

ACADEMIA DE STUDII ECONOMICE DIN BUCUREȘTI



Școala doctorală de Cibernetică și Statistică Economică

TEZĂ DE DOCTORAT

Prezentată și susținută public de către autor:

RALUCA-MARIA A. BĂLĂ

Titlul tezei de doctorat:

**ANALIZA CONSUMULUI PRIVAT DIN ROMÂNIA
ȘI INFLUENȚA ASUPRA BUNĂSTĂRII ECONOMICE**

Conducător de doctorat: Prof. univ. dr. CONSTANTIN MITRUȚ

Comisia de susținere a tezei de doctorat:

Prof. univ.dr. Emilia Țițan (președinte)	- Academia de Studii Economice din București
Prof. univ. dr. Elena-Carmen Pintilescu (referent)	- Universitatea „Alexandru Ioan Cuza” din Iași
Conf. univ. dr. Viorica Chirilă (referent)	- Universitatea „Alexandru Ioan Cuza” din Iași
Prof. univ. dr. Monica Mihaela Roman (referent)	- Academia de Studii Economice din București
Prof. univ. dr. Constantin Mitruț (conducător de doctorat)	- Academia de Studii Economice din București

București, septembrie 2018

ACADEMIA DE STUDII ECONOMICE DIN BUCUREȘTI

Consiliul pentru Studii Universitare de Doctorat

Școala Doctorală de Cibernetică și Statistică Economică

**ANALIZA CONSUMULUI PRIVAT DIN ROMÂNIA
ȘI INFLUENȚA ASUPRA BUNĂSTĂRII ECONOMICE**

Raluca-Maria Bălă

Conducător de doctorat: Prof. univ. dr. Constantin Mitruț

București, 2018

SINTEZA LUCRĂRII

Tema aleasă pentru lucrarea de doctorat abordează analiza consumului privat (consumul populației) și influența acestuia asupra bunăstării economice, reprezentând agregatul macroeconomic cu cea mai mare pondere în Produsul Intern Brut (PIB).

Analiza statistică a consumului privat a urmărit o abordare complexă asupra acestui indicator macroeconomic, aplicând atât metode și modele statistico-econometrice din teoria economică clasică cât și tehnici și modele mai recente în vederea cuantificării influenței și contribuției indicatorilor economici și de asemenea de a valida sau infirma ipotezele cercetării în conformitate cu schimbările prin care economia României a trecut în ultimii 25 de ani.

Obiectivele lucrării de doctorat au fost definite de ipotezele cercetării și au urmărit mai multe direcții de analiză a consumului privat considerând schimbările prin care România a trecut de la căderea regimului comunist spre economia de piață, influența schimbărilor din regimul politic, aderarea la Uniunea Europeană, criza financiară și economică și redresarea economică din ultimii ani.

Lucrarea de față realizată în cadrul perioadei de cercetare doctorală propune câteva răspunsuri la unele probleme și direcții de dezvoltare economică ale consumului privat și bunăstării economice din România, din ultimele două decenii post Revoluție. Printre acestea se găsesc:

1. Evoluția volumului și structura consumului populației din România.
2. Care sunt asemănările și diferențele comportamentului de consum al populației din România comparativ cu celelalte state membre UE.
3. Veridicitatea (din punct de vedere al datelor cunoscute) modelelor de consum clasice formulate de Keynes și Friedman în cazul României și în ce măsură acestea se validează în perioada analizată.
4. Veridicitatea ipotezei modelului de tip „mers aleator” („random walk”) a lui Robert Hall în cazul consumului privat din România.
5. Existența unei relații pe termen lung între PIB și consumul populației din România, precum și definirea acesteia.
6. Influența migrației asupra consumului privat din România luând în considerare fenomenul migraționist în creștere din România mai ales după accesarea în UE.

7. Existența și cuantificarea unei relații de cointegrare între efectele economice ale migrației sub forma remitențelor și consumul populației din România.

8. În ce măsură este posibilă introducerea unui indicator pentru cuantificarea bunăstării economice bazat pe consumul populației din România.

Pentru a răspunde la aceste întrebări s-au formulat și testat ipoteze statistice validate prin metode specifice econometriei descrise în cele opt capitole ale lucrării de doctorat. Ele s-au bazat pe formule aparținând unor cercetători de renume la nivel internațional, precum și pe baze de date aflate la dispoziție la nivel global (WorldBank), european (Eurostat) sau național (INSSE). Rezultatele au evidențiat clar posibilitatea obținerii unor răspunsuri, chiar dacă uneori parțiale, la problemele abordate în cele opt capitole ale lucrării. Unele limitări ale rezultatelor pot fi date și de lungimea seriilor analizate. Din acest motiv sunt propuse în final și dezvoltări ulterioare ale metodelor de cercetare abordate pe serii mai lungi, care să valideze mai bine ipotezele de lucru.

Cercetarea s-a bazat și pe mai multe lucrări originale publicate în timpul perioadei de cercetare doctorală, lucrări citate la unele capitole și aflate în bibliografie.

Discuția asupra introducerii unui nou indicator pentru cuantificarea monetară a bunăstării economice bazat pe consumul populației constituie o abordare cu totul nouă pentru România și poate constitui o legătură nedescifrată încă în totalitate între bunăstarea materială și nivelul economic al unei populații.

SUMMARY

The topic chosen for the doctoral thesis addresses the analysis of private consumption (consumption of the population) and its influence on the economic welfare, representing the macroeconomic aggregate with the highest share in Gross Domestic Product (GDP).

The statistical analysis of private consumption follows a complex approach of this macroeconomic indicator, applying both statistic and econometric methods and models of classical economic theory and the latest techniques and models to assess the influence and contribution of economic indicators, and also to validate or to invalidate the hypotheses of research in line with the changes through which the Romanian economy has passed over the past 25 years.

The objectives of the doctoral thesis were defined by the research hypotheses and followed several directions of analysis of the private consumption, considering the changes that Romania has passed since the fall of the communist regime towards the market economy, the influence of the changes in the political regime, the accession to the European Union, the financial and economic crisis and the economic recovery in the recent years.

The present research work done during the doctoral stage proposes some answers to some problems and directions of economic development of private consumption and economic welfare in Romania during the last two decades after the Revolution. These include:

1. The evolution of volume and structure of population consumption in Romania.
2. What are the similarities and differences in the consumption behavior of the Romanian population compared to the other EU Member States.
3. The actuality (from the available data point of view) of Keynes and Friedman's classic consumption models for the case of Romania and to what extent they validate during the analyzed period.
4. The actuality of Robert Hall's „random walk” model for private consumption in Romania.
5. The existence of a long-term relationship between GDP and the consumption of the Romanian population, as well as its determination.
6. The influence of migration on private consumption in Romania taking into account the increasing migration phenomenon in Romania, especially after the accession to the EU.
7. The existence and quantification of a cointegration relationship between the economic effects of migration in the form of remittances and the consumption of the Romanian population.

8. To what extent is it possible to introduce an indicator for the quantification of economic welfare based on population consumption in Romania.

In order to answer these questions, there were stated and tested statistical hypotheses, validated by the econometric methods described in the eight chapters of the doctoral thesis. These relied on formulas from internationally renowned researchers as well as on databases available globally (WorldBank), at European level (Eurostat) or national level (INSSE). The results have clearly highlighted the possibility of getting answers, even if sometimes partial, to the issues addressed in the eight chapters of the thesis. Some limitations of the results can also be given by the length of the series analyzed. For this reason, further developments of the research methods performed on longer series are proposed, which better validate the working hypotheses.

The research has also focused on several original papers published during the doctoral research period, papers cited in some chapters and found within the references.

The discussion on the introduction of a new indicator for the monetary quantification of economic welfare based on the consumption of the population presented in last chapter is an entirely new approach for Romania and may constitute an undeciphered relationship between the material welfare and the economic level of a population.

Mulțumiri

În primul rând vreau să mulțumesc familiei mele și în special tatălui meu Andrei Bălă, bunicului meu Constantin Bălă, prietenului Constantin Gătin și domnului Prof. univ. dr. Isaic-Maniu Alexandru pentru influența pe care au avut-o în decizia mea de a urma acest program de doctorat.

De asemenea vreau să adresez mulțumiri speciale coordonatorului meu științific, domnului Prof. univ. dr. Constantin Mitruț pentru acceptul de a-mi fi conducător al tezei de doctorat, pentru susținerea, răbdarea și înțelegerea pe care mi-a oferit-o de-a lungul anilor de doctorat.

Nu în ultimul rând aș vrea să mulțumesc comisiei de îndrumare pentru sprijinul acordat în timpul stagiului doctoral și tuturor profesorilor din Academia de Studii Economice cu care am lucrat și interacționat în timpul anilor de doctorat, fie prin oportunitatea de a susține ca student doctorand orele de seminar pentru cursurile dâșilor, fie prin discuțiile din timpul diseminării rezultatelor cercetării doctorale la cursuri și conferințe.

CUPRINS

INTRODUCERE

CAPITOLUL 1. Analiza evoluției structurii consumului privat din România

1.1. Sinteza literaturii de specialitate.....	7
1.2. Descrierea bazei de date și metodologia de cercetare.....	10
1.3. Rezultatele cercetării	11
1.4. Concluzii	17

CAPITOLUL 2. Analiza comparativă a comportamentului de consum în România și Uniunea Europeană

2.1. Sinteza literaturii de specialitate.....	19
2.2. Descrierea bazei de date și metodologia de cercetare.....	22
2.3. Rezultatele cercetării	24
2.4. Concluzii	40

CAPITOLUL 3. Analiza comparativă a modelelor de consum clasice propuse de Keynes și Friedman în cazul României

3.1. Sinteza literaturii de specialitate.....	43
3.2. Descrierea bazei de date și metodologia de cercetare.....	44
3.3. Rezultatele cercetării	45
3.4. Concluzii	53

CAPITOLUL 4. Testarea ipotezei modelului de tip „mers aleator” („random walk”) a lui Robert Hall în cazul consumului privat din România

4.1. Sinteza literaturii de specialitate.....	55
4.2. Descrierea bazei de date și metodologia de cercetare.....	57
4.3. Rezultatele cercetării	57
4.4. Concluzii	65

CAPITOLUL 5. Analiza relației pe termen lung dintre PIB și consumul privat din România prin analiza de cointegrare

5.1. Sinteza literaturii de specialitate.....	66
5.2. Descrierea bazei de date și metodologia de cercetare.....	67
5.3. Rezultatele cercetării	69
5.4. Concluzii	72

CAPITOLUL 6. Analiza influenței fenomenului de migrație asupra consumului privat în Europa

6.1. Sinteza literaturii de specialitate.....	74
6.2. Descrierea bazei de date și metodologia de cercetare.....	76
6.3. Rezultatele cercetării	78
6.4. Concluzii	85

CAPITOLUL 7. Analiza relației pe termen lung între efectele emigrației și consumul privat din România prin analiza de cointegrare

7.1. Sinteza literaturii de specialitate.....	88
7.2. Descrierea bazei de date și metodologia de cercetare.....	89
7.3. Rezultatele cercetării	91
7.4. Concluzii	95

CAPITOLUL 8. O propunere de evaluare a bunăstării economice din România prin ajustarea consumului privat

8.1. Sinteza literaturii de specialitate.....	97
8.2. Descrierea bazei de date și metodologia de cercetare.....	104
8.3. Rezultatele cercetării	108
8.4. Concluzii	112

CONCLUZII ȘI DIRECȚII VIITOARE DE CERCETARE

REFERINȚE BIBLIOGRAFICE

ANEXE

Lista abrevierilor și acronimelor folosite în lucrare

Lista tabelelor din lucrare

Lista figurilor și a graficelor din lucrare

INTRODUCERE

Tema aleasă pentru lucrarea de doctorat abordează analiza consumului privat (consumul populației) și influența acestuia asupra bunăstării economice, reprezentând agregatul macroeconomic cu cea mai mare pondere în Produsul Intern Brut (PIB).

Motivația care a stat la baza alegerii subiectului tezei de doctorat a venit în mod natural ca o dorință de continuare a cercetării realizate prin lucrarea de disertație „Limite ale agregatelor macro în caracterizarea bunăstării sociale. Studiu de caz - România” coordonată de Dl. Prof. Univ. Dr. Alexandru Isaic-Maniu și totodată ținând cont de importanța consumului privat în susținerea economiei, redresarea acesteia pe timp de criză și mai mult, asupra bunăstării economice sau materiale a populației, în lipsa căreia indivizii nu pot dobândi bunăstarea socială, fericirea sau împlinirea în contextul ordinii economice a lumii de astăzi.

Analiza statistică a consumului privat a urmărit o abordare complexă asupra acestui indicator macroeconomic, aplicând atât metode și modele statistico-econometrice din teoria economică clasică cât și tehnici și modele mai recente în vederea cuantificării influenței și contribuției indicatorilor economici și de asemenea de a valida sau infirma ipotezele cercetării în conformitate cu schimbările prin care economia României a trecut în ultimii 25 de ani.

Obiectivele lucrării de doctorat au fost definite de ipotezele cercetării și au urmărit mai multe direcții de analiză a consumului privat considerând schimbările prin care România a trecut de la căderea regimului comunist spre economia de piață, influența schimbărilor din regimul politic, aderarea la Uniunea Europeană, criza financiară și economică și redresarea economică din ultimii ani.

În acest sens prin cercetarea doctorală am încercat să găsesc răspunsuri la următoarele întrebări: cum a evoluat volumul și structura consumului populației din România? Care sunt asemănările și diferențele comportamentului de consum al populației din România comparativ cu celelalte state membre ale UE? Mai sunt actuale din punct de vedere empiric modelele de consum clasice formulate de Keynes și Friedman în cazul României și în ce măsură acestea se validează în perioada analizată? În ce măsură consumul populației din România este reprezentat de un proces autoregresiv și care este ordinul decalajului acestuia? Există o relație pe termen lung între PIB și consumul populației din România? Care este influența migrației asupra consumului privat din România luând în considerare fenomenul migraționist în creștere din România mai ales după accederea în UE? Există o relație de cointegrare între efectele economice ale migrației sub forma remitențelor și consumul populației din România? Este posibilă

introducerea unui indicator pentru cuantificarea monetară a bunăstării economice bazat pe consumul populației din România?

Pentru a răspunde la aceste întrebări s-au formulat și testat ipoteze statistice validate prin metode specifice econometriei descrise în cele opt capitole ale lucrării de doctorat.

Capitolul 1. urmărește analiza evoluției volumului și structurii consumului privat din România în ultimii douăzeci de ani surprinzând trei perioade principale care au influențat compoziția bunăstării economice a cetățenilor români: perioada de tranziție spre economia de piață după căderea regimului comunist, perioada stabilizării economice și a creșterii susținute și cea a perioadei de criză economică și financiară. Analiza evidențiază modificările structurii consumului privat în cele trei faze principale surprinse în economia românească și prezintă influența acestor schimbări asupra bunăstării economice a populației.

Capitolul 2. prezintă un studiu asupra modelelor de consum ale țărilor UE pentru a descoperi posibilele tendințe în schimbare ale cheltuielilor gospodăriilor care influențează direct bunăstarea economică a cetățenilor de-a lungul diferitelor perioade de timp și analizează poziția României între țările UE în ceea ce privește comportamentul consum și modul în care acesta a evoluat înainte, în timpul și după criza economică și financiară.

Capitolul 3. cuprinde analiza comparativă a performanțelor funcțiilor de consum formulate de Keynes și Friedman aplicate în cazul României cu scopul de a testa actualitatea și validitatea modelelor de consum bazate pe teorii clasice de consum.

Capitolul 4. prezintă analiza consumului privat din România dintr-o perspectivă de modelare a seriilor de timp având ca punct de plecare ipoteza teoriei consumului de tip „mers aleator” („random walk”) inițiat de economistul Robert Hall (1978) și determinarea ordinului decalajului (lag-ului) în timp față de care consumul actual depinde.

Capitolul 5. cuprinde studiul relației pe termen lung dintre consumul privat și PIB din România prin analiza de cointegrare plecând de la ipoteza dependenței dintre acești doi macroindicatori de o importanță majoră pentru creșterea economică și implicit a bunăstării economice a populației unei țări.

Capitolul 6. prezintă rezultatele cercetării asupra relației bilaterale dintre rata migrației și cheltuielile de consum final ale gospodăriilor populației din perspectiva unei analize econometrice, considerând faptul că majoritatea remitențelor migranților români este îndreptată spre consumul populației și că remitențele sunt corelate pozitiv cu numărul de emigranți.

Capitolul 7. cuprinde analiza econometrică dintre consumul populației și remitențele migranților, testând existența unei tendințe comune a indicatorilor, relevând astfel posibilitatea unei relații de echilibru pe termen lung.

Capitolul 8. prezintă pe de o parte, deficiențele celui mai important agregat macroeconomic, PIB, în caracterizarea bunăstării economice a populației și, pe de altă parte, furnizează unele dovezi ale criticii teoretice a PIB-ului, cu referire la cazul României, luând în considerare trei componente esențiale pentru cuantificarea bunăstării economice durabile a populației dintr-o țară: componenta socială, economică și de mediu. Astfel, se propune un indicator bazat pe consumul privat mai adecvat decât PIB-ul pentru măsurarea bunăstării economice din România și se compară evoluția acestora în ultimii douăzeci de ani.

Lucrarea de doctorat se încheie cu partea de concluzii asupra rezultatelor obținute prin cercetarea doctorală și recomandări pentru viitoare studii empirice asupra consumului privat din România luând în considerare limitele privind disponibilitatea datelor.

CAPITOLUL 1. Analiza evoluției structurii consumului privat din România

Capitolul urmărește să analizeze evoluția structurii consumului privat din România în ultimii douăzeci și cinci de ani surprinzând trei perioade principale care au influențat compoziția bunăstării economice a cetățenilor români: perioada de tranziție spre economia de piață după căderea regimului comunist, perioada stabilizării economice și a creșterii susținute și perioada din timpul și de după criza economică și financiară. Analiza evidențiază modificările structurii consumului privat în cele trei faze principale surprinse în economia românească și prezintă influența acestor schimbări asupra bunăstării economice a populației.

Economia României a suferit multe schimbări în ultimele două decenii și jumătate, mai exact după căderea regimului comunist și trecerea prin tranziție la o economie deschisă, la stabilizarea economică, la creșterea susținută și la confruntarea cu efectele crizei financiare și economice mondiale.

Produsul intern brut (PIB), cel mai important macroindicator al economiei, este alcătuit în principal din cheltuielile de consum final ale gospodăriilor, partea principală care influențează direct bunăstarea economică a cetățenilor români.

Astfel, consumul privat reprezintă un agregat foarte important atât la nivel macro, cât și la nivel micro în economia României, deoarece reprezintă peste două treimi din PIB-ul țării și reflectă de asemenea și cheltuielile gospodăriilor din România. În prezent trăim într-o societate de consum, o economie de piață deschisă și nu putem trăi fără participarea la activitatea economică, pentru că pentru a satisface chiar și nevoile de bază, oamenii trebuie să achiziționeze produse și servicii.

Scopul acestui studiu empiric este de a analiza evoluția structurii consumului privat cu implicarea sa asupra bunăstării economice la nivel macro și micro în ultimele două decenii în România. Importanța acestei analize constă în conștientizarea schimbărilor în compoziția consumului gospodăriilor populației care a fost influențată de-a lungul timpului și modul în care aceste schimbări au modificat bunăstarea economică a cetățenilor.

1.1. Sinteza literaturii de specialitate

Consumul privat se referă la consumul final individual efectiv al gospodăriilor, care constă în cheltuielile gospodăriilor pentru achiziționarea de bunuri și servicii pentru a satisface în mod direct nevoile individuale ale membrilor gospodăriilor rezidente, cheltuielile publice pentru

consum individual (educație, sănătate, securitate și asistență socială, sport, recreere, colectarea deșeurilor menajere) și a cheltuielilor instituțiilor fără scop lucrativ în serviciul gospodăriilor.

Legătura dintre consumul privat și bunăstarea economică nu a primit suficientă preocupare în literatura de specialitate din România, majoritatea cercetătorilor și autorilor folosindu-se de conceptul general de bunăstare, uneori asociind-o greșit cu cea a prosperității, a calității vieții sau a nivelului de trai. Unii spun că, deși PIB reflectă într-o anumită măsură bunăstarea economică a unei țări, acest indicator nu este adecvat pentru acest scop (Doltu, 2004). Chiar dacă acești termeni sunt legați unul de celălalt și sunt influențați reciproc, ei nu au același înțeles, de aici și existența separată a acestor concepte.

Importanța analizei statistice a consumului gospodăriilor populației rezultă din faptul că este un indicator important în elaborarea politicilor socio-economice privind dezvoltarea economică și bunăstarea, fiind de asemenea util pentru mediul de afaceri și pentru populație (Băbucea & Bălăcescu, 2011; Stanciu & Mihăilescu, 2011).

De asemenea, Stroe et al. (2011) remarcă faptul că „nivelul și structura consumului sunt variabile economice care reflectă bunăstarea populației, condiționate de contextul macroeconomic general, precum și de politicile agricole și de mulți alți factori”.

În termeni generali, „consumul înseamnă satisfacerea nevoilor” și simplu spus „consumul înseamnă a avea un bun sau un serviciu, de a-l deține pentru a-l utiliza sau a-l consuma pentru a satisface nevoile particulare” (Firat, Kutucuoğlu, Arıkan Saltik & Tunçel, 2013). Actul de consum prin intermediul banilor are atât beneficii sociale, cât și economice, prin satisfacerea nevoilor, dorințelor și necesităților, bunurilor, serviciilor și banilor sau a unei valori care substituie valoarea materială pentru îndeplinirea cerințelor (Firat, Kutucuoğlu, Arıkan Saltik & Tunçel, 2013). În plus, Solomon (1999) afirmă faptul că un produs poate avea cel puțin două tipuri de beneficii pentru consumator, care îndeplinesc o nevoie ce poate fi utilitară și/sau hedonică.

Pentru a furniza o scurtă definiție, bunăstarea economică reprezintă acea parte a conceptului de bunăstare care poate fi măsurată prin nevoi consumabile (produse alimentare, nealimentare și servicii) exprimate în termeni monetari (Pigou, 1932).

Cu toate acestea, actul de cumpărare a produselor sau serviciilor prin tranzacții economice îmbunătățește și bunăstarea socială a cumpărătorului, în afară de cea economică. După cum este definită într-un dicționar economic, bunăstarea socială sau colectivă se referă la acel tip de bunăstare realizat de toți membrii colectivității printr-un stoc minim de bunuri economice considerate a fi decente și normale (Varjan, 2011). Dăianu recunoaște influența consumului și a dezechilibrelor macroeconomice asupra bunăstării societății (Dăianu, 2000).

Chiar dacă actul de consum satisface și nevoile sociale ale oamenilor, el are în principal o natură economică, contribuind la bunăstarea economică a indivizilor.

Pigou (1932) a declarat mai multe despre acest concept și despre relația bunăstare-consum după cum urmează:

„Un instrument evident de măsurare disponibil în viața socială este reprezentat de bani. Din acest motiv, amplitudinea anchetei noastre se limitează la acea parte a bunăstării sociale care poate fi adusă direct sau indirect în relație cu măsurarea banilor. Această parte a bunăstării poate fi numită bunăstare economică. [...] Cu toate acestea, deși nu există o limită precisă între bunăstarea economică și cea non-economică, testul accesibilității la un instrument de măsură al banilor servește destul de bine pentru a stabili o distincție aproximativă. Bunăstarea economică [...] este subiectul științei economice.”

Astfel, bunăstarea economică se referă la acea parte a bunăstării sociale care poate fi îndeplinită prin activitatea economică (Samuelson & Nordhaus, 1999).

După cum afirmă Stanciu (2012) „scopul principal al oricărui act de consum vizează domeniul general al bunăstării, condiționării prosperității, bunei dispoziții, curățeniei, eleganței, emoției sau plăcerii prin satisfacerea diferitelor nevoi ale consumatorilor” subliniind importanța volumului și a structurii bunăstării materiale obținute prin consumul de bunuri și servicii.

În urma acestei relații dintre concepte, Biroul Național de Statistică al Republicii Moldova a propus în anul 2007 (Biroul Național de Statistică al Republicii Moldova, 2007) un indicator pentru analiza bunăstării cetățenilor prin însumarea cheltuielilor de consum și efectuarea unor modificări privind metodologia.

Consumul privat al gospodăriilor din România

Consumul populației din România reprezintă partea cea mai importantă a volumului cererii, reprezentând 74% din PIB în 2008, vârful perioadei de creștere economică. În ceea ce privește structura consumului, s-a observat o schimbare în ultimele două decenii de la achiziționarea de bunuri la cererea de servicii în multe țări din Uniunea Europeană (Russu, 2012). Efectele acestei schimbări s-au remarcat mai mult în ultimii ani, când, așa cum au afirmat Stroe et al. (2010), ca rezultat al crizei economice, multe gospodării au trebuit să-și reconsidere prioritățile pentru consum, fiind astfel obligate să plătească în primul rând anumite utilități și servicii destinate locuinței, în detrimentul cheltuielilor alocate produselor alimentare.

Cu toate acestea, în ultimele două decenii, populația României a alocat aproape jumătate din cheltuielile de consum pentru produse alimentare, 55,8% în 2001 și 45-50% în perioada de

prosperitate economică, până în 2007, plasând România în UE ca având un model de consum puternic exagerat, în principal datorită cheltuielilor din sectorul alimentar (Stanciu, 2010).

În 2008, România avea următoarea structură a cheltuielilor totale de consum: pentru produse alimentare 44,3%, pentru mărfuri nealimentare 31,5% și pentru servicii 24,2% (Anuarul Statistic al României, 2009). În general, cu cât este mai mare ponderea alimentelor în cheltuielile totale de consum ale unei gospodării, cu atât situația materială a gospodăriei este mai modestă, din moment ce majoritatea banilor sunt cheltuiți pentru acoperirea nevoilor de bază (Orgonas, 2011).

Ținând cont de compoziția principală a consumului gospodăriei, Gabor (2013) recunoaște avantajele gradului de înzestrare cu bunuri durabile asupra bunăstării economice și sociale a populației post-comuniste din România.

În următoarele secțiuni sunt prezentate și discutate principalele aspecte privind evoluția nivelului și a structurii consumului privat al gospodăriilor din România și influența acestuia asupra bunăstării economice a cetățenilor.

1.2. Descrierea bazei de date și metodologia de cercetare

Datele utilizate în prima parte a analizei fac referire la consumul privat (Household Final Consumption Expenditure-HFCE), consumul privat pe locuitor (HFCE per capita), PIB pe locuitor (GDP per capita) și ratele de creștere anuală ale consumului privat pe locuitor (HFCE annual growth per capita) și ale PIB pe locuitor (GDP annual growth per capita) și au fost colectate din baza de date online a WorldBank pe perioada disponibilă 1990-2012, cu valori exprimate în prețuri constante \$ SUA 2005 și pe perioada 1990-2016 cu valori exprimate în prețuri constante \$ SUA 2010 pentru primii trei indicatori și respectiv pe perioada 1991-2016 pentru ratele de creștere anuală exprimate în procente.

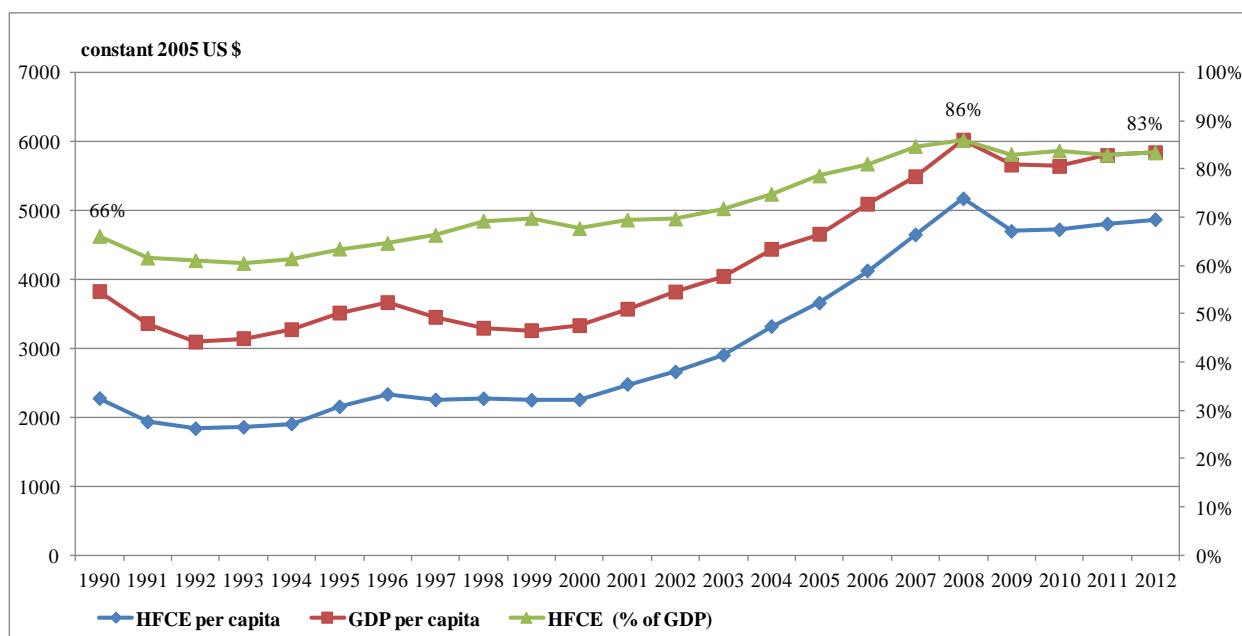
În cea de-a doua parte a studiului sunt utilizate date referitoare la categoriile de consum final ale gospodăriilor exprimate ca procent din cheltuielile de consum ale gospodăriilor, pe perioada disponibilă 1995-2015 și date cu privire la principalele bunuri de folosință îndelungată exprimate ca număr mediu la 100 de gospodării, pe perioada disponibilă 1995-2017, primele fiind colectate din baza de date online Eurostat, iar datele privind principalele bunuri de folosință îndelungată din baza de date TEMPO online a Institutului Național de Statistică.

Toate figurile au fost realizate în Microsoft Excel 2007-2013.

1.3. Rezultatele cercetării

Consumul privat (Household Final Consumption Expenditure- HFCE) este indicatorul macro care deține cea mai mare pondere din PIB, economia României fiind bazată în principal pe consum, această parte crescând constant în ultimii 20 de ani, începând cu căderea regimului comunist și continuând cu trecerea la economia de piață și perioada de creștere economică susținută. Astfel, ponderea cheltuielilor de consum final ale populației în PIB (incluzând și discrepanțele statistice din indicatorul de consum) a crescut de la aproximativ 66% în 1990 la peste 83% în 2012, conform indicatorilor calculați în prețuri constante \$ SUA 2005, după cum se observă în Figura 1.1.

Figura 1.1 Evoluția HFCE/loc, PIB/loc (exprimate în prețuri constante \$ SUA 2005) și a ponderii (%) HFCE în PIB în perioada 1990-2012



Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza date WorldBank

În primii trei ani de la căderea regimului comunist, 1990-1992, consumul gospodăriilor a scăzut odată cu PIB-ul, începutul tranziției fiind reflectat de o situație economică dificilă (Figura 1.1). Următoarea perioadă a fost caracterizată de creșterea economică a producției finale, consumul populației urmărind aceeași tendință ascendentă între anii 1993-1996, valorile acestora revenind treptat la nivelurile din 1990 (Figura 1.1).

Sfârșitul anului 1996 aduce noi alegeri generale astfel că anul următor marchează schimbarea conducerii politice, factor care a influențat în mod semnificativ climatul economic și a condus la

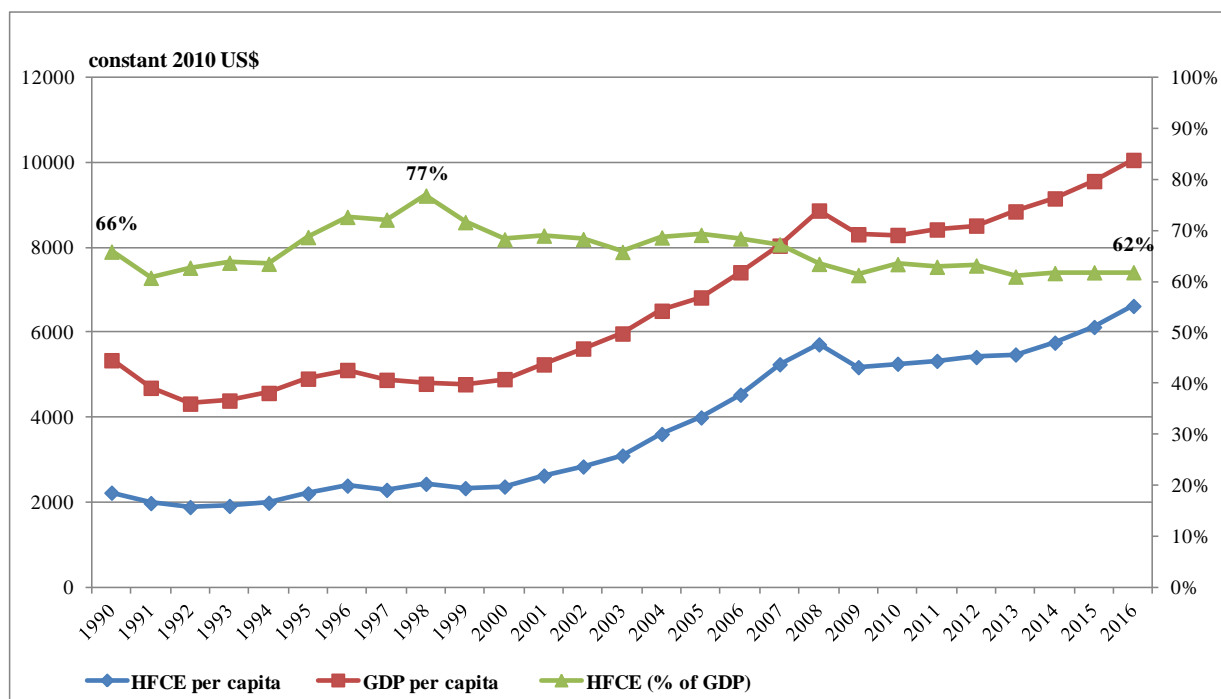
o scădere prin reducerea PIB până la sfârșitul anului 1999, în timp ce nivelul consumului gospodăriilor s-a fost menținut timp de trei ani relativ la aceeași valoare (Figura 1.1).

Anul 2000 a reprezentat un alt an electoral de stabilire a unui nou Guvern, macroindicatorii cunoscând o creștere continuă și susținută până în 2008, anul de vârf al perioadei de creștere economică maximă din ultimii 20 de ani. În această perioadă, ponderea consumului privat a crescut de la 68% în 2000 la 86% în 2008 (Figura 1.1), în principal datorită creditelor de consum ale gospodăriilor.

Începând cu anul 2010, producția și consumul au înregistrat creșteri mici, ca semn de redresare economică și de stabilizare relativă după efectele economice negative semnificative generate de criza globală (Figura 1.1), urmând ca după anul 2012 creșterea ambilor indicatori să fie una susținută și de amplitudine mai mare (Figura 1.2), conform valorilor indicatorilor exprimați în prețuri constante \$ SUA 2010.

Această recuperare a consumului s-a datorat creșterii salariilor în 2012 și 2013, atunci când salariile au fost reîntregite pentru mai mult de 1,187 milioane de angajați ai statului, anterior (2010) acestea fiind reduse cu 25% ca măsură anti-criză. În 2012, salariile lor au fost majorate cu 8% în Iunie, și apoi, în 2013 o a doua creștere, valoarea pentru acoperirea celor două creșteri salariale ridicându-se la circa 4,6 miliarde de lei (Marinescu, 2014).

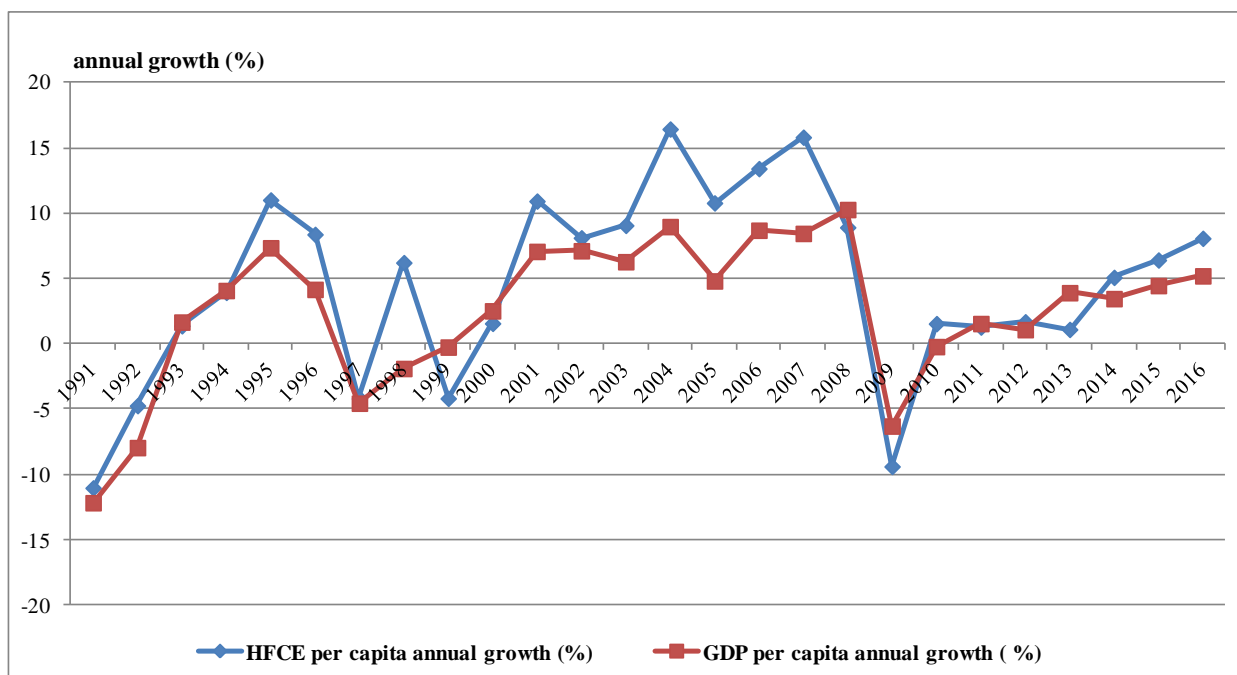
Figura 1.2 Evoluția HFCE/loc, PIB/loc (exprimate în prețuri constante \$ SUA 2010) și a ponderii (%) HFCE în PIB în perioada 1990-2016



Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza date WorldBank

În ceea ce privește dinamica modificărilor anuale a celor doi macroindicatori, se evidențiază un trend comun pe parcursul perioadei analizate, consumul pe cap de locuitor înregistrând creșteri, în general, mai mari față de cele ale PIB-ului pe cap de locuitor, atingând două maxime de până la 17% în 2004/2003 și respectiv de 16% în 2007/2006 (Figura 1.3). Schimbări negative au avut loc în perioada de criză a situației politico-economice, anume între anii 1991-1993 și 1997-2000, împreună cu declinul considerabil din perioada 2009/2008, atunci când efectele crizei economice au afectat economia românească (Figura 1.3).

Figura 1.3 Evoluția creșterii anuale (%) a HFCE/loc și a PIB/loc în perioada 1991-2016



Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza de date WorldBank

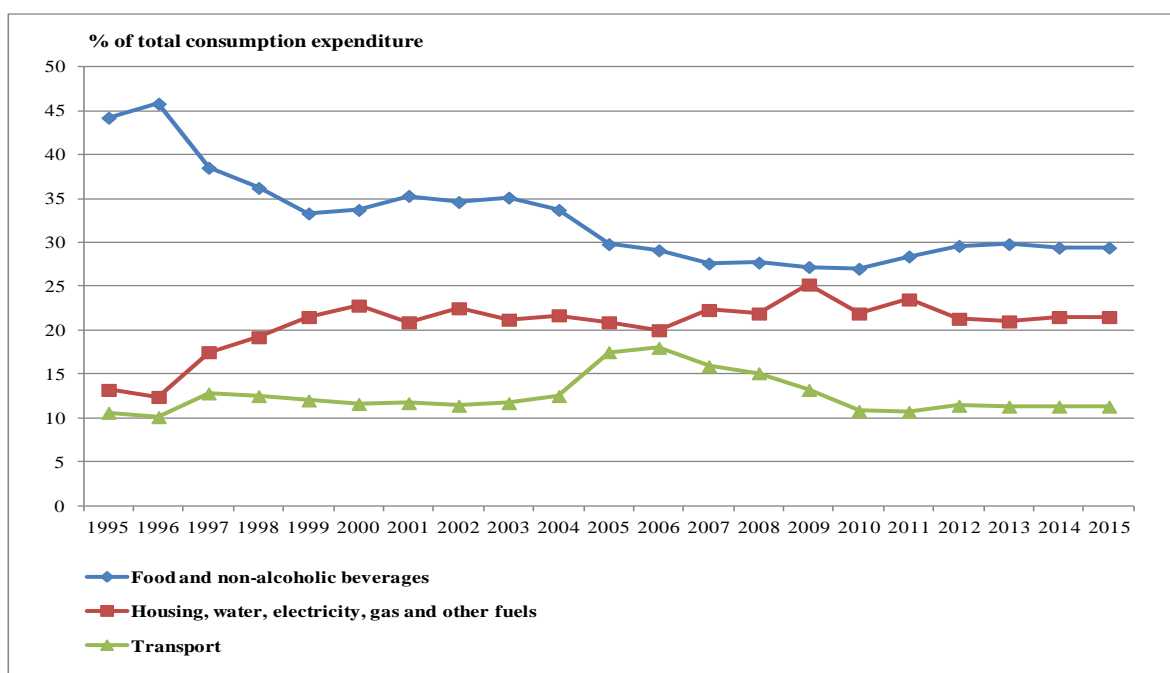
Creșterea redusă a consumului gospodăriilor populației poate fi explicată prin lipsa consolidării acestei creșteri datorată neîncrederii populației în redresarea situației economice naționale, mărindu-și depozitele în termeni reali cu 3,3% în 2012 și cu 4,5% în 2013 (Marinescu, 2014).

Rezumând perioada anterioară crizei financiare, 1990-2008, se poate afirma că au existat două etape de recesiune profundă (1990-1992, 1997-1999) și două de creștere economică relativă (1993-1996, 2000-2004), urmată de o creștere considerabilă între anii 2004-2008.

Structura cheltuielilor de consum final ale gospodăriilor populației în funcție de scopurile principale ale consumului, în perioada 1995-2015, este prezentată în Figura 1.4 și Figura 1.5. În Figura 1.4 sunt prezentate primele trei elemente deținând cele mai mari ponderi în totalul

cheltuielilor de consum, „Alimente și băuturi nealcoolice” cu ponderi cuprinse între 27% - 45,8%, „Locuință, apă, electricitate, gaze și alți combustibili” cu 12,4% -25,2% și „Transport” cu 10,1% -18%. Cererea pentru „Alimente și băuturi nealcoolice” a scăzut în perioada analizată cu peste 14 puncte procentuale (p.p.), în principal datorită creșterii cheltuielilor legate de „Locuință, apă, electricitate, gaze și alți combustibili” prin modificarea acestora din urmă cu aproape 8 p.p.. Cea de-a treia pondere mare în cheltuielile de consum deținută de cheltuielile pentru „Transport” a avut o evoluție relativ constantă între anii 1995-2004, înregistrând creșteri în următorii doi ani, însă urmate de descreștere continuă pe ultima perioadă de patru ani având o pondere de 11% din consumul total. În urma redresării economice de după criză, cele trei elemente de cheltuieli de consum își mențin aproximativ aceeași pondere pe perioada imediat următoare, respectiv între anii 2012-2015. Aceste trei destinații principale de consum relevă într-o oarecare măsură profilul de consum al României postcomuniste, care se caracterizează prin transferul unei părți majore din consumul pentru produse alimentare la cel al cheltuielilor pentru servicii, sporind astfel bunăstarea economică a gospodăriilor, astfel cheltuind mai puțin pe produsele alimentare cu precizarea că sporirea cheltuielilor pentru locuințe înseamnă mai mulți bani alocați pe utilitățile pentru locuințe față de alocarea de cheltuieli pentru alte bunuri sau servicii care contribuie mai mult la bunăstarea lor economică, dezvăluind faptul că principalele priorități ale indivizilor în ceea ce privește consumul sunt încă reprezentate de nevoile de bază.

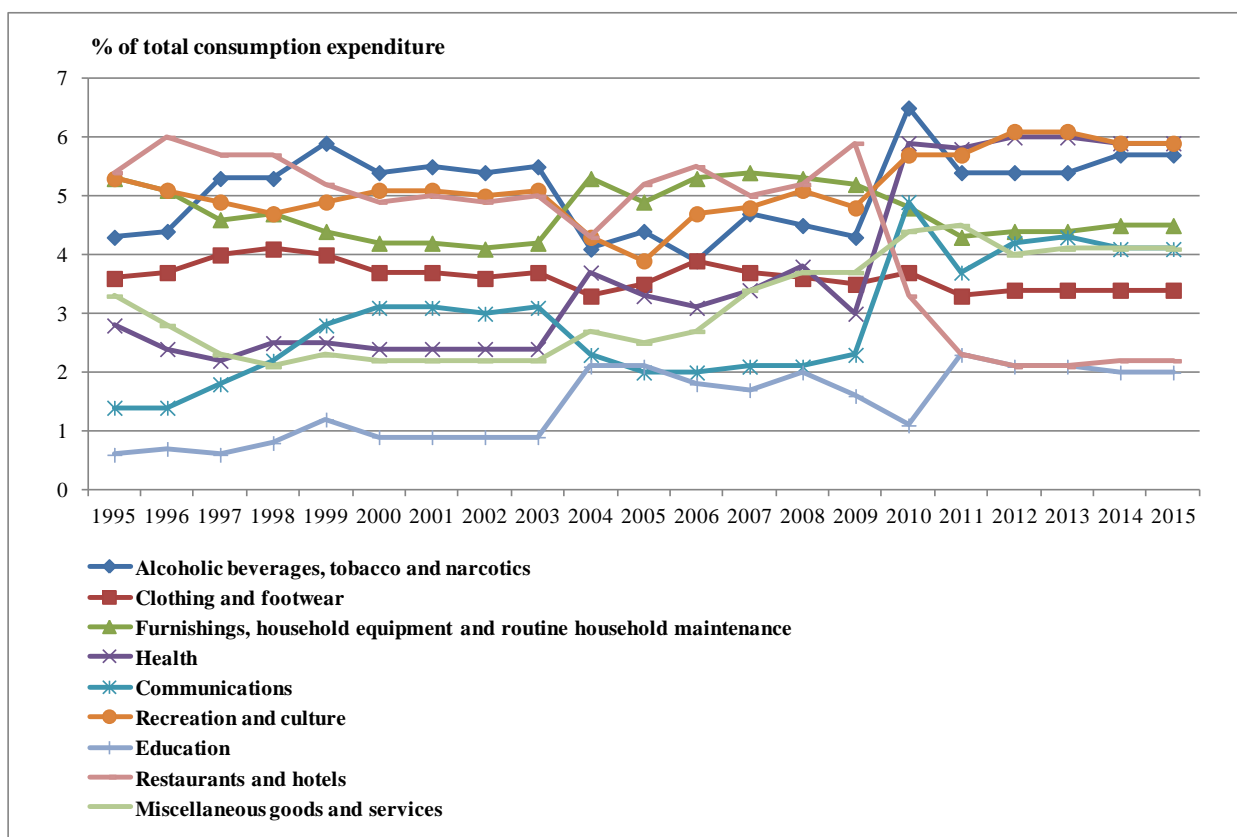
Figura 1.4 Structura cheltuielilor de consum final ale gospodăriilor după categorii de cheltuieli (% din total) în perioada 1995-2015



Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza de date Eurostat

Figura 1.5 prezintă celelalte nouă elemente de consum ca ponderi din cheltuielile totale de consum. Șase dintre acestea și-au mărit cota pe parcursul perioadei considerate, chiar în urma crizei economice, după cum urmează: cele pentru „Sănătate” cu 3,1 p.p., pentru „Telecomunicații” cu 2,7 p.p., pentru „Băuturi alcoolice, tutun și narcotice” cu 1,4 p.p., pentru „Recreere și cultură” cu 0,6 p.p., pentru „Educație” 0,4 p.p., iar pentru „Alte bunuri și servicii” cu 0,8 p.p.. Din Figura 1.5 se observă că, începând cu efectele recesiunii economice, în anul 2010 s-au înregistrat creșteri mari ale cheltuielilor cu alcoolul și narcoticele, împreună cu cheltuielile pentru sănătate și cele pentru telecomunicații. Aceste observații reflectă impactul crizei economice globale care a influențat negativ structura consumului gospodăriilor și, de asemenea, bunăstarea economică a indivizilor.

Figura 1.5 Structura cheltuielilor de consum final ale gospodăriilor după categorii de cheltuieli (% din total) în perioada 1995-2015



Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza de date Eurostat

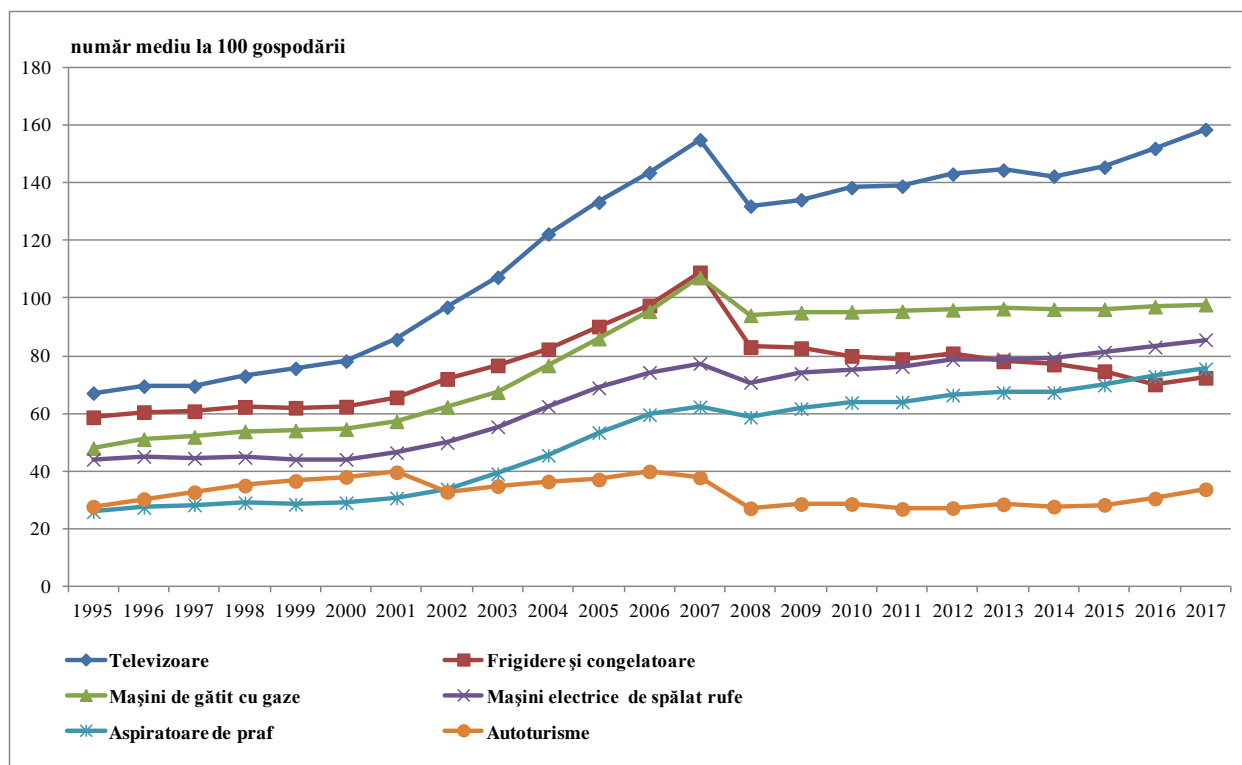
Celelalte trei elemente ale structurii cheltuielilor de consum au avut o traiectorie relativ fluctuantă, după cum se observă în Figura 1.5, cel mai mare declin al perioadei 1995-2010 înregistrându-se pentru cheltuielile destinate categoriei „Restaurante și hoteluri”, reducându-se cu 2,6 p.p., ca o consecință evidentă și previzibilă datorată crizei economice.

În ansamblu, este important de observat aici faptul că cea mai mică pondere în cheltuielile totale de consum este cea alocată cheltuielilor pentru educație. Chiar dacă volumul cheltuielilor în scopuri educaționale a avut o creștere substanțială în principal după 2003, pe perioada crizei economice valoarea sa a scăzut atingând aproape valoarea din 2003 de aproximativ 1%. Totuși ponderea cheltuielilor pentru educație a crescut în 2011 și s-a menținut la un nivel de 2% pe perioada ultimilor ani din analiză. Acest nivel scăzut indică faptul că populația nu apreciază prea mult importanța educației și influența acesteia asupra evoluției individului în societate atât în ceea ce privește nivelul spiritual, cât și cel material, afectând astfel bunăstarea economică actuală și viitoare a cetățenilor.

În ceea ce privește amploarea fenomenului creditelor de consum ale populației, mai ales după anul 2003, este mai puțin semnificativă predispoziția cetățenilor de a consuma, cât este mai mult lipsa de dotare a majorității gospodăriilor cu bunuri de folosință îndelungată înainte de 2004 (Stanciu, 2010).

Acest lucru se poate observa în Figura 1.6 ce stabilește evoluția numărului mediu a principalelor bunuri de folosință îndelungată la 100 de gospodării în perioada 1995-2017.

Figura 1.6 Principalele bunuri de folosință îndelungată (număr mediu la 100 de gospodării) în perioada 1995-2017



Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza de date online TEMPO a Institutului Național de Statistică

Notă: datele sunt disponibile începând cu anul 1995, deoarece metodologia privind dotarea cu bunuri de folosință îndelungată a consumatorilor a fost finalizată în acel an. Datele din perioada 1995-2007 și 2008-2017 diferă metodologic. Pentru anul 2007, vehiculele înregistrate la data de 31.12.2006 au fost radiate automat în cazul în care certificatele de înmatriculare nu au fost modificate.

După cum se poate observa în Figura 1.6, numărul mediu de bunuri de folosință îndelungată la 100 de gospodării a crescut în perioada 1995-2007, înregistrând creșteri puternice după 2001 pentru televizoare, frigidere, congelatoare și mașini de gătit cu gaze, autoturismele înregistrând cele mai mici creșteri din cauza costului ridicat al achiziției. În intervalul 2008-2013, bunurile de folosință îndelungată au avut o evoluție relativ constantă, cu excepția televizorilor, a mașinilor electrice de spălat rufe și a aspiratoarelor de praf, al căror număr mediu la 100 de gospodării a crescut lent. Frigiderele și congelatoarele au înregistrat scăderi mici a valorii medii până spre sfârșitul perioadei analizate, foarte probabil ca urmare a creșterii achiziționării de frigidere care au congelator integrat.

1.4. Concluzii

Importanța analizei evoluției structurii consumului este evidențiată de impactul acestuia la nivel micro și macro, în ceea ce privește bunăstarea economică a oamenilor de a-și îndeplini nevoile sociale și economice prin actul de consum care contribuie și la activitatea economică în ansamblu.

Analiza a dezvăluit că, consumul privat este un indicator macro care deține în medie mai mult de două treimi din PIB, economia României fiind bazată în principal pe consumul populației. Urmărind perioada analizată, se poate afirma că au existat două etape de recesiune profundă (1990-1992, 1997-1999) și două de creștere economică relativă (1993-1996, 2000-2004), urmate de o creștere semnificativă între anii 2004-2008, iar la scurt timp de faza de declin datorată recesiunii economice, toate acestea afectând consumul populației și bunăstarea economică.

Nivelul cheltuielilor de consum este important, dar mult mai importantă este structura acestuia la nivel de gospodărie, pentru a caracteriza comportamentul de consum al cetățenilor.

Sintetizând rezultatele care s-au evidențiat din analiza structurii, se poate afirma că gospodăriile românești cheltuiesc cel mai puțin pentru educație și destul de puțin pentru sănătate, dar alocă mai mult pentru produse alimentare și servicii și utilități pentru locuințe. Aceste rezultate reflectă imaginea unei populații preponderent pauperă care nu a depășit încă obiceiurile de consum din perioada de tranziție, perioada de creștere susținută între anii 2004-2008 fiind prea scurtă pentru a schimba în mod semnificativ structura cheltuielilor de consum.

O parte din rezultatele acestui studiu au fost diseminate în cadrul Conferinței „SEA (Share.Empower.Awareness) Exploring Creativity Practices and Patterns” (Brașov, 2014) și publicate în revista SEA-Practical Application of Science (Bălă, 2014a).

CAPITOLUL 2. Analiza comparativă a comportamentului de consum

în România și Uniunea Europeană

Consumul privat ca principal motor de creștere economică al majorității țărilor este una dintre principalele componente ale PIB, analizată și din perspectiva convergenței regiunilor UE. Prin urmare, este important studiul modelelor de consum ale țărilor din UE pentru a descoperi posibilele tendințe în schimbare ale cheltuielilor gospodăriilor care influențează direct bunăstarea economică a cetățenilor de-a lungul diferitelor perioade de timp. Scopul acestei analize este de a plasa poziția României între țările UE în ceea ce privește comportamentul consum și modul în care acesta a evoluat înainte, în timpul și după criza economică și financiară. În acest sens, metoda de grupare ierarhică a fost utilizată folosind datele privind cheltuielile de consum final ale gospodăriilor și ponderea cheltuielilor de consum, după cum sunt definite de Clasificarea Consumului Individual în Funcție de Scop (Classification of Individual Consumption According to Purpose-COICOP) pentru anii 2008, 2009 și 2013. Rezultatele au evidențiat o divergență crescândă în timp între statele membre UE în ceea ce privește majoritatea categoriilor de consum și un model de consum persistent, determinat de ponderea ridicată a cheltuielilor pentru locuințe, produse alimentare și transport, în special în țările din sud-estul Europei.

2.1. Sinteza literaturii de specialitate

Cheltuielile gospodăriilor (consumul privat) au un impact direct asupra bunăstării economice a populației (Gerstberger & Yaneva, 2013; Piekut, 2015), iar structura consumului privat reprezintă o măsură relativă ce caracterizează standardul de viață al gospodăriilor (Kollarova & Vladova, 2009). Dar bunăstarea economică sau materială se îmbunătățește atunci când consumul gospodăriilor este alocat către diverse cheltuieli pentru servicii cum ar fi educație, sănătate, cultură, recreere, spre deosebire de cele cheltuite pentru acoperirea nevoilor de bază cum ar fi cele pentru produse alimentare și locuințe.

Diferențele dintre modelele de consum dintre țările UE continuă să existe, chiar dacă acest macroindicator este unul dintre principalii factori utilizați în analiza convergenței regiunilor UE. În afară de acest aspect, nu se pot nega schimbările pozitive pe care aderarea la UE le aduce economiei unei țări. Ținând cont de acest lucru, precum și faptul că România este unul dintre

ultimii membri care au aderat la UE din ultimii ani, dezvoltarea ei depinzând în mare măsură de evoluția economiei UE (Stoiciu, 2012), este necesar să se analizeze tendințele de consum ale acestora și ale celorlalte țări din UE înainte, în timpul și după criza economică și financiară, pentru a dezvălui modele comune și profiluri de consum.

În ciuda importanței majore a consumului gospodăriilor populației și a destinațiilor de consum ale sale, studiile privind modelele de consum specifice unei țări sunt destul de limitate și nu au beneficiat de suficientă atenție, chiar dacă există încă discrepanțe în comportamentul de consum al țărilor din UE, prezente fiind și asimetrii ciclice în zona euro așa cum Clausen și Schurenberg-Frosch (2012) au dezvăluit în studiul lor.

Studiind evoluția structurii consumului în UE-27 Gerstberger și Yaneva (2013) au constatat o creștere a ponderii cheltuielilor finale ale gospodăriilor destinate locuinței și energiei, în timp ce acelea alocate pentru mobilier și întreținere au fost cele mai afectate de criză, cu impactul cel mai mare generat de criză identificat în țările baltice și în Grecia.

Prin utilizarea metodelor analizei de grupare de tip „cluster” cum sunt „Ward” și „k-means” de clasificare a statelor membre ale UE în funcție de nivelul și structura consumului gospodăriilor pentru perioadele 2000-2012 și 2011, Piekut (2015) a arătat că în prima perioadă România și Slovacia au înregistrat cea mai mare rată a modificării consumului individual real pe cap de locuitor, cu o creștere anuală medie de 10%. Analiza de tip „cluster” privind ponderea categoriilor de consum în 2011 prin utilizarea unui grup de 24 de țări din UE (excluzând Bulgaria, România, Lituania și Croația din cauza lipsei de date) a arătat că, în comparație cu studiile anterioare ale autorului, ponderea cheltuielilor pentru produse alimentare și băuturi nealcoolice a scăzut, în timp ce cheltuielile alocate bunurilor și serviciilor secundare, cum ar fi cele pentru recreere și cultură, servicii de catering și servicii hoteliere, a crescut. Studiul concluzionează că nu există încă un model de consum comun între țările UE, datorită diferențelor semnificative atât în ceea ce privește nivelul cât și în ceea ce privește structura cheltuielilor gospodăriilor, discrepanțele fiind accentuate în timpul crizei economice (Piekut, 2015).

Un alt studiu care a folosit procedura de clasificare în funcție de cheltuielile gospodăriilor este cel al lui Polesel (2012), prin care a clasificat 39 de țări europene după consumul alimentar (exprimat ca media zilnică de calorii pe cap de locuitor - Kcal) pentru anii 1961, 1991 și 2009 indicând o mică omogenizare între țări și diminuarea diferențelor din „cluster” privind dieta și dieta medie europeană referitor la consumul de alimente. Pe parcursul perioadelor analizate, România a fost poziționată în „cluster”, cu celelalte țări din Europa Centrală sau de Est, acestea

fiind descrise ca având o dietă mai variată, devenind mai puțin dependentă de consumul de cereale (Polesel, 2012).

O lucrare mai recentă și relevantă care examinează modelele de consum din UE aparține lui Panagiotis (2009), în care analizează structura consumului din UE cu accent pe Grecia și analizează, de asemenea, ipoteza de convergență a cheltuielilor de consum. Analiza acoperă perioada 1993-2007 cu date pentru 15 țări din UE referitoare la cele douăsprezece ponderi ale consumului gospodăriilor așa cum sunt definite de COICOP, în comparație cu cele 12 state membre ale zonei euro și cu un grup de patru țări mediteraneene. Folosind indici specifici de convergență și analiză econometrică, lucrarea a demonstrat că majoritatea ponderilor de consum tind să se apropie în UE și în zona euro cu o omogenitate sporită în cazul țărilor mediteraneene. Un alt studiu pentru a susține acest rezultat este cel realizat de Konya și Ohashiz (2007), care a relevat convergența relativă a modelelor de consum a opt categorii de destinații de consum în 22 de țări ale OECD în perioada 1985-1999.

Cu toate acestea, o lucrare anterior realizată de Fiaschi și Lavezzi (2005) cu privire la acest subiect concluzionează că, consumul gospodăriilor pe cap de locuitor din UE nu converge, deoarece variația valorilor acestuia a crescut între perioadele 1977-1985 și 1986-1998.

În ceea ce privește cazul României, un studiu realizat de Iordan și Chilian (2013) cu ajutorul datelor pentru consumul privat și a categoriilor de consum pentru perioada 2003-2011 a arătat că, cheltuielile totale de consum din România au înregistrat o creștere semnificativă față de media UE, dar similară cu cele înregistrate de alte țări nou-intrate în UE. Totuși, analiza categoriilor de consum ale gospodăriilor din România comparativ cu media UE a plasat-o pe ultimul sau pe penultimul loc, „îndicând prezența mai degrabă a unui comportament de <<consum de cvasi-subsistență>>” (Iordan & Chilian, 2013).

Ipoteza conform căreia componenta principală a consumului privat al României este alocată în general pentru nevoi de bază cum ar fi pentru „produse alimentare și băuturi nealcoolice” și pentru „locuințe, apă, electricitatea, gaze și alți combustibili” este susținută de cercetarea lui Dudek (2014) în care analiza efectuată în perioada 2004-2012 pentru UE-27 (excluzând Croația) a arătat, de asemenea, că, în decursul perioadei de timp, a avut loc reducerea diferențelor în comportamentul de consum al gospodăriilor, prin reducerea variației ponderii cheltuielilor alocate produselor alimentare și locuințelor la nivelul UE-27.

Întrebările la care cercetarea încearcă să răspundă sunt următoarele: în ce grup de state membre se situează România în ceea ce privește cheltuielile de consum final ale populației? Există vreo schimbare în poziția României înainte, în timpul și după criză? Care sunt modelele de consum ale României și ale celorlalte țări ale UE și cum este descris profilul grupului care o

include? Există o mai mare omogenitate sau o eterogenitate intra și inter grupuri de-a lungul timpului?

2.2. Descrierea bazei de date și metodologia de cercetare

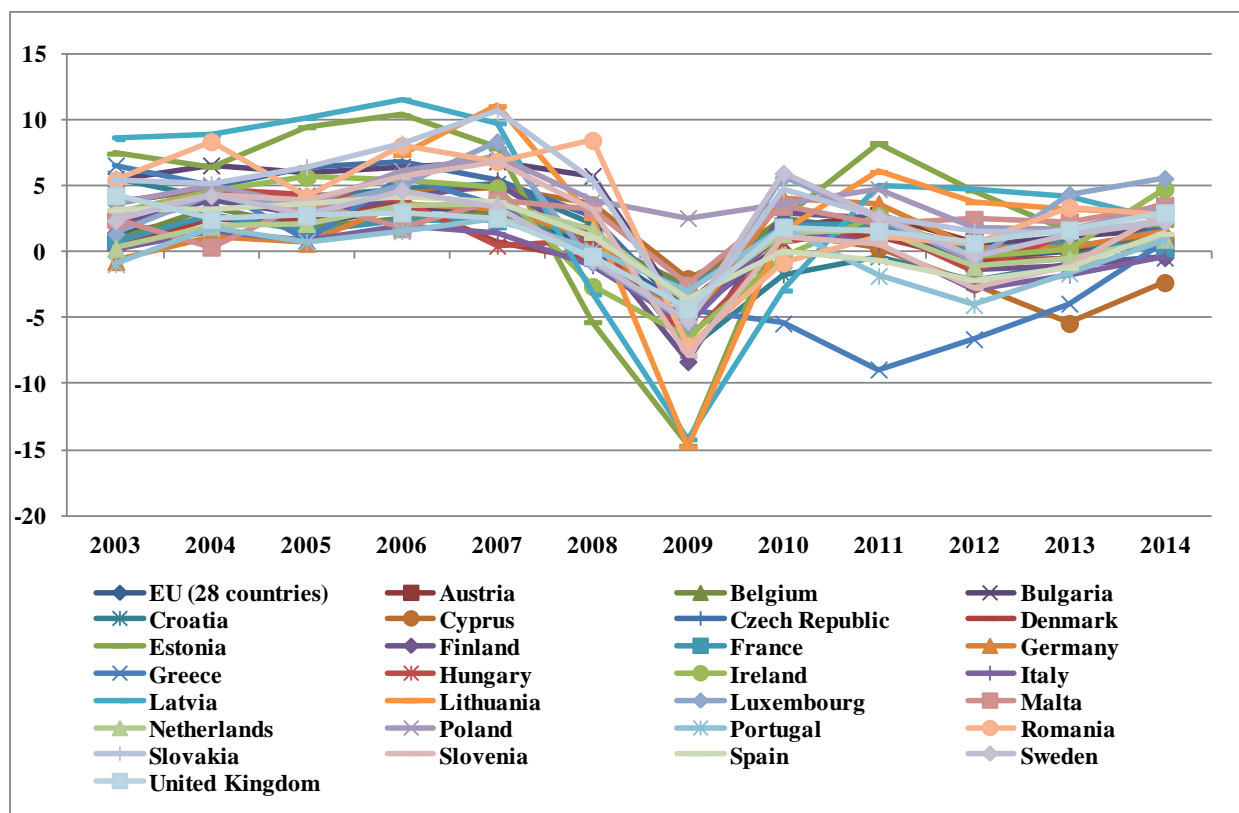
Pentru a caracteriza profilurile de consum ale gospodăriilor din țările UE, pornind de la o imagine generală la una mai detaliată, am folosit în analiză indicatorii Cheltuielile consumului final al gospodăriilor (Household Final Consumption Expenditure-HFCE) exprimate în prețuri constante \$ SUA 2005 (HFCE 2005), Cheltuielile consumului final al gospodăriilor exprimate în prețuri constante \$ internaționali 2011 la paritatea puterii de cumpărare (Purchasing Power Parity-PPP, HFCE PPC), ambele colectate din baza de date online a WorldBank, iar ponderile (%) categoriilor de consum din HFCE, așa cum sunt definite de COICOP, au fost preluate din baza de date online Eurostat.

Datele HFCE 2005 sunt exprimate în prețuri constante \$ SUA 2005 (pe baza estimărilor WorldBank privind numărul populației), iar datele referitoare la HFCE PPC au fost convertite în prețuri constante \$ internaționali 2011, utilizând ratele parității puterii de cumpărare.

Ponderile consumului gospodăriilor, definite de COICOP, cuprind douăsprezece categorii: „Produse agroalimentare și băuturi nealcoolice”, „Băuturi alcoolice și tutun”, „Îmbrăcăminte și încălțăminte”, „Locuință, apă, electricitate, gaze și alți combustibili”, „Mobilier, dotarea și întreținerea locuinței”, „Sănătate”, „Transport”, „Telecomunicații”, „Recreere și cultură”, „Educație”, „Hoteluri, cafenele și restaurante” și „Diverse produse și servicii”.

Datele acoperă valorile anuale ale consumului gospodăriilor ca agregate (HFCE 2005 și HFCE PPC) și ponderile consumului în funcție de destinație (%) în țările din UE pentru anii 2008, 2009 și 2013, reprezentând perioada dinainte de, din timpul și după criza economică și financiară. Anul 2008 a fost ales ca fiind perioada anterioară crizei, deoarece în majoritatea țărilor UE 2008 a reprezentat punctul culminant al creșterii economice din ultimul deceniu și, de asemenea, ultimul an, înainte ca efectele economice ale crizei să fie înregistrate în 2009, atunci când în perioada crizei PIB a înregistrat o scădere de 4,6% și de 4,4% a ratei de creștere la nivelul UE-27 (Gerstberger & Yaneva, 2013) și, respectiv, la nivelul UE-28, după cum se poate observa în Figura 2.1. Din cauza indisponibilității datelor la momentul cercetării, perioada de după criză a fost considerată a fi anul 2013, atunci când majoritatea țărilor UE și-au revenit din recesiune și au înregistrat o creștere generală pozitivă a PIB-ului (Figura 2.1).

Figura 2.1 Rata reală de creștere anuală a PIB % (t/t-1) în perioada 2003-2014



Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza de date online Eurostat

Pentru rezultate comparabile, Malta a fost exclusă din analiza de tip „cluster” după nivelul HFCE din cauza indisponibilității datelor pentru perioada 2011-2013, rămânând în analiză cu date din UE-27. De asemenea, în ceea ce privește ponderile categoriilor de consum în HFCE, datele pentru Olanda în anii 2008 și 2009 lipsesc, iar datele pentru Croația sunt indisponibile pentru toți anii, prin urmare, aceste două țări au fost excluse din analiza de clasificare, incluzând în analiză date din UE-26. Deoarece valorile pentru cei trei indicatori utilizați în analiza de clasificare în cazul României lipsesc pentru 2013, valoarea din anul 2012 a fost utilizată în toate grupările pentru perioada post-criză, deoarece datele pentru ultimii ani 2010-2012 au înregistrat valori similare.

Metodologia utilizată pentru a răspunde la principalele întrebări ale studiului privind profilurile de consum ale țărilor UE cu accent pe cazul României a fost analiza de grupare/clasificare ierarhică (Hierarchical Clustering Analysis-HCA). HCA reprezintă un instrument de explorare conceput pentru a dezvălui grupări naturale (sau „clusters”) într-un set de date care prin alte mijloace de analiză nu ar fi evidente. Această procedură este cea mai

adecvată dintre metodele de grupare/clasificare în studiul de față datorită numărului relativ restrâns (mai puțin de câteva sute) de cazuri incluse în analiză (Studii de caz SPSS).

HCA începe prin separarea fiecărui caz într-un cluster singular. În fiecare etapă a analizei, criteriul prin care se împart cazurile este atenuat cu scopul de a realiza legătura dintre cele mai similare două grupuri până când toate cazurile sunt integrate într-un arbore complet de clasificare (Studii de caz SPSS).

Pentru procedura HCA, metoda Ward a fost aleasă utilizând distanța Euclidiană la pătrat, așa cum este în general aplicată în aceste cazuri (Piekut, 2015; Polesel, 2012).

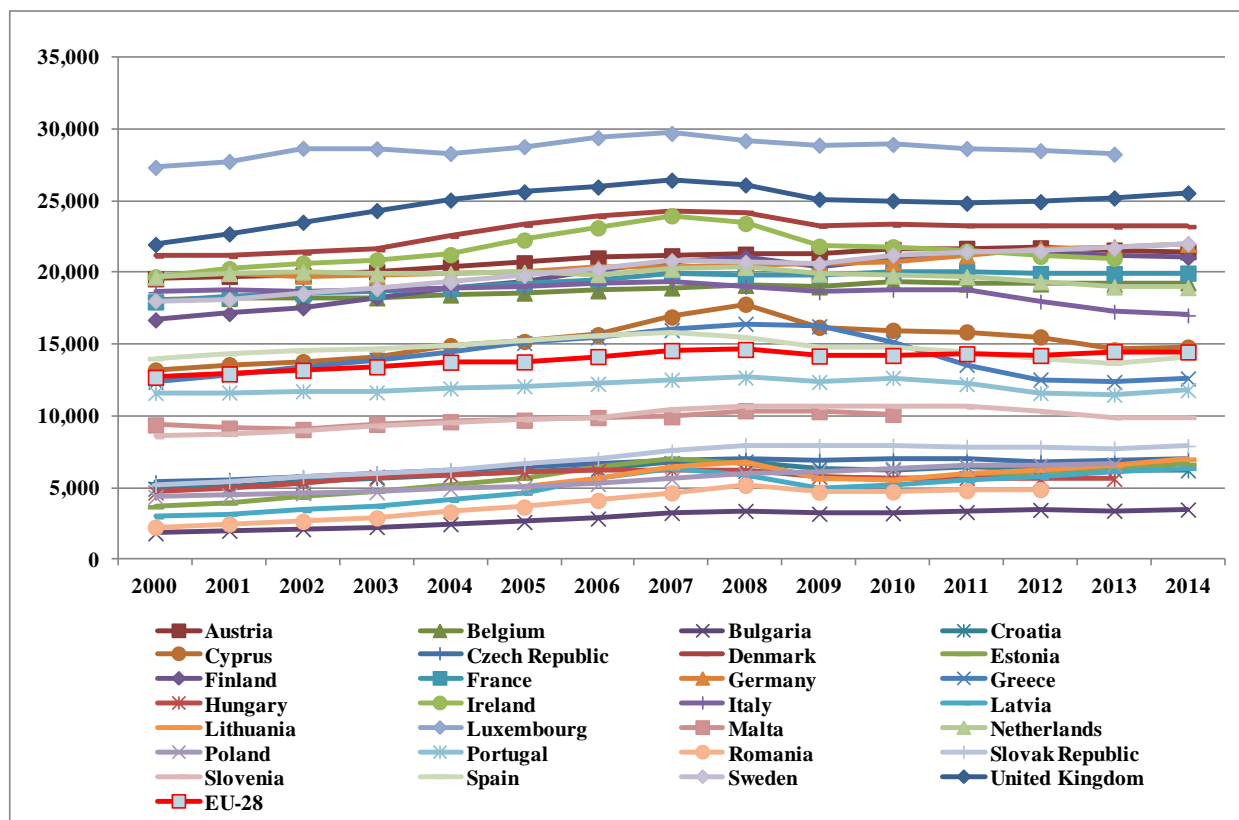
Mai mult decât atât, pentru a analiza omogenitatea relativă a grupurilor obținute și pentru a compara valorile lor medii cu media UE, am calculat valorile medii, deviația standard (Std. Dev.), coeficientul de variație (CV) și diferențele medii față de media UE (calculată ca: $((\text{valoarea medie a categoriei grupului} - \text{media UE}) / \text{media UE}) * 100$).

Toate procedurile au fost procesate cu programul software SPSS versiunea 17.0.

2.3. Rezultatele cercetării

În ultimii 15 ani, consumul gospodăriilor din țările UE a avut o evoluție relativ constantă, cu o creștere generală lentă, dar susținută, în perioada 2000-2008 (Figura 2.2) urmată la scurt timp de o scădere a nivelului consumului privat pe cap de locuitor ca rezultat al consecințelor economice ale crizei, resimțite începând cu 2009 în majoritatea statelor membre. Unul din statele UE care a adoptat cele mai dure măsuri anti-criză a fost România, al cărei Guvern a decis în iunie 2010 să reducă salariile angajaților din mediul public cu 25% și prestațiile de asigurări sociale cu 15%, în timp ce valoarea TVA a fost majorată cu 5 puncte procentuale, de la 19% la 24% (Stoiciu, 2012). Cu toate acestea, datorită măsurilor luate de guvernele țărilor UE, majoritatea economiilor au început să se recupereze lent, dar în mod vizibil în ceea ce privește consumul, atingând în 2014 un nivel ușor mai mare decât cel înregistrat în 2000, după cum se observă în Figura 2.2. În timpul intervalului analizat pozițiile cu cele mai scăzute valori în ceea ce privește consumul privat pe cap de locuitor sunt deținute de Bulgaria, urmată de România, în timp ce valorile maxime ale acestui indicator s-au înregistrat pentru Regatul Unit și Luxemburg.

**Figura 2.2 Cheltuielile de consum final ale gospodăriilor pe cap de locuitor din UE-28
(prețuri constante \$ SUA 2005) în perioada 2000-2014**



Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza de date online WorldBank

Pentru a observa evoluția tendinței consumului gospodăriilor populației, am aplicat metoda grupării ierarhice pentru cele 27 de țări din UE (fără Malta datorată lipsei datelor necesare la momentul cercetării) pentru cele trei perioade examinate (2008, 2009 și 2013) și am clasificat statele membre în primul rând în funcție de HFCE în prețuri constante \$ internaționali 2011 la PPC și apoi în funcție de HFCE în prețuri constante \$ SUA 2005.

Rezultatele obținute în urma primei analize de clasificare sunt prezentate în Tabelul 2.1 și împart statele UE-27 în două grupuri care aproape că nu se modifică în timp; un grup este format din cele cinci țări occidentale principale: Franța, Germania, Italia, Spania și Regatul Unit, iar restul statelor UE au fuzionat în celălalt grup. De-a lungul timpului, grupul țărilor occidentale își menține omogenitatea având un coeficient de variație (CV) scăzut caracterizat fiind prin valori medii mai mari decât media UE-27, în timp ce al doilea grup care clasifică restul statelor membre este eterogen cu valori crescătoare ale CV și valori mai mici ale consumului mediu al gospodăriilor comparativ cu media UE (Tabelul 2.3).

Tabelul 2.1 Grupuri clasificate după HFCE/loc în prețuri constante \$ internaționali 2011 la PPC

Grupul	2008	2009	2013
I	Austria, Belgia, Bulgaria, Croația, Cipru, Republica Cehă, Danemarca, Estonia, Finlanda, Grecia, Ungaria, Irlanda, Letonia, Lituania, Luxemburg, Olanda, Polonia, Portugalia, România , Republica Slovacă, Slovenia, Suedia	Austria, Belgia, Bulgaria, Croația, Cipru, Republica Cehă, Danemarca, Estonia, Finlanda, Grecia, Ungaria, Irlanda, Letonia, Lituania, Luxemburg, Olanda, Polonia, Portugalia, România , Republica Slovacă, Slovenia, Suedia	Austria, Belgia, Bulgaria, Croația, Cipru, Republica Cehă, Danemarca, Estonia, Finlanda, Grecia, Ungaria, Irlanda, Letonia, Lituania, Luxemburg, Olanda, Polonia, Portugalia, România , Republica Slovacă, Slovenia, Spania, Suedia
II	Franța, Germania, Italia, Spania, Regatul Unit	Franța, Germania, Italia, Spania, Regatul Unit	Franța, Germania, Italia, Regatul Unit

În cazul clasificării țărilor după HFCE/loc în prețuri constante \$ SUA 2005, metoda formează trei grupuri care rămân relativ cu aceeași structură de-a lungul anilor, cu toate acestea destul de mixte, așa cum se observă în Tabelul 2.2. Grupul I constă într-un amestec din aproape toate regiunile UE în care este inclusă și România, cel de-al doilea grup fiind format în principal din țările din sud-estul și nordul Europei, iar grupul III fiind în principal alcătuit din țările mediteraneene și alte state occidentale (Tabelul 2.2).

Dacă în 2008 grupurile rezultate s-au caracterizat mai mult dintr-un mix de țări din regiuni europene diferite, în timpul și după criza economică cele trei grupuri au devenit mai omogene din punct de vedere geografic, cu România inclusă în cel de-al doilea grup al țărilor din sud-estul Europei (Tabelul 2.2).

Tabelul 2.2 Grupuri clasificate după HFCE/loc în prețuri constante \$ SUA 2005

Grupul	2008	2009	2013
I	Austria, Belgia, Cipru, Danemarca, Finlanda, Grecia, Ungaria, Lituania , Luxemburg, Portugalia, România , Spania, Regatul Unit	Austria, Belgia, Cipru, Danemarca, Finlanda, Franța, Germania, Irlanda, Italia, Luxemburg, Olanda, Suedia, Marea Britanie	Austria, Belgia, Danemarca, Finlanda, Franța, Germania, Irlanda, Italia, Luxemburg, Olanda, Suedia, Regatul Unit
II	Bulgaria, Croația, Republica Cehă, Estonia, Letonia, Olanda, Polonia, Republica Slovacă , Suedia, Franța	Bulgaria, Croația, Republica Cehă, Estonia, Ungaria, Letonia, Lituania, Polonia, România, Republica Slovacă	Bulgaria, Croația, Republica Cehă, Estonia, Ungaria, Letonia, Lituania, Polonia, România, Republica Slovacă
III	Irlanda, Slovenia, Germania, Italia	Grecia, Portugalia, Slovenia, Spania	Cipru, Grecia, Portugalia, Slovenia, Spania

În ceea ce privește profilurile grupurilor, putem constata o reducere a valorii CV pentru toate grupurile în intervalul considerat, pe măsură ce acestea au devenit mai convergente, prezentând valori medii foarte diferite comparativ cu media UE-27 (Tabelul 2.3). Dacă în anul de dinainte de criză numai grupul III a avut o valoare medie a HFCE/loc cu mult peste cea europeană, în perioada din timpul și de după criză grupul I a fost cel care a avut valori pozitive pentru diferența față de media UE-27 (Tabelul 2.3), însemnând că acest grup de țări se caracterizează printr-un nivel mai ridicat al bunăstării economice generate de consumul privat comparativ cu celelalte două grupuri.

Tabelul 2.3 Diferențele între grupuri în perioadele 2008, 2009 și 2013

HFCE/loc în prețuri constante \$ internaționali 2011 la PPC		Grupul I	Grupul II	HFCE/loc în prețuri constante \$ SUA 2005	Grupul I	Grupul II	Grupul III
2008	Media	131094* 10 ⁶	130264* 10 ⁷	Media	14624,22	12408,82	21379,20
	Dev. Std.	112496* 10 ⁶	338239* 10 ⁶	Dev. Std.	8358,12	6936,78	3220,78
	CV	0,86	0,26	CV	0,57	0,56	0,15
	Media UE-27	348047*10 ⁶			14804,44		
	Dif. medie față de UE-27	-62,33	274,27	Dif. medie față de UE-27	-1,22	-16,18	44,41
2009	Media	128309* 10 ⁶	128477* 10 ⁷	Media	21620,17	5726,44	14047,34
	Dev. Std.	114178* 10 ⁶	347169* 10 ⁶	Dev. Std.	2915,65	1286,43	2478,53
	CV	0,89	0,27	CV	0,13	0,22	0,18
	Media UE-27	342468*10 ⁶					
	Dif. medie față de UE-27	-62,53	275,15	Dif. medie față de UE-27	50,86	-60,04	-1,98
2013	Media	155452* 10 ⁶	142495* 10 ⁷	Media	21615,05	6040,12	12413,88
	Dev. Std.	174325* 10 ⁶	310601* 10 ⁶	Dev. Std.	2932,13	1197,74	1850,36
	CV	1,12	0,22	CV	0,14	0,20	0,15
	Media UE-27	343526*10 ⁶					
	Dif. medie față de UE-27	-54,75	314,80	Dif. medie față de UE-27	52,84	-57,29	-12,22

Mai important decât clasificarea țărilor UE în funcție de nivelul HFCE este de a le grupa utilizând ponderile de consum în funcție de scop (%) care sunt cuprinse în 12 categorii, așa cum sunt prezentate în Tabelul 2.4. Privind mai întâi valorile CV ale categoriilor de consum din UE-26 (excluzând Croația și Olanda din cauza lipsei datelor necesare) se observă faptul că în timp variația a crescut pentru majoritatea categoriilor. Categoriile de cheltuieli care prezintă variații

mari sunt cele pentru „băuturile alcoolice și tutun”, „educație” și „hoteluri, cafenele și restaurante”, în timp ce categoriile mai omogene sunt alocate cheltuielilor pentru „locuință, apă, electricitate, gaze și alți combustibili”, „mobiliu, dotarea și întreținerea locuinței” și „transport” cu valori prezentate în Tabelul 2.4.

Tabelul 2.4 Variația categoriilor de consum

Categorii de consum	CV		
	2008	2009	2013
Produse agroalimentare și băuturi nealcoolice	0,31	0,31	0,31
Băuturi alcoolice și tutun	0,33	0,36	0,35
Îmbrăcăminte și încălțăminte	0,20	0,20	0,22
Locuință, apă, electricitate, gaze și alți combustibili	0,18	0,17	0,18
Mobiliu, dotarea și întreținerea locuinței	0,15	0,17	0,20
Sănătate	0,23	0,24	0,27
Transport	0,17	0,16	0,17
Telecomunicații	0,26	0,25	0,28
Recreere și cultură	0,23	0,23	0,20
Educație	0,52	0,57	0,59
Hoteluri, cafenele și restaurante	0,44	0,45	0,51
Diverse produse și servicii	0,25	0,26	0,27

Analiza de clasificare în funcție de destinația de consum a rezultat într-o soluție cu trei grupuri care au variat ușor în compoziție înainte, în timpul și după criză, așa cum se observă în Tabelul 2.5. Grupul din 2008 a fost în principal compus din țări din zona central-vestică și de nord a Europei, grupul II a inclus statele din sud-est și unele state membre din nord, iar grupul III a constat, în general, din țările mediteraneene. În timpul crizei, compoziția celor trei grupe a devenit mai omogenă la nivel geografic cu modificări în grupul II la care au fost adăugate

Letonia (din grupul I) și Slovenia (din grupul III) și în grupul III unde a fost inclusă Irlanda (din grupul I). În 2013 grupul II a devenit grupul III la care s-a adăugat Portugalia, iar grupul I a fost împărțit între o primă categorie formată din Austria, Cipru, Grecia, Irlanda, Italia, Luxemburg, Malta, Spania și Regatul Unit și o altă categorie compusă din Belgia, Republica Cehă, Danemarca, Finlanda, Franța, Germania, Republica Slovacă și Suedia (Tabelul 2.5).

Tabelul 2.5 Grupuri clasificate după categorii de consum

Grupul	2008	2009	2013
I	Austria, Belgia, Republica Cehă, Danemarca, Finlanda, Franța, Germania, Irlanda, Letonia, Luxemburg, Republica Slovacă, Suedia, Regatul Unit	Austria, Belgia, Republica Cehă, Danemarca, Finlanda, Franța, Germania, Luxemburg, Republica Slovacă, Suedia, Regatul Unit	Austria, Cipru, Grecia, Irlanda, Italia, Luxemburg, Malta, Spania, Regatul Unit
II	Bulgaria, Estonia, Ungaria, Lituania, Polonia, România	Bulgaria, Estonia, Ungaria, Letonia, Lituania, Polonia, România , Slovenia	Belgia, Republica Cehă, Danemarca, Finlanda, Franța, Germania, Republica Slovacă, Suedia
III	Cipru, Grecia, Italia, Malta, Portugalia, Slovenia, Spania	Cipru, Grecia, Irlanda, Italia, Malta, Portugalia, Spania	Bulgaria, Estonia, Ungaria, Letonia, Lituania, Polonia, Portugalia, România , Slovenia

Profiluri de consum în 2008

În 2008, analiza de clasificare a împărțit țările în trei grupuri, dintre care primul este format din țările central-vestice și nordice: Austria, Belgia, Republica Cehă, Danemarca, Finlanda, Franța, Germania, Irlanda, Letonia și Regatul Unit. Aceste state membre au un profil de consum care se bazează în principal pe cheltuielile destinate produselor alimentare, locuinței și transportului cu valori medii în general mai scăzute comparativ cu media UE-26, cu excepția cheltuielilor pentru locuințe, recreere și cultură (Tabelul 2.6).

Tabelul 2.6 Diferențe între valorile medii ale categoriilor de consum în grupul I (2008)

Categorii de consum	Grupul I				
	Media	Dev. Std.	CV	Media UE-26	Dif. medie față de UE-26
Produse agroalimentare și băuturi nealcoolice	12,31	3,08	0,25	15,04	-18,16
Băuturi alcoolice și tutun	4,88	1,82	0,37	5,14	-5,16
Îmbrăcăminte și încălțăminte	4,78	0,52	0,11	4,94	-3,35
Locuință, apă, electricitate, gaze și alți combustibili	24,12	1,85	0,08	21,17	13,94
Mobilier, dotarea și întreținerea locuinței	5,73	0,79	0,14	5,67	1,09
Sănătate	3,46	1,01	0,29	3,66	-5,46
Transport	12,62	2,44	0,19	13,29	-5,09
Telecomunicații	2,73	0,61	0,22	3,02	-9,44
Recreere și cultură	9,92	1,73	0,17	8,73	13,71
Educație	0,95	0,59	0,62	1,14	-16,22
Hoteluri, cafenele și restaurante	7,37	2,46	0,33	7,98	-7,71
Diverse produse și servicii	11,16	2,38	0,21	10,23	9,14

Grupul II cuprinde țările Bulgaria, Estonia, Ungaria, Lituania, Polonia și România și prezintă un consum mai mare pentru produse alimentare, locuință și transport ca în cazul grupului I, dar cu valori medii mai ridicate pentru produse alimentare, băuturi alcoolice și tutun și având cele mai mici valori medii pentru cheltuielile destinate restaurantelor, cafenelelor și hotelurilor și a diverselor bunuri și servicii în comparație cu mediile UE-26 (Tabelul 2.7).

Tabelul 2.7 Diferențe între valorile medii ale categoriilor de consum în grupul II (2008)

Categorii de consum	Grupul II				
	Media	Dev. Std.	CV	Media UE-26	Dif. medie față de UE-26
Produse agroalimentare și băuturi nealcoolice	21,47	3,92	0,18	15,04	42,75
Băuturi alcoolice și tutun	6,72	1,13	0,17	5,14	30,62
Îmbrăcăminte și încălțăminte	4,55	1,62	0,36	4,94	-7,94
Locuință, apă, electricitate, gaze și alți combustibili	19,00	2,49	0,13	21,17	-10,23
Mobilier, dotarea și întreținerea locuinței	5,20	0,75	0,14	5,67	-8,28
Sănătate	3,82	0,60	0,16	3,66	4,24
Transport	14,48	2,04	0,14	13,29	8,96
Telecomunicații	3,40	1,23	0,36	3,02	12,76
Recreere și cultură	7,22	1,15	0,16	8,73	-17,31
Educație	1,13	0,52	0,46	1,14	-0,45
Hoteluri, cafenele și restaurante	4,93	1,70	0,34	7,98	-38,21
Diverse produse și servicii	8,07	3,13	0,39	10,23	-21,12

Grupul III este în general compus din țările mediteraneene: Cipru, Grecia, Italia, Malta, Slovenia și Spania, cu adăugarea Portugaliei și este caracterizat în principal de consumul produse alimentare, pentru locuință, transport și de cheltuieli alocate pentru hoteluri, cafenele și restaurante și pentru diverse alte produse și servicii, prezentând valori medii superioare mediilor UE-26 pentru categoriile de consum alocate educației și restaurantelor, hotelurilor și cafenelelor, având valori medii inferioare mediilor UE-26 pentru băuturile alcoolice, tutun și locuință (Tabelul 2.8).

Tabelul 2.8 Diferențe între valorile medii ale categoriilor de consum în grupul III (2008)

Categorii de consum	Grupul III				
	Media	Dev. Std.	CV	Media UE-26	Dif. medie față de UE-26
Produse agroalimentare și băuturi nealcoolice	14,60	1,73	0,12	15,04	-2,92
Băuturi alcoolice și tutun	4,29	0,80	0,19	5,14	-16,66
Îmbrăcăminte și încălțăminte	5,59	0,80	0,14	4,94	13,02
Locuință, apă, electricitate, gaze și alți combustibili	17,54	3,51	0,20	21,17	-17,12
Mobilier, dotarea și întreținerea locuinței	5,96	1,04	0,18	5,67	5,08
Sănătate	3,90	0,59	0,15	3,66	6,51
Transport	13,53	1,54	0,11	13,29	1,78
Telecomunicații	3,21	0,50	0,16	3,02	6,60
Recreere și cultură	7,80	1,99	0,26	8,73	-10,62
Educație	1,49	0,57	0,39	1,14	30,50
Hoteluri, cafenele și restaurante	11,74	3,15	0,27	7,98	47,07
Diverse produse și servicii	10,34	1,50	0,14	10,23	1,13

Profiluri de consum în 2009

În 2009, procedura de clasificare a creat trei grupuri mai relevante din punct de vedere geografic formând grupul I în cea mai mare parte din aceleași țări care au format grupul I în 2008: Austria, Belgia, Republica Cehă, Danemarca, Finlanda, Franța, Germania, Luxemburg, Republica Slovacă, Suedia și Regatul Unit. Acest grup este caracterizat de un comportament de consum concentrat în principal pe produse alimentare, locuință și transport, chiar dacă valoarea medie pentru categoria produselor alimentare se situează mai degrabă sub media UE-26, precum și cea pentru educație.

Tabelul 2.9 Diferențe între valorile medii ale categoriilor de consum în grupul I (2009)

Categorii de consum	Grupul I				
	Media	Dev. Std.	CV	Media UE-26	Dif. medie față de UE-26
Produse agroalimentare și băuturi nealcoolice	12,09	2,41	0,20	15,05	-19,68
Băuturi alcoolice și tutun	4,76	1,88	0,39	5,48	-13,02
Îmbrăcăminte și încălțăminte	4,75	0,64	0,14	4,86	-2,39
Locuință, apă, electricitate, gaze și alți combustibili	24,99	2,11	0,08	22,30	12,07
Mobilier, dotarea și întreținerea locuinței	5,79	0,68	0,12	5,51	5,07
Sănătate	3,57	1,17	0,33	3,83	-6,64
Transport	12,07	2,45	0,20	12,39	-2,55
Telecomunicații	2,66	0,65	0,24	3,08	-13,43
Recreere și cultură	10,13	1,43	0,14	8,50	19,20
Educație	0,79	0,42	0,53	1,22	-35,13
Hoteluri, cafenele și restaurante	6,97	2,04	0,29	8,03	-13,22
Diverse produse și servicii	11,40	1,75	0,15	9,76	16,83

Pe de altă parte, categoriile care prezintă valori medii mai ridicate comparativ cu cele din UE-26 sunt cele destinate pentru recreere și cultură și pentru diverse alte produse și servicii, după cum se observă în Tabelul 2.9.

Cel de-al doilea grup este alcătuit din aceleași țări cuprinse în grupul analog din 2008, respectiv Bulgaria, Estonia, Ungaria, Lituania, Polonia și România la care au fost adăugate Letonia (din grupul I în 2008) și Slovenia (din grupul III în 2008). Consumul acestui grup este descris de valori medii ridicate pentru produsele alimentare, locuință și transport cu diferențe medii pozitive față de UE-26 pentru alimente, băuturi alcoolice și tutun și cu valori medii mai

scăzute față de media UE-26 pentru categoriile de consum alocate pentru hoteluri, cafenele, restaurante și diverse produse și servicii (Tabelul 2.10).

Tabelul 2.10 Diferențe între valorile medii ale categoriilor de consum în grupul II (2009)

Categorii de consum	Grupul II				
	Media	Dev. Std.	CV	Media UE-26	Dif. medie față de UE-26
Produse agroalimentare și băuturi nealcoolice	20,15	4,20	0,21	15,05	33,85
Băuturi alcoolice și tutun	7,24	1,64	0,23	5,48	32,15
Îmbrăcăminte și încălțăminte	4,53	1,34	0,30	4,86	-6,92
Locuință, apă, electricitate, gaze și alți combustibili	21,40	2,95	0,14	22,30	-4,04
Mobilier, dotarea și întreținerea locuinței	4,91	1,06	0,22	5,51	-10,87
Sănătate	3,86	0,64	0,16	3,83	0,93
Transport	13,05	2,24	0,17	12,39	5,34
Telecomunicații	3,50	0,96	0,27	3,08	13,75
Recreere și cultură	7,30	1,31	0,18	8,50	-14,08
Educație	1,21	0,41	0,34	1,22	-0,55
Hoteluri, cafenele și restaurante	5,24	1,62	0,31	8,03	-34,81
Diverse produse și servicii	7,63	2,74	0,36	9,76	-21,86

Grupul III a rămas identic cu ultimul grup din 2008, alcătuit din Cipru, Grecia, Italia, Malta, Portugalia, Spania în care a fost inclusă Irlanda (din grupul I în 2008). La fel ca în grupurile precedente, modelul de consum al acestui grup este în principal reprezentat de ponderi mai mari pentru cheltuielile destinate produselor alimentare, locuinței și transportului, dar cu valori medii inferioare mediilor UE-26 pentru categoriile de consum alocate băuturilor alcoolice, tutunului și locuințelor, prezentând valori medii mai mari față de mediile UE-26 pentru educație, hoteluri,

cafenele și restaurante. Chiar dacă grupul prezintă o diferență medie mare comparativ cu media UE-26, ponderea cheltuielilor de educație indică o eterogenitate ridicată, ceea ce înseamnă că există variație mare între statele membre în ceea ce privește această categorie (Tabelul 2.11).

Tabelul 2.11 Diferențe între valorile medii ale categoriilor de consum în grupul III (2009)

Categorii de consum	Grupul III				
	Media	Dev. Std.	CV	Media UE-26	Dif. medie față de UE-26
Produse agroalimentare și băuturi nealcoolice	13,89	2,52	0,18	15,05	-7,76
Băuturi alcoolice și tutun	4,59	1,19	0,26	5,48	-16,27
Îmbrăcăminte și încălțăminte	5,43	0,88	0,16	4,86	11,66
Locuință, apă, electricitate, gaze și alți combustibili	19,10	3,82	0,20	22,30	-14,35
Mobilier, dotarea și întreținerea locuinței	5,76	0,98	0,17	5,51	4,46
Sănătate	4,19	0,71	0,17	3,83	9,38
Transport	12,13	0,72	0,06	12,39	-2,10
Telecomunicații	3,24	0,43	0,13	3,08	5,39
Recreere și cultură	7,30	1,59	0,22	8,50	-14,08
Educație	1,90	0,80	0,42	1,22	55,84
Hoteluri, cafenele și restaurante	12,90	2,34	0,18	8,03	60,56
Diverse produse și servicii	9,61	1,30	0,14	9,76	-1,47

Profiluri de consum în 2013

Perioada de după criză a adus unele modificări în diviziunea grupurilor. Astfel, grupul I în 2009 a fost partiționat în două, iar primul grup în 2013 a fost alcătuit din țările: Austria, Cipru, Grecia, Irlanda, Italia, Luxemburg, Malta, Spania și Regatul Unit. Acest grup mixt prezintă valori medii ridicate ale ponderilor consumului de produse alimentare, pentru locuință, transport,

hoteluri, cafenele și restaurante cu o diferență medie inferioară față de media UE-26 pentru categoria produselor alimentare, dar cu valori medii mai mari pentru educație, hoteluri, cafenele și restaurante. Asemenea grupului III din 2009, categoria de consum pentru educație prezintă o variație mai mare între țările incluse în acest grup (Tabelul 2.12).

Tabelul 2.12 Diferențe între valorile medii ale categoriilor de consum în grupul I (2013)

Categorii de consum	Grupul I				
	Media	Dev. Std.	CV	Media UE-26	Dif. medie față de UE-26
Produse agroalimentare și băuturi nealcoolice	12,34	2,71	0,22	15,35	-19,58
Băuturi alcoolice și tutun	4,93	1,56	0,32	5,49	-10,11
Îmbrăcăminte și încălțăminte	4,79	0,91	0,19	4,60	4,11
Locuință, apă, electricitate, gaze și alți combustibili	21,63	4,31	0,20	22,61	-4,33
Mobilier, dotarea și întreținerea locuinței	5,23	1,24	0,24	5,16	1,47
Sănătate	3,66	1,14	0,31	4,06	-9,91
Transport	12,46	2,11	0,17	12,39	0,54
Telecomunicații	2,66	0,69	0,26	2,94	-9,75
Recreere și cultură	7,94	2,00	0,25	8,29	-4,20
Educație	1,77	0,83	0,47	1,27	39,19
Hoteluri, cafenele și restaurante	12,86	3,51	0,27	8,32	54,53
Diverse produse și servicii	9,73	1,94	0,20	9,52	2,29

Cel de-al doilea grup din 2013 este alcătuit din statele membre Belgia, Republica Cehă, Danemarca, Finlanda, Franța, Germania, Republica Slovacă și Suedia, care se caracterizează, de asemenea, în principal printr-un consum bazat pe cheltuielile cu produse alimentare, pentru locuință, transport și pentru diverse alte produse și servicii, având valori medii superioare

mediilor UE-26 pentru cheltuielile destinate locuinței, recreerii și culturii și diferențe medii destul de scăzute comparativ cu media UE-26 în ceea ce privește categoriile de consum pentru educație, hoteluri, cafenele și restaurante. Încă o dată, ponderile de consum alocate educației relevă o valoare ridicată a CV fapt care indică o variație mare între țările care aparțin acestui grup, după cum se observă în Tabelul 2.13, cel mai probabil datorită diferențelor asupra cheltuielilor cu educația din țările occidentale și nordice comparativ cu cele estice.

Tabelul 2.13 Diferențe între valorile medii ale categoriilor de consum în grupul II (2013)

Categorii de consum	Grupul II				
	Media	Dev. Std.	CV	Media UE-26	Dif. medie față de UE-26
Produse agroalimentare și băuturi nealcoolice	13,30	2,34	0,18	15,35	-13,36
Băuturi alcoolice și tutun	4,55	1,66	0,36	5,49	-17,10
Îmbrăcăminte și încălțăminte	4,28	0,61	0,14	4,60	-7,07
Locuință, apă, electricitate, gaze și alți combustibili	26,69	1,67	0,06	22,61	18,03
Mobilier, dotarea și întreținerea locuinței	5,48	0,64	0,12	5,16	6,15
Sănătate	4,08	1,17	0,29	4,06	0,43
Transport	11,40	2,12	0,19	12,39	-7,98
Telecomunicații	2,69	0,49	0,18	2,94	-8,66
Recreere și cultură	9,73	1,17	0,12	8,29	17,28
Educație	0,73	0,42	0,57	1,27	-42,88
Hoteluri, cafenele și restaurante	6,11	0,93	0,15	8,32	-26,53
Diverse produse și servicii	10,96	1,49	0,14	9,52	15,21

Ultimul grup în 2013 este similar grupului II din 2009 compus în principal din țările din sud-estul UE: Bulgaria, Estonia, Ungaria, Letonia, Lituania, Polonia, România, Slovenia la care a

fost adăugată Portugalia. Acest grup prezintă valori medii ridicate pentru consumul de produse alimentare, locuință și transport cu diferențe medii superioare mediilor UE-26 pentru produsele alimentare, băuturi alcoolice și tutun și cu valori medii mai scăzute față de mediile UE-26 în cazul cheltuielilor pentru hoteluri, cafenele, restaurante și pentru diverse produse și servicii. Deși relativ omogen ca grup din punct de vedere geografic, în comparație cu celelalte grupuri formate, acesta prezintă valori ridicate ale CV în cazul categoriilor de consum alocat educației, hotelurilor, cafenelelor și restaurantelor, precum și a diferitelor produse și servicii, așa cum se observă în Tabelul 2.14.

Tabelul 2.14 Diferențe între valorile medii ale categoriilor de consum în grupul III (2013)

Categorii de consum	Grupul III				
	Media	Dev. Std.	CV	Media UE-26	Dif. medie față de UE-26
Produse agroalimentare și băuturi nealcoolice	20,18	4,25	0,21	15,35	31,45
Băuturi alcoolice și tutun	6,88	1,86	0,27	5,49	25,31
Îmbrăcăminte și încălțăminte	4,70	1,35	0,29	4,60	2,17
Locuință, apă, electricitate, gaze și alți combustibili	19,97	2,27	0,11	22,61	-11,70
Mobilier, dotarea și întreținerea locuinței	4,80	1,05	0,22	5,16	-6,94
Sănătate	4,44	0,97	0,22	4,06	9,53
Transport	13,20	1,78	0,14	12,39	6,55
Telecomunicații	3,46	0,97	0,28	2,94	17,44
Recreere și cultură	7,37	0,77	0,10	8,29	-11,16
Educație	1,26	0,59	0,47	1,27	-1,08
Hoteluri, cafenele și restaurante	5,74	2,70	0,47	8,32	-30,95
Diverse produse și servicii	8,01	3,08	0,38	9,52	-15,81

2.4. Concluzii

Structura de consum a statelor din UE-26 incluse în analiză, a crescut în variație de-a lungul perioadelor considerate pentru majoritatea categoriilor de consum, cu excepția celei destinate pentru recreere și cultură, care a scăzut și a celei referitoare la produsele alimentare care a rămas constantă în timp, așa cum se poate observa în Tabelul 2.4. Mai mult, nu există modificări înainte, în timpul și după criză în ceea ce privește categoriile care prezintă variații mari și ale celor cu variații mici. Categoriile de consum care prezintă valori CV ridicate sunt cele pentru băuturi alcoolice, tutun, educație și pentru hoteluri, cafenele și restaurante, în timp ce categoriile mai omogene sunt cele referitoare la cheltuielile alocate pentru locuință, mobilier, dotarea și întreținerea locuinței și pentru transport (Tabelul 2.4), indicând o convergență în creștere a consumului pentru nevoile de bază așa cum era așteptat, dar prezentând o eterogenitate persistentă legată de cheltuielile cu alcoolul, educația și cele pentru hoteluri, cafenele și restaurante.

Comparând grupurile clasificate după destinațiile de consum, cele din 2008 și 2009 diferă întrucâtva în ceea ce privește compoziția țărilor și comportamentul de consum. Astfel, toate cele trei grupuri înainte și în timpul crizei sunt caracterizate de o pondere medie ridicată a consumului pentru alimente, locuință și transport, diferența fiind că grupul III din anii 2008 și 2009, compus în principal din țări mediteraneene, are, de asemenea, ponderi medii semnificative ale consumului legat de cheltuielile pentru hoteluri, restaurante și pentru diverse alte produse și servicii.

În ceea ce privește diferențele medii față de mediile UE-26, grupurile corespondente din 2008 și 2009 prezintă valori comune după cum urmează: grupul I din 2008 și grupul I din 2009 au valori medii pentru categoria de produse alimentare mai degrabă sub media UE-26, la fel ca și cea pentru educație, în timp ce categoriile care prezintă valori medii superioare comparativ cu cele din UE-26 sunt cele ale cheltuielilor alocate pentru recreere și cultură și pentru diverse produse și servicii; grupul II din 2008 și grupul II din 2009 se caracterizează prin diferențe medii mai mari decât cele ale UE-26 pentru cheltuielile destinate produselor alimentare, băuturi alcoolice și tutun și de valori medii inferioare mediei UE-26 pentru categoriile referitoare la cheltuielile pentru hoteluri, restaurante și pentru diverse produse și servicii; de asemenea grupul III din 2008 și grupul III din 2009 prezintă valori medii mai mici decât mediile UE-26 pentru categoriile de consum privind băuturile alcoolice, tutun și locuință, având în același timp valori medii destul de ridicate comparativ cu cele din UE-26 în privința cheltuielilor alocate educației, hotelurilor și restaurantelor. În ceea ce privește cele trei grupuri obținute în 2013, ele prezintă diferențe medii destul de scăzute față de mediile UE-26, în cazul cheltuielilor pentru recreere și

cultură, grupul I și II indicând valori medii inferioare mediilor cu UE-26 și pentru categoria de consum educație.

În ceea ce privește variația între categorii și în timp, se poate observa că toate grupurile de țări obținute înainte, în timpul și după criză se caracterizează printr-o eterogenitate ridicată a ponderii consumului alocat educației. Chiar dacă grupurile de țări au devenit mai relevante din punct de vedere geografic în 2013 față de 2008, ele au rămas diferite în ceea ce privește ponderea consumului pentru educație.

Referitor la nivelul HFCE pe cap de locuitor, România se situează într-o oarecare măsură peste Bulgaria, dar rămâne pe una din ultimele poziții între țările UE cu privire la acest indicator, după cum au remarcat și Iordan și Chilian (2013).

Grupul țărilor majoritar din sud-estul UE care include și România, obținut ca rezultat al analizei de clasificare în funcție de HFCE în prețuri constante \$ SUA 2005 (Bulgaria, Croația, Republica Cehă, Estonia, Ungaria, Letonia, Lituania, Polonia, România, Republica Slovacă) este comparabil cu cel rezultat în studiul realizat lui Piekut (2015), care a utilizat date pentru consumul individual real din perioada 2000-2012, exceptând Croația.

Rezultatele obținute în acest studiu cu privire la faptul că principalele ponderi de consum ale membrilor UE constau în cheltuieli pentru locuință, produse alimentare și transport în toți anii analizați sunt comparabile cu cele constatate în studiile anterior realizate de Panagiotis (2009) și Dudek (2014), de asemenea și în ceea ce privește ponderea de consum alocată educației care se situează pe ultimul loc între toate categoriile de cheltuieli (Panagiotis, 2009).

În concluzie, se poate afirma că dacă în 2008 grupurile rezultate prin clasificarea în funcție de HFCE 2005 au fost reprezentate de un mix de regiuni europene diferite, în timpul și după criza economică cele trei grupuri au devenit mai omogene din punct de vedere geografic cu România inclusă în cel de-al doilea grup de țări sud-estice (Tabelul 2.2). În ceea ce privește comportamentul de consum al grupurilor, se observă o reducere a coeficienților de variație pentru toate grupurile de-a lungul timpului, deoarece acestea au devenit mai convergente, având totuși valori medii foarte diferite față de cele din UE-27.

Mai mult, variația categoriilor de consum în statele membre UE-26 (excluzând Croația și Olanda din cauza lipsei datelor necesare) a crescut în timp pentru majoritatea categoriilor de cheltuieli. Acest rezultat semnifică faptul că, din cauza consecințelor economice ale crizei, care au fost resimțite începând cu anul 2009 în majoritatea țărilor din UE, comportamentul de consum al statelor membre a devenit mai eterogen, sporind discrepanțele dintre ele.

Poziția actuală a României este încă inclusă în grupul statelor sud-estice reprezentat de cele mai recente membre ale UE, deși în 2008 în urma analizei de clasificare a fost inclusă în grupul

cu Luxemburg, Regatul Unit, Austria și state cu economii puternice în ceea ce privește HFCE/loc exprimat în prețuri constante \$ SUA 2005 (Tabelul 2.2). Modelul de consum al României urmează trendul celorlalte țări din UE-26 în anii 2008 și 2009, cu ponderi ridicate ale consumului pentru locuință, produse alimentare și transport, fiind caracterizat prin diferențe medii superioare mediei UE-26 pentru produse alimentare, băuturi alcoolice și tutun și de valori medii mai scăzute comparativ cu mediile UE-26 pentru categoriile cheltuielilor pentru hoteluri, cafenele, restaurante și pentru diverse produse și servicii, spre deosebire de celelalte două grupuri obținute, ceea ce înseamnă că România este încă un stat dintre țările membre ale UE al cărui consum se bazează în principal pe alimente, cu o pondere de asemenea ridicată a cheltuielilor pentru băuturile alcoolice și tutun.

Limitele acestei analize sunt legate de datele indisponibile pentru Croația și Olanda cu privire la ponderile categoriilor de consum din HFCE, analiza fiind astfel realizată doar pe 26 de țări din UE; cu toate acestea Croația este țara care a intrat cel mai recent în UE, iar admiterea sa din 2013 nu ar fi putut genera un impact economic vizibil, după cum anul 2013 a fost ales ca perioadă post-criză. Un alt posibil neajuns al cercetării poate fi reprezentat de metoda de grupare aleasă pentru analiză deoarece este cunoscut faptul că aceste metode sunt destul de subiective, iar diferite statistici ale metodelor pot conduce la clasificări de grupuri distincte ca structură.

Analiza studiului poate fi extinsă în cercetări ulterioare prin gruparea categoriilor de consum în trei clase principale: nevoi primare („Produse agroalimentare și băuturi alcoolice”, „Îmbrăcăminte și încălțăminte”, „Locuință, apă, electricitate, gaze și alți combustibili” și „Transport”), nevoi secundare („Mobilier, dotarea și întreținerea locuinței”, „Sănătate”, „Telecomunicații” și „Educație”) și nevoi terțiare („Băuturi alcoolice și tutun”, „Cultură”, „Hoteluri, cafenele și restaurante” și „Diverse produse și servicii”) și clasificând țările pentru a dezvălui profiluri și comportamente mai specifice ale consumului cu privire la importanța produselor de bază comparativ cu celelalte produse și servicii materiale.

Rezultatele acestei cercetări au fost publicate în revista „International Journal of Economics, Commerce and Management” (Bălă, 2015a).

CAPITOLUL 3. Analiza comparativă a modelelor de consum clasice propuse de Keynes și Friedman în cazul României

Analiza statistică a consumului privat (al gospodăriilor) prin utilizarea modelelor de corelare este necesară și de o importanță majoră datorită multiplelor dependențe și interdependențe care există între consumul populației și alți indicatori, atât la nivel macroeconomic (cheltuielile de consum final ale gospodăriilor populației) cât și la nivel microeconomic (consumul gospodăriilor pe categorii de cheltuieli, înzestrarea cu bunuri de folosință îndelungată etc.).

Scopul acestei lucrări este de a analiza comparativ performanțele funcțiilor de consum formulate de Keynes și Friedman aplicate în cazul României. În acest sens, am utilizat date pentru perioada 1970-2013 folosind serii de timp, estimând modelele folosind atât seria inițială cât și seria logaritmată și testând cel mai bun model cu date din perioada 2014-2016. Rezultatele au indicat relații semnificative între variabilele incluse în modele, dar luând în considerare indicatorii de performanță specifici, modelele pot fi îmbunătățite și actualizate la influențele actuale din mediul economic privind consumul privat cu scopul de a reduce limitele funcțiilor clasice de consum și totodată de a obține rezultate mai bune de prognoză care sunt esențiale în elaborarea politicilor sociale și economice pentru analiza bunăstării economice a indivizilor.

3.1. Sinteza literaturii de specialitate

Consumul cheltuielilor reprezintă mai mult de două treimi din principalul indicator macroeconomic PIB în majoritatea țărilor dezvoltate, iar necesitatea de a analiza relația cu alți macroindicatori și de a obține predicții prin utilizarea unor modele adecvate este esențială în elaborarea de politici macroeconomice eficiente privind bunăstarea socio-economică.

Două dintre cele mai cunoscute și aplicate funcții de consum se bazează pe Ipoteza Venitului Absolut (Absolute Income Hypothesis-AIH) elaborată de economistul englez John Maynard Keynes (1936) și pe Ipoteza Venitului Permanent (Permanent Income Hypothesis-PIH) introdusă inițial de economistul american și laureatul Nobel, Milton Friedman (1957). AIH modelează cheltuielile de consum în funcție de venit, presupunând că, dacă venitul va crește, consumul va crește, dar cu o rată mai mică, implicând de asemenea că economiile vor crește mai mult pentru cei bogați decât pentru cei săraci. Pe de altă parte, modelul PIH consideră consumul și veniturile ca fiind alcătuite atât dintr-o componentă tranzitorie, cât și dintr-o componentă permanentă,

consumul curent depinzând de venitul permanent și de valoarea imediat precedentă a consumului mai degrabă decât de venitul curent, argumentul fiind că oamenii își planifică cheltuielile de consum pe baza venitului așteptat din perioada viitoare și pe baza așteptărilor raționale și nu pe venitul actual, chiar dacă este afectat de șocuri economice.

De la introducerea modelelor de consum AIH și PIH au fost mulți cercetători care au testat aceste două funcții clasice pentru a determina dacă resping sau nu ipotezele implicate de fiecare dintre ele și dacă pot fi utilizate pentru a prognoza consumul pentru o țară specifică sau pentru mai multe țări.

Unele cercetări recente relevante privind estimarea modelului AIH al lui Keynes cu rezultate interesante au fost efectuate de către Adhikari (2014) pe date din Nepal, Apere (2014) și Alimi (2013) pe date din Nigeria, Ofwona (2013) pe date din Kenya și Arioğlu și Tuan (2011) pe date din SUA și Europa.

În ceea ce privește testarea validității modelului PIH al lui Friedman, cele mai recente studii care folosesc date din serii de timp au fost utilizate de Altunc și Aydin (2014) pe țările D-8, Bonuedi (2012) pe Ghana, Motaqed (2011) pe Iran, Khan și Manzoor (2012) pe Pakistan, Katsouli (2011) și Manitsaris (2006) pe 15 state membre selectate din UE, Wang (2011) pe 10 țări asiatice și de alții, Malley și Molana (1997) pe Canada, Marea Britanie și SUA, Hayashi (1982) pe SUA și Uwujaren (1977) pe Nigeria.

Scopul acestei analize este de a estima o versiune a funcției de consum bazată pe modelele AIH și PIH pentru cazul României pentru a verifica validitatea ambelor funcții și pentru a compara coeficienții estimați cu privire la venitul curent și permanent. Prin urmare, analizând relația dintre consum și venit în România pentru perioada 1970-2013, prezentul studiu empiric va servi ca o completare la cercetările anterioare, acoperind, de asemenea, decalajul care există în literatura de specialitate cu privire la acest subiect pentru cazul României.

3.2. Descrierea bazei de date și metodologia de cercetare

Variabilele utilizate pentru estimarea modelului AIH al lui Keynes și a modelului PIH al lui Friedman sunt Cheltuielile de Consum Final ale Gospodăriilor (CONS) și Venitul Național Brut (VNB sau Gross National Income - GNI) ca substitut pentru Venitul Real Disponibil. CONS reprezintă același indicator folosit în analizele prezentate anterior, iar VNB (înainte denumit Produs Național Brut) este definit ca fiind suma valorii adăugate de toți producătorii rezidenți la care sunt adăugate orice impozite pe produs (fără subvenții) neincluse în evaluarea producției

plus încasările nete ale veniturilor primare (remunerarea angajaților și veniturile din proprietate) din străinătate.

Datele acoperă valorile anuale CONS și VNB din România pentru perioada 1970-2016, măsurate în prețuri constante mld. \$ 1970, colectate din Cercetarea Macroeconomică Globală, bază de date online a intervalului 1970-2016 (Kushnir, 2016).

Metodologia utilizată pentru verificarea ipotezei principale a studiului privind modelele AIH și PIH prin utilizarea atât a seriei originale, cât și a seriei transformate prin logaritmare a fost estimarea funcțiilor folosind metoda celor mai mici pătrate (Ordinary Least Squares - OLS) după verificarea în prealabil a staționarității datelor.

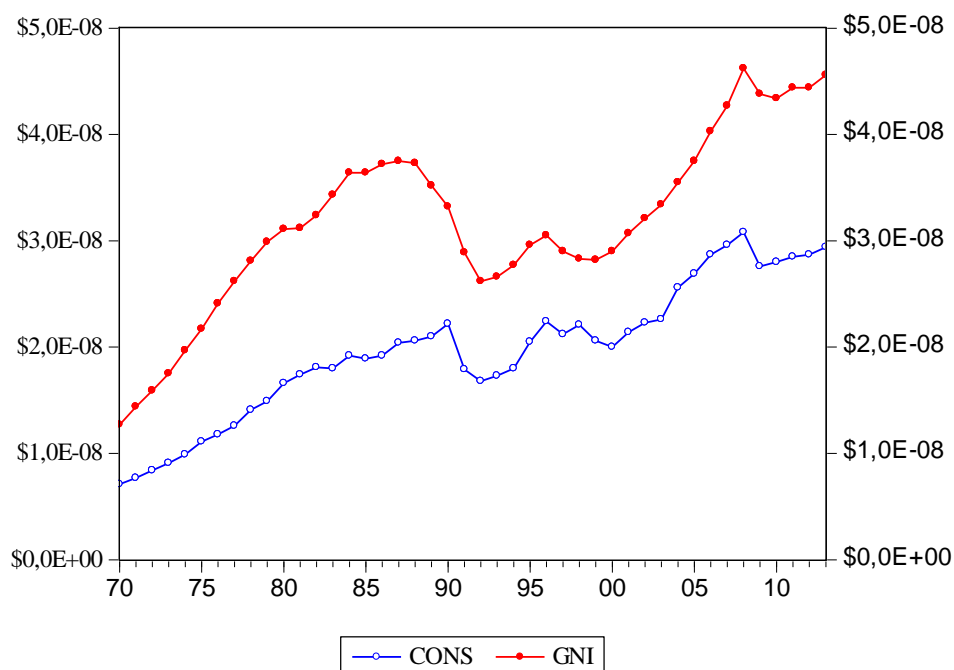
Toate procedurile au fost realizate cu software-ul EViews versiunea 6.0.

3.3. Rezultatele cercetării

În primul rând, am reprezentat și analizat grafic evoluția seriei considerate pe perioada 1970-2013 atât pentru seria originală, cât și pentru seria transformată log, deoarece aceasta din urmă este considerată a avea rezultate mai solide. Se poate deduce din Figura 3.1 că traiectoria indicatorilor CONS și GNI (VNB) este descrisă de o tendință ascendentă în perioada examinată, cu o scădere notabilă a nivelurilor la jumătatea perioadei de timp, imediat după căderea regimului comunist din România.

Considerând că atât CONS, cât și GNI sunt procese macroeconomice afectate de influențe inerțiale în timp, presupunem că acestea ar trebui să fie integrate de ordinul I după cum sunt majoritatea indicatorilor economici și vom verifica această ipoteză prin calcularea rezultatelor a două teste de verificare a rădăcinii unitate Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) și testul de staționaritate Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) pentru a demonstra ipoteza atât pentru seriile inițiale CONS și GNI, cât și pentru seriile log-transformate denumite LCONS și LGNI, în Figura 3.2.

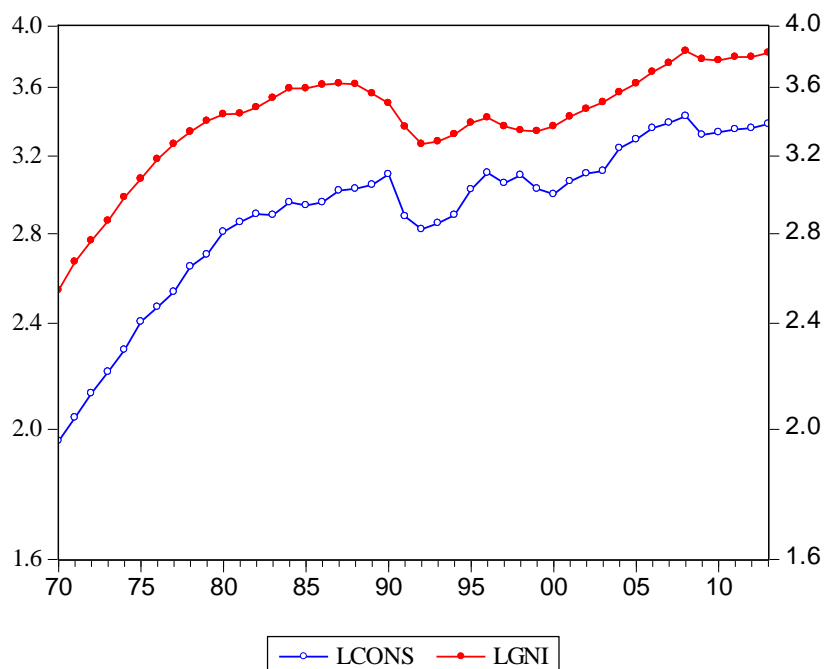
Figura 3.1 Evoluția CONS și GNI în perioada 1970-2013 (prețuri constante mld. \$ 1970)



Sursa: Prelucrare pe baza datelor furnizate de site-ul <http://www.ivanstat.com/ro/index.html>

Se observă din evoluția seriei log-transformate prezentată în Figura 3.2, netezirea trendului seriei inițiale și stabilizarea varianței pentru reducerea unei posibile heteroschedasticități.

Figura 3.2 Evoluția LCONS și LGNI în perioada 1970-2013 (prețuri constante mld. \$ 1970)



Sursa: Prelucrare pe baza datelor furnizate de site-ul <http://www.ivanstat.com/ro/index.html>

Tabelul 3.1 Rezultatele de detectare a rădăcinii unitate folosind testele ADF, PP și KPSS pentru seriile CONS, GNI, LCONS și LGNI

	CONS			GNI		
Opțiune test	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
Fără constantă sau trend	I(1)*	I(1)*	-	I(1)*	I(1)*	-
Având constantă	I(1)*	I(1)*	I(1)*	I(1)*	I(1)*	I(1)*
Având constantă și trend	I(1)*	I(1)*	I(0)*	I(2)*	I(2)*	I(0)*
	LCONS			LGNI		
Opțiune test	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
Fără constantă sau trend	I(1)*	I(1)*	-	I(1)*	I(1)*	-
Având constantă	I(0)*	I(0)*	I(1)*	I(2)*	I(1)*	I(1)*
Având constantă și trend	I(1)*	I(1)*	I(0)*	I(2)*	I(2)*	I(0)*

Sursa: Prelucrare pe baza datelor furnizate de site-ul <http://www.ivanstat.com/ro/index.html>

Notă: () semnificativ statistic pentru un nivel de 5%; I(0) – serie integrată de ordin 0 (serie staționară în nivel); I(1) – serie integrată de ordin I (serie staționară după prima diferențiere); I(2) – serie integrată de ordin II (serie staționară după a doua diferențiere).*

Rezultatele prezentate în Tabelul 3.1 sunt într-o oarecare măsură neconcludente, comparând rezultatele celor trei teste, în special în ceea ce privește opțiunea care include constantă și trend (opțiunea de test utilizată rar), dar în general putem afirma, bazându-ne pe analiza ulterioară, că seriile CONS, GNI, LCONS și LGNI sunt integrate de ordinul I prin utilizarea unui nivel de semnificație de 5%, luând în considerare, de asemenea, și evoluția lor pe perioada considerată prezentată în Figura 3.1 și Figura 3.2.

Pentru testarea corectă a modelelor AIH și PIH fără obținerea unor rezultate false, am calculat prima diferențiere ale seriilor originale (DCONS, DGNI) și log (DLCONS, DLGNI) și am estimat cele patru modele prin metoda celor mai mici pătrate (OLS).

Rezultatele estimate pentru verificarea funcției de consum a lui Keynes sunt prezentate în Tabelul 3.2 pentru modelul AIH I folosind seriile originale și în Tabelul 3.3 pentru modelul AIH II utilizând seria log-transformată.

Din rezultatele modelului AIH I (Tabelul 3.2) se constată că parametrul estimat al DGNI este semnificativ statistic dacă luăm în considerare nivelul de semnificație de 5%, performanța

generală a modelului fiind validată de valoarea scăzută p-value asociată testului F ($0,00 < 0,05$). Propensitatea marginală de consum pe termen scurt (Marginal Propensity to Consume-MPC) este în valoare de 0,564, ceea ce înseamnă că o creștere a venitului cu 1 mld. \$ 1970 va spori consumul cu 564 mil. \$ 1970, constanta fiind pozitivă validând astfel ipotezele modelului Keynes.

Tabelul 3.2 Rezultate estimate pentru modelul AIH I

Dependent Variable: DCONS				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1971 2013				
Included observations: 43 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,087332	0,154086	0,566771	0,5740
DGNI	0,563670	0,086084	6,547926	0,0000
R-squared	0,511179	Mean dependent var		0,518605
Adjusted R-squared	0,499257	S.D. dependent var		1,290857
S.E. of regression	0,913452	Akaike info criterion		2,702223
Sum squared resid	34,21017	Schwarz criterion		2,784140
Log likelihood	-56,09780	Hannan-Quinn criter.		2,732432
F-statistic	42,87533	Durbin-Watson stat		1,995434
Prob(F-statistic)	0,000000			

Sursa: Prelucrare pe baza datelor furnizate de site-ul <http://www.ivanstat.com/ro/index.html>

Pentru modelul AIH II cu rezultatele prezentate în Tabelul 3.3, parametrul estimat al DLGNI este, de asemenea, semnificativ statistic la nivelul de 5%, având o valoare de 0,864 reprezentând elasticitatea consumului curent în raport cu venitul curent, care implică faptul că, pe termen scurt, o creștere de 1% a venitului curent conduce la o creștere a consumului curent cu 0,864%. Acest rezultat indică influența puternică a modificărilor în consumul curent datorită modificărilor venitului curent. Performanța modelului este, de asemenea, validată de valoarea scăzută a p-value asociată testului F ($0,00 < 0,05$).

Tabelul 3.3 Rezultate estimate pentru modelul AIH II

Dependent Variable: DLCONS				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1971 2013				
Included observations: 43 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,007373	0,007409	0,995196	0,3255

DLGNI	0,863523	0,116333	7,422836	0,0000
R-squared	0,573354	Mean dependent var	0,033044	
Adjusted R-squared	0,562948	S.D. dependent var	0,064992	
S.E. of regression	0,042966	Akaike info criterion	-3,411421	
Sum squared resid	0,075689	Schwarz criterion	-3,329504	
Log likelihood	75,34554	Hannan-Quinn criter.	-3,381212	
F-statistic	55,09850	Durbin-Watson stat	2,065965	
Prob(F-statistic)	0,000000			

Sursa: Prelucrare pe baza datelor furnizate de site-ul <http://www.ivanstat.com/ro/index.html>

În ceea ce privește modelul PIH al lui Friedman, rezultatele estimate sunt expuse în Tabelul 3.4 pentru varianta modelului PIH I folosind seriile originale și în Tabelul 3.5 pentru modelul PIH II utilizând seriile log-transformate.

Rezultatele obținute prin estimarea modelului PIH I indică în Tabelul 3.4 că parametrul estimat al DGNI este singurul semnificativ statistic la nivelul de 5%, MPC fiind de 0,593 ceea ce înseamnă o creștere a veniturilor cu 1 mld. \$ 1970 determină o creștere cu aproape 593 mil. \$ 1970 a consumului, constanta fiind pozitivă, iar valoarea întârziată a consumului fiind surprinzător negativă, acest rezultat fiind în concordanță cu cel din lucrările anterioare ale autorului, totuși ambele fiind nesemnificative. În ansamblu, performanța modelului este validată de valoarea scăzută a p-value asociată testului F ($0,00 < 0,05$).

Tabelul 3.4 Rezultate estimate pentru modelul PIH I

Dependent Variable: DCONS				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1972 2013				
Included observations: 42 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,135198	0,161360	0,837868	0,4072
DGNI	0,593293	0,090951	6,523219	0,0000
DCONS(-1)	-0,115234	0,114932	-1,002629	0,3222
R-squared	0,526271	Mean dependent var	0,516667	
Adjusted R-squared	0,501977	S.D. dependent var	1,306441	
S.E. of regression	0,921965	Akaike info criterion	2,744131	
Sum squared resid	33,15079	Schwarz criterion	2,868250	
Log likelihood	-54,62675	Hannan-Quinn criter.	2,789626	
F-statistic	21,66274	Durbin-Watson stat	1,720603	
Prob(F-statistic)	0,000000			

Sursa: Prelucrare pe baza datelor furnizate de site-ul <http://www.ivanstat.com/ro/index.html>

În ceea ce privește modelul PIH II cu seria log-transformată, rezultatele estimate prezentate în Tabelul 3.5 constată faptul că, coeficientul DLGNI este din nou singurul semnificativ statistic la nivelul de 5%, elasticitatea consumului curent în raport cu venitul curent fiind foarte mare cu o valoare de 0,931, ceea ce înseamnă că o creștere a venitului cu 1% determină o creștere cu aproape 0,931% a consumului, constanta și celălalt coeficient fiind nesemnificativi și cu aceleași semne determinate pentru modelul PIH I. Din nou, performanța generală a modelului este validată de valoarea scăzută a p-value asociată testului F ($0,00 < 0,05$).

Tabelul 3.5 Rezultate estimate pentru modelul PIH II

Dependent Variable: DLCONS				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1972 2013				
Included observations: 42 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,009066	0,007806	1,161433	0,2525
DLGNI	0,930886	0,134135	6,939936	0,0000
DLCONS(-1)	-0,081627	0,113514	-0,719094	0,4764
R-squared	0,580722	Mean dependent var		0,031899
Adjusted R-squared	0,559221	S.D. dependent var		0,065339
S.E. of regression	0,043380	Akaike info criterion		-3,368907
Sum squared resid	0,073390	Schwarz criterion		-3,244788
Log likelihood	73,74705	Hannan-Quinn criter.		-3,323413
F-statistic	27,00853	Durbin-Watson stat		1,858465
Prob(F-statistic)	0,000000			

Sursa: Prelucrare pe baza datelor furnizate de site-ul <http://www.ivanstat.com/ro/index.html>

Pentru a evalua și a compara modelele pentru testarea ipotezelor funcțiilor AIH și PIH folosind datele originale și log-transformate, am analizat rezultatele pentru testele privind prezența heteroschedasticității (Breusch-Pagan-Godfrey-BPG), a erorilor autocorelate (Durbin-Watson-DW), a distribuției normale a erorilor (Jarque-Bera-JB) și a coeficientului de determinare (R^2).

În urma rezultatelor testelor de performanță prezentate în Tabelul 3.6 privind modelele AIH, se observă că ambele au probleme legate de heteroschedasticitate, ipoteza nulă a testului BPG fiind respinsă pentru un nivel de semnificație de 5%. Modelele AIH nu prezintă autocorelare pozitivă a variabilei reziduale, valorile calculate pentru DW fiind mai mari decât valoarea critică superioară a $DW_{upper} = 1,55773$ și, de asemenea, nu prezintă autocorelație negativă, deoarece relația $(4-DW) > DW_{upper}$ este de asemenea validată. Rezultatele testului JB nu reușesc să

respingă ipoteza nulă conform căreia erorile au o distribuție aproximativ normală, astfel încât se verifică și această condiție a estimării regresiei liniare.

Având în vedere aceste rezultate, precum și faptul că modelul AIH II explică 57% din variația consumului comparativ cu procentul de 51% explicat de modelul AIH I și împreună cu valorile obținute ale criteriilor informaționale Akaike, Schwarz și Hannan-Quinn (Tabelul 3.2 și Tabelul 3.3) care sunt mai mici pentru AIH II decât pentru AIH I putem afirma că modelul care utilizează seriile log-transformate performează mai bine decât cel inițial pentru estimarea și validarea funcției de consum a lui Keynes.

Tabelul 3.6 Teste de performanță a modelelor estimate

Model Test	AIH I	AIH II
Breusch-Pagan-Godfrey	16,24111 (p-value 0,0002)	13,24444 (p-value 0,0008)
Durbin-Watson*	1,995434 (43 obs.)	2,065965 (43 obs.)
Jarque-Berra	0,298254 (p-value 0,86146)	0,006331 (p-value 0,996839)
R²	0,511179	0,573354
Model Test	PIH I	PIH II
Breusch-Pagan-Godfrey	7,039940 (p-value 0,0025)	6,522585 (p-value 0,0036)
Durbin-Watson**	1,720603 (42 obs.)	1,858465 (42 obs.)
Jarque-Berra	0,699271 (p-value 0,704945)	0,218181 (p-value 0,896649)
R²	0,526271	0,580722

Sursa: Prelucrare pe baza datelor furnizate de site-ul <http://www.ivanstat.com/ro/index.html>

Notă: (*) valorile critice pentru DW cu 43 obs. și 2 coef.: $DW_{lower}=1.46278$ și $DW_{upper}=1.55773$;

(**) valorile critice pentru DW cu 42 obs. și 3 coef.: $DW_{lower}=1.40730$ și $DW_{upper}=1.60608$.

În ceea ce privește modelele PIH, se observă că ambele rezultate ale testului BPG resping ipoteza nulă a homoschedasticității pentru un nivel de semnificație de 5%, această condiție nefiind îndeplinită nici după reestimarea modelelor, considerând problema heteroschedasticității.

Modelele PIH nu prezintă autocorelarea pozitivă a termenilor erorii, valorile calculate pentru DW fiind mai mari decât valoarea critică superioară $DW_{upper} = 1.40730$ și, de asemenea, nu prezintă autocorelație negativă, deoarece relația $(4-DW) > DW_{upper}$ este de asemenea validată. Rezultatele testului JB nu reușesc să respingă ipoteza nulă conform căreia erorile prezintă o distribuție aproximativ normală, astfel încât se verifică și această condiție a estimării regresiei liniare.

Considerând aceste rezultate, precum și faptul că modelul PIH II explică aproape 58% din variația consumului comparativ cu aproximativ 53% a variației explicate de modelul PIH I și împreună cu valorile pentru criteriile informaționale Akaike, Schwarz și Hannan-Quinn (Tabelul 3.4 și Tabelul 3.5) care prezintă valori mai mici pentru PIH II decât pentru PIH I putem afirma că al doilea model este mai performant decât primul în ceea ce privește estimarea funcției de consum a lui Friedman; cu toate acestea coeficientul consumului din perioada imediat precedentă a fost găsit nesemnificativ pentru ambele modele, prin urmare modelele nu sunt adecvate pentru a realiza predicții în forma lor actuală.

Ținând cont de rezultatele privind performanța modelelor estimate am ales pentru testare modelul AIH II pentru a obține valorile CONS din perioada 2014-2016 și pentru a le compara cu valorile CONS disponibile recent din aceeași sursă de date folosită în acest studiu. Pentru testare am folosit datele actualizate care conțin ajustări și pentru seria de date inițială folosită în modelele anterior estimate (Kushnir, 2016).

Utilizând modelul $DLCONS = 0,007373 + 0.863523 * DLGNI$, pentru următorii trei ani vom avea relațiile:

$$DLCONS_{2014} = 0,007373 + 0.863523 * DLGNI_{2014},$$

$$DLCONS_{2015} = 0,007373 + 0.863523 * DLGNI_{2015},$$

$$DLCONS_{2016} = 0,007373 + 0.863523 * DLGNI_{2016}, \text{ unde:}$$

$$DLGNI_{2014} = LGNI_{2014} - LGNI_{2013} = 1,684845 - 1,667453 = 0,017392$$

$$DLGNI_{2015} = LGNI_{2015} - LGNI_{2014} = 1,697229 - 1,684845 = 0,012384$$

$$DLGNI_{2016} = LGNI_{2016} - LGNI_{2015} = 1,716003 - 1,697229 = 0,018774$$

Astfel se obțin valorile diferențiate pentru LCONS în anii 2014-2016:

$$DLCONS_{2014} = 0,007373 + 0.863523 * 0,017392 = 0,022392$$

$$DLCONS_{2015} = 0,007373 + 0.863523 * 0,012384 = 0,018067$$

$$DLCONS_{2016} = 0,007373 + 0.863523 * 0,018774 = 0,023585$$

În final putem obține valorile CONS pentru perioada 2014-2016 conform modelului:

$$DLCONS_{2014} = LCONS_{2014} - LCONS_{2013}$$

$$\rightarrow LCONS_{2014} = DLCONS_{2014} + LCONS_{2013} = 0,022392 + 1,604226 = 1,626618$$

$$\rightarrow \text{CONS}_{2014} = 10^{\text{LCONS}_{2014}} = 10^{1,626618} = 42,33$$

$$\text{DLCONS}_{2015} = \text{LCONS}_{2015} - \text{LCONS}_{2014}$$

$$\rightarrow \text{LCONS}_{2015} = \text{DLCONS}_{2015} + \text{LCONS}_{2014} = 0,018067 + 1,626618 = 1,643379$$

$$\rightarrow \text{CONS}_{2015} = 10^{\text{LCONS}_{2015}} = 10^{1,643379} = 43,99$$

$$\text{DLCONS}_{2016} = \text{LCONS}_{2016} - \text{LCONS}_{2015}$$

$$\rightarrow \text{LCONS}_{2016} = \text{DLCONS}_{2016} + \text{LCONS}_{2015} = 0,023585 + 1,643379 = 1,673892$$

$$\rightarrow \text{CONS}_{2016} = 10^{\text{LCONS}_{2016}} = 10^{1,673892} = 47,19$$

Valorile CONS reale, disponibile (Kushnir, 2016) pentru această perioadă sunt: 2013 – 40,2; 2014 – 42,2; 2015 – 44,7; 2016 – 48. Valorile sunt exprimate în prețuri constante mld. \$ SUA 1970.

Comparând valorile estimate prin modelul AIH II pentru perioada 2014-2016 cu cele reale disponibile pentru aceeași perioadă putem observa că acestea sunt foarte apropiate ca valoare existând o eroare medie absolută de 0,46 mld. \$, diferență care se poate datora testării modelului cu valori ajustate din perioada 2013-2016 ale sursei de date (Kushnir, 2016). O variantă de îmbunătățire a valorilor estimate ale modelului este ca acesta să fie estimat din nou utilizând seria de date nouă pentru a verifica dacă comportamentul autoregresiv al acestui indicator se menține sau nu și apoi testat folosind date din anii imediat următori atunci când datele vor fi disponibile.

3.4. Concluzii

În ceea ce privește estimarea modelului AIH al lui Keynes pentru cazul României, rezultatele obținute au indicat modelul AIH II ca fiind cel care a estimat cel mai bine funcția de consum ținând cont de testele de diagnostic și de performanța generală a modelului. Rezultatul estimat demonstrează influența puternică a modificărilor în consumul curent datorită modificărilor venitului curent, indicând că, pe termen scurt, o creștere cu 1% a venitului curent ar duce la o creștere cu 0,86% a consumului curent.

Din Tabelul 3.4 am calculat MPC cu privire la venitul permanent ca fiind egal cu: $c(2)/(1-c(3))$, unde $c(2)$ este coeficientul estimat pentru DGNI și $c(3)$ este coeficientul estimat pentru DCONS(-1) și, respectiv, din Tabelul 3.5 am calculat elasticitatea consumului în raport cu venitul permanent ca fiind egală cu: $c(2)/(1-c(3))$, unde $c(2)$ este coeficientul estimat pentru DLGNI, iar $c(3)$ este coeficientul estimat pentru DLCONS(-1).

Deoarece în modelul PIH I, MPC pe termen scurt este 0,59, iar MPC pe termen lung este 0,53, împreună cu elasticitatea pe termen scurt în valoare de 0,59% și elasticitatea pe termen

lung în valoare de 0,53% din modelul PIH II, putem afirma că nu este aproape nicio diferență între valorile MPC sau elasticitățile consumului în raport cu venitul curent și cele în raport cu venitul permanent și, prin urmare, modelul de consum PIH nu se validează pentru cazul României.

Prin compararea rezultatelor modelelor AIH cu rezultatele obținute pentru modelele PIH putem afirma că, consumul gospodăriilor populației din România este influențat în principal de modificările nivelului venitului curent, fiind sensibil la schimbările economice pe termen scurt legate de venituri. O implicare a politicilor publice asupra acestui rezultat poate fi aceea conform căreia schimbările temporare ale politicii fiscale care afectează veniturile consumatorilor din România vor avea un impact semnificativ asupra cheltuielilor de consum. Prin urmare, pentru a stimula consumul cu scopul stimulării bunăstării și creșterii economice, politicile guvernamentale, care vizează sporirea venitului disponibil și a puterii de cumpărare a gospodăriilor din România, trebuie să fie concepute pe termen scurt sau cel mult pe termen mediu, pentru a fi eficiente.

Rezultatele acestui studiu au fost diseminate în cadrul conferinței „International Conference on Trends in Business and Economics” – (Londra - Mai, 2015) și publicate în volumul conferinței (Bălă, 2015b).

CAPITOLUL 4. Testarea ipotezei modelului de tip „mers aleator” („random walk”) a lui Robert Hall în cazul consumului privat din România

Scopul acestui studiu este de a analiza consumul privat din România dintr-o perspectivă de modelare a seriilor de timp având ca punct de plecare ipoteza teoriei consumului de tip „mers aleator” („random walk”). Modelul de tip „random walk” a fost inițiat de economistul Robert Hall (1978) care a descris consumul ca o funcție dependentă numai de consumul din perioada imediat anterioară plus termenul eroare (inovare). Metoda Box-Jenkins a fost introdusă pentru analiză prin utilizarea datelor anuale privind consumul privat din România pentru perioada 1970-2013, exprimat prețuri constante mld. \$ 1970. Rezultatele finale au arătat că, în România consumul privat este mult mai bine caracterizat printr-un proces autoregresiv AR(4), invalidând astfel ipoteza conform căreia ar fi reprezentat de un model AR(1). Mai mult, coeficientul estimat al AR(4) s-a dovedit a fi negativ, rezultatul probabil indicând un efect de ajustare în timp a consumului privat prin influența altor indicatori macroeconomici.

4.1. Sinteza literaturii de specialitate

Consumul privat este componenta principală a PIB-ului calculat după metoda cheltuielilor, ponderea acestuia în producția economică fiind de aproape 74% în anul 2008, anul de vârf al creșterii economice din România. Deoarece deține din ce în ce mai mult o parte substanțială din PIB și este văzut ca un indicator substituit pentru generarea și influențarea bunăstării economice a populației, consumul privat din România a fost analizat folosind diferite modele și metode statistice de-a lungul timp, relația cu alți indicatori macroeconomici, cum ar fi cea cu PIB (Anghelache, 2011), sau cu PIB, rata inflației și rata șomajului (Necșulescu & Șerbănescu, 2014); a fost de asemenea analizat din punct de vedere teoretic cu privire la factorii indirecti care îl influențează cum sunt starea demografică, condițiile de muncă, nivelul și evoluția veniturilor populației, calitatea condițiilor de trai, instruirea, educația și nivelul culturii, starea de sănătate a populației sau evoluția tehnologică, așa cum a fost evidențiat într-un studiu realizat de Popescu et al. (2010).

Cu excepția acestor studii nu există nici o cercetare bine documentată în literatura de specialitate privind analiza consumului privat pentru cazul României utilizând serii de timp și/sau testarea ipotezei modelului de consum de tip „random walk” al lui Hall (1978).

În studiul său, Hall (1978) a pornit de la ipoteza că „în particular, nicio variabilă în afară de consumul curent nu ar trebui să aibă valoare mai mare în prezicerea consumului viitor”, utilizând date trimestriale cu privire la consumul real pe cap de locuitor al bunurilor de uz curent și al serviciilor, pentru perioada 1948-1977, perioada de după război din Statele Unite și a fundamentat dovezi care susțin versiunea sa modificată a ipotezei ciclului de viață al venitului permanent.

În plus, Sargent (2015) a declarat despre versiunea modelului de consum al acestei teorii a lui Hall că: „impunerea unor așteptări raționale produce rezultatul conform căruia consumul este reprezentat de un „mers aleator”: cea mai bună predicție a consumului viitor este nivelul actual de consum”.

Zakia și Tanweer (2015) au constatat în urma rezultatelor din analiza seriei de timp a funcției consumului agregat în cazul Pakistanului faptul că se validează empiric ipoteza procesului de tip „random walk” utilizând date trimestriale ale consumului din perioada 1973(1) - 2010(4). De asemenea, studiul realizat de Reis (2009) a analizat prin comparație ipotezele lui Hall (1978) și Lucas (1987) privind natura autoregresivă a consumului agregat, iar rezultatele acestuia confirmă teoria procesului „random walk” pentru un nivel de semnificație de 5%.

Lucrarea lui Hall a fost totuși criticată de următorii autori care au testat teoria și nu au obținut dovezi suficiente pentru a susține ipoteza lui Hall (Blinder & Deaton, 1985). În încercarea sa de a analiza modelul lui Hall în cazul Statelor Unite, rezultatele lui Jaeger de a folosi date trimestriale de prognoză (1992) au respins ipoteza „random walk”, acest rezultat fiind explicat de unii autori cum ar fi Carroll (2001) ca fiind de așteptat din cauza limitelor modelului în expunerea variabilelor pentru consumul preferențial al consumatorilor, cum ar fi elasticitatea intertemporală a substituției. Alți autori, cum ar fi Davidson și Hendry (1981), au dezvoltat că au testat funcția de consum de tip „random walk” (Davidson, Hendry, Srba & Yeo, 1978) ca un caz special de estimare a funcției consumului agregat din Regatul Unit folosind un model de corectare a erorilor (Error Correction Model).

Spre deosebire de teoria lui Hall, Robert Lucas Jr. (1987) a presupus în lucrarea sa că șocurile către consum sunt necorelate în serie, studiul lui fiind respins și de alte studii empirice care au urmat prezumției sale (Reis, 2009).

Din perspectiva testării teoriei „random walk”, studiul actual analizează consumul privat prin utilizarea datelor din seriile de timp și folosirea procedurii Box-Jenkins, încercând să testeze această teorie discutată și să completeze spațiul care există în literatura de specialitate din România și nu numai cu privire la cercetarea acestui subiect.

4.2. Descrierea bazei de date și metodologia de cercetare

Variabila utilizată pentru analiza seriilor de timp a consumului privat este reprezentată de Cheltuielile de consum final ale gospodăriilor (Household Final Consumption Expenditure-HFCE) care cuprinde cheltuielile gospodăriilor pentru achiziționarea de bunuri și servicii pentru a îndeplini direct nevoile individuale ale membrilor gospodăriilor rezidente, cheltuielilor publice pentru consum individual, (pentru sănătate, securitate și asistență socială, cultură, sport, recreere, colectarea deșeurilor gospodăriilor) și cheltuielile instituțiilor fără scop lucrativ care deservește gospodăriile populației pentru consumul individual.

Datele cuprind valorile anuale ale consumului privat din România pentru perioada 1970-2016 exprimate în prețuri constante mld. \$ 1970 și au fost extrase din Cercetarea Macroeconomică Globală, bază de date online 1970-2013 (Kushnir, 2016).

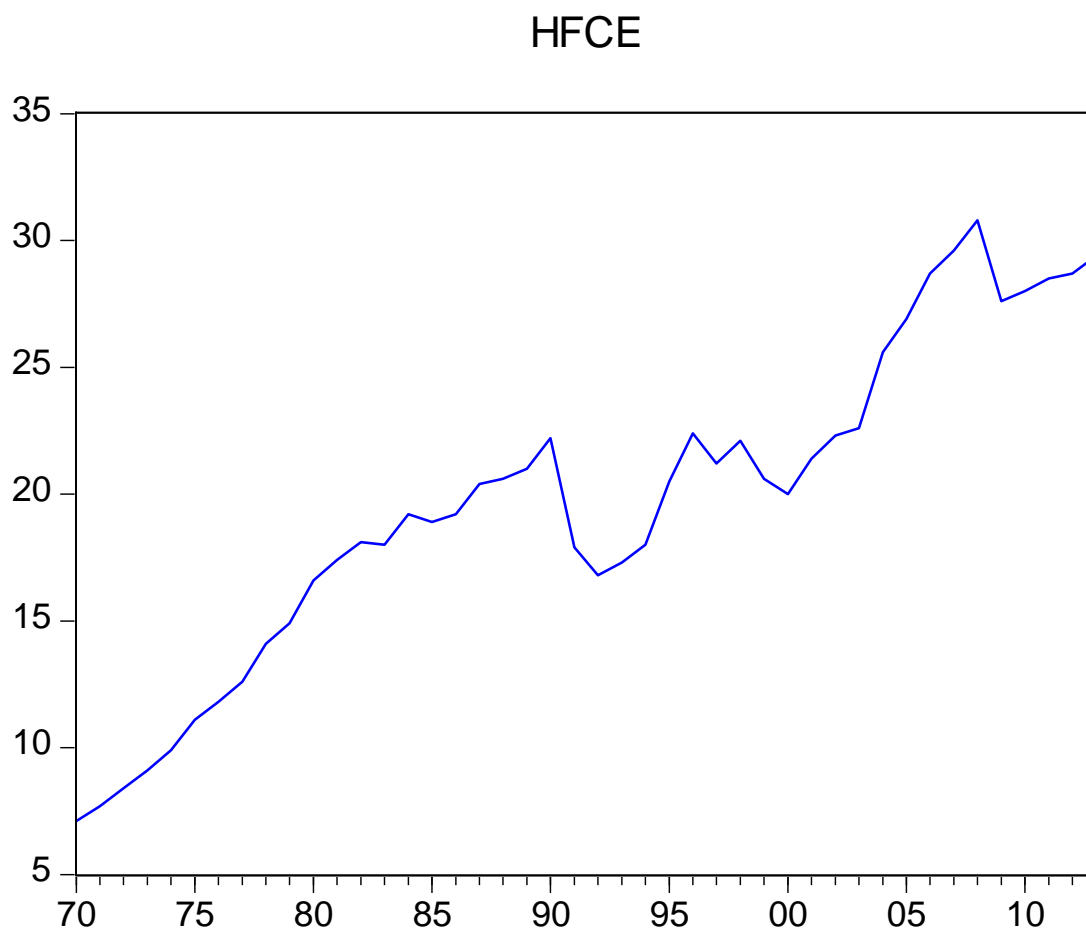
Metoda utilizată pentru verificarea ipotezei principale a studiului privind teoria consumului de tip „random walk”, introdusă de Hall (1978), a fost procedura Box-Jenkins pentru analiza seriilor de timp (Stancu, 2011) prin estimatarea modelului pe perioada 1970-2013 și testarea acestuia pentru următorii trei ani (2014-2016).

Toate procedurile au fost realizate cu software-ul EViews versiunea 6.0.

4.3. Rezultatele cercetării

Evoluția HFCE în perioada 1970-2013, prezentată în Figura 4.1, este caracterizată printr-o tendință generală ascendentă, cu o scădere dramatică a nivelului în perioada 1991-1993, imediat după căderea regimului comunist, urmată de o redresare între anii 1994-1996, stagnând în anii următori și atingând aproape nivelul indicatorului înainte de schimbarea sistemului politic. Perioada cuprinsă între anii 2000 și 2008 este definită de o creștere economică continuă și susținută, sporind astfel nivelul consumului privat (HFCE) până în 2009, când indicatorul macroeconomic a înregistrat cea de-a doua scădere a nivelului ca urmare a efectelor crizei economice și financiare, respectiv în ultimii ani ai perioadei analizate. Având în vedere evoluția generală a HFCE din Figura 4.1 și luând în considerare faptul că acesta reprezintă un indicator macroeconomic important, putem admite că HFCE este un proces inerțial care poate fi descris de un model autoregresiv.

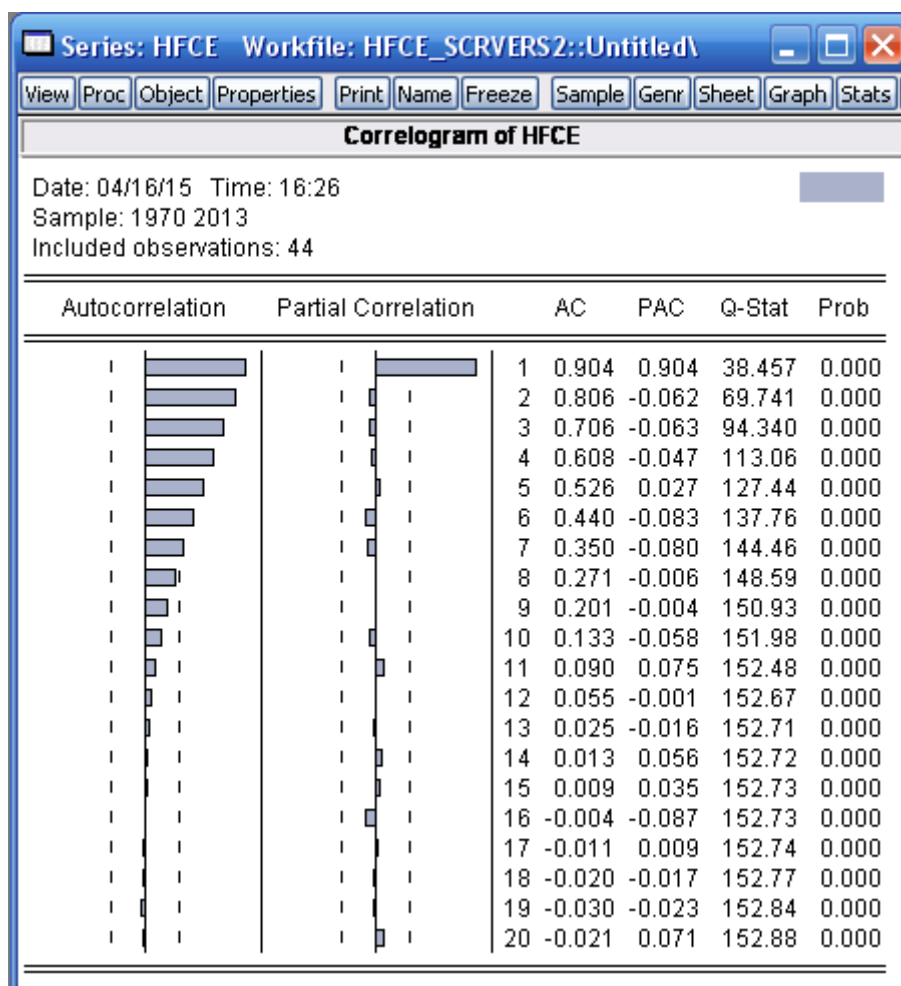
Figura 4.1 Evoluția HFCE în perioada 1970-2013 (prețuri constante mld. \$ 1970)



Sursa: Prelucrare pe baza datelor furnizate de site-ul <http://www.ivanstat.com/ro/index.html>

Prin aplicarea primului pas al procedurii Box-Jenkins am investigat dacă seria este staționară prin vizualizarea corelogramei HFCE cu valorile calculate pentru funcția de autocorelare (Autocorrelation Function-ACF) și funcția de autocorelare parțială (Partial Autocorrelation Function-PACF) din Figura 4.2. Rezultatele ambelor funcții indică faptul că seria HFCE poate fi modelată cel mai bine printr-un proces AR(1) sau cel mult printr-un proces AR(2).

Figura 4.2 Corelograma seriei HFCE cu valorile ACF și PACF



Sursa: Prelucrare pe baza datelor furnizate de site-ul <http://www.ivanstat.com/ro/index.html>

Pentru a verifica rezultatele privind caracterul non-staționar al seriei de date HFCE, am continuat cu analiza rezultatelor testului de detectare a rădăcinii unitate Augmented Dicky-Fuller (ADF) și Phillips-Perron (PP), cele mai cunoscute teste aplicate în acest scop. Rezultatele testelor ADF și PP prezentate în Tabelul 4.1 indică faptul că HFCE are o rădăcină unitate, fiind în imposibilitatea de a respinge ipoteza nulă utilizând un nivel de semnificație de 5% (valoarea p-value al testului ADF (cu constantă și trend): $0,4864 > 0,05$, iar valoarea p-value a testului PP (cu constantă și trend): $0,3914 > 0,05$).

Tabelul 4.1 Rezultatele testelor de detectare a rădăcinii unitate ADF și PP pentru seria HFCE (seria originală)

	HFCE	
Opțiune test	ADF	PP
Fără constantă și trend	I(1)*	I(1)*
Având constantă	I(1)*	I(1)*
Având constantă și trend	I(1)*	I(1)*

Sursa: Prelucrare pe baza datelor furnizate de site-ul <http://www.ivanstat.com/ro/index.html>

Notă: (*) semnificativ statistic pentru un nivel de 5%; I(1) – serie integrată de ordin I (serie staționară după prima diferențiere).

Următorul pas pe care l-am considerat în analiză a fost diferențierea seriei HFCE și efectuarea din nou a testelor ADF și PP pentru a determina dacă prima serie diferențiată devine staționară sau nu. Rezultatele obținute în Tabelul 4.2 demonstrează că noua serie DHFCE diferențiată este acum staționară folosind un nivel de semnificație de 5% (valoarea p-value a ADF (cu constantă și trend): $0,0001 < 0,05$, iar valoarea p-value a PP (cu constantă și trend): $0,0001 < 0,05$).

Tabelul 4.2 Rezultatele testelor de detectare a rădăcinii unitate ADF și PP pentru seria DHFCE (seria diferențiată)

	DHFCE	
Opțiune test	ADF	PP
Fără constantă și trend	I(0)*	I(0)*
Având constantă	I(0)*	I(0)*
Având constantă și trend	I(0)*	I(0)*

Sursa: Prelucrare pe baza datelor furnizate de site-ul <http://www.ivanstat.com/ro/index.html>

Notă: (*) semnificativ statistic pentru un nivel de 5%; I(0) – serie integrată de ordin 0 (serie staționară în nivel).

Datorită faptului că seria de date DHFCE este staționară și ținând cont de modelele autoregresive sugerate de valorile ACF și PACF din corelograma prezentată în Figura 4.2, următorul pas al procedurii Box-Jenkins pe care am aplicat-o a fost estimarea a patru modele de regresie a seriei de timp propuse pentru a evalua efectul inerțial asupra DHFCE. Toate modelele includ constantă, cu următoarele specificații:

- modelul 1 include primele cinci componente autoregresive (AR(1) -AR(5));
- modelul 2 include componentele AR(4) și AR(5);

- modelul 3 include numai componenta AR(4);
- modelul 4 include numai componenta AR(5).

Metoda aleasă pentru estimare a fost metoda celor mai mici pătrate Ordinary Least Squares (OLS).

Rezultatele estimate ale primelor două modele sunt prezentate în Figura 4.3. Din rezultatele Modelului 1 se constată că numai parametrul estimat al procesului AR(4) este semnificativ din punct de vedere statistic dacă luăm în considerare un nivel de semnificație de 10%, performanța generală a modelului fiind invalidată de valoarea ridicată a p-value asociată testului F ($0,195 > 0,05$). Un detaliu interesant de notat având în vedere rezultatele obținute este valoarea componentei AR(1) a HFCE care nu este statistic semnificativă (valoarea p-value pentru AR(1): $0,90 > 0,05$), acest rezultat contrazicând teoria economică și ipoteza conform căreia consumul privat este un proces AR(1) după cum sunt reprezentați majoritatea indicatorilor macroeconomici. În continuare am estimat Modelul 2 doar prin includerea constantei și a componentelor AR(4) și AR(5) luând în considerare faptul că au cele mai scăzute valori p-value pentru coeficienții estimați în Modelul 1. Rezultatele listate în partea dreaptă a Figurii 4.3 arată că parametrii estimați pentru procesele AR(4) și AR(5) sunt semnificativi statistic pentru un nivel de 5% și respectiv de 10% (valoarea p-value pentru AR(4): $0,0448 < 0,05$; AR(5): $0,0782 < 0,10$), sugerând astfel că indicatorul consumului privat poate depinde de valoarea sa din trecut, și anume cu patru perioade și/sau cinci perioade anterioare temporal și nu de valoarea sa din perioada (anul) imediat precedent.

Figura 4.3 Rezultatele estimate ale Modelului 1 (stânga) și ale Modelului 2 (dreapta)

Equation: EQ1 Workfile: HFCE_SCRVERS2::Untitled\					Equation: EQ2 Workfile: HFCE_SCRVERS2::Untitled\				
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids					View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids				
Dependent Variable: DHFCE Method: Least Squares Date: 04/16/15 Time: 17:00 Sample (adjusted): 1976 2013 Included observations: 38 after adjustments Convergence achieved after 3 iterations					Dependent Variable: DHFCE Method: Least Squares Date: 04/16/15 Time: 17:31 Sample (adjusted): 1976 2013 Included observations: 38 after adjustments Convergence achieved after 3 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.517235	0.134878	3.834833	0.0006	C	0.516781	0.126528	4.084313	0.0002
AR(1)	-0.020838	0.171048	-0.121828	0.9038	AR(4)	-0.316149	0.151883	-2.081527	0.0448
AR(2)	0.037864	0.159330	0.237644	0.8137	AR(5)	-0.308875	0.170229	-1.814467	0.0782
AR(3)	0.027998	0.159498	0.175542	0.8618					
AR(4)	-0.319727	0.159412	-2.005664	0.0534					
AR(5)	-0.317221	0.191872	-1.653300	0.1080					
R-squared	0.197747	Mean dependent var	0.481579		R-squared	0.195141	Mean dependent var	0.481579	
Adjusted R-squared	0.072395	S.D. dependent var	1.368735		Adjusted R-squared	0.149149	S.D. dependent var	1.368735	
S.E. of regression	1.318259	Akaike info criterion	3.534441		S.E. of regression	1.262543	Akaike info criterion	3.379789	
Sum squared resid	55.60984	Schwarz criterion	3.793007		Sum squared resid	55.79051	Schwarz criterion	3.509073	
Log likelihood	-61.15437	Hannan-Quinn criter.	3.626436		Log likelihood	-61.21600	Hannan-Quinn criter.	3.425787	
F-statistic	1.577536	Durbin-Watson stat	1.772169		F-statistic	4.242933	Durbin-Watson stat	1.819152	
Prob(F-statistic)	0.194592				Prob(F-statistic)	0.022392			

Sursa: Prelucrare pe baza datelor furnizate de site-ul <http://www.ivanstat.com/ro/index.html>

Valoarea p-value a testului F pentru Modelul 2 (Figura 4.3-dreapta) este mai mică decât 0,05, dar parametrii estimați sunt aproape nesemnificativi statistic pentru un nivel de 5%, așa că am avansat analiza estimând alte două modele 3 și 4, fiecare dintre ele incluzând separat doar o componentă din Modelul 2, așa cum este prezentat în Figura 4.4. Prin comparație, Modelul 3 din Figura 4.4 este mai adecvat pentru a explica seria de timp DHFCE, deoarece parametrul estimat pentru componenta AR(4) este semnificativ statistic la nivelul de 5% (valoarea p-value pentru AR(4): 0,0322 <0,05) iar testul F validează performanța generală a modelului pentru același nivel de semnificație (valoarea p-value a testului F: 0,0322 <0,05). Mai mult decât atât, valoarea statisticii Durbin Watson (DW) ($d_{DW} = 1,96$) este mai mare decât valoarea critică superioară a acestui test $d_{upper} = 1,53963$, indicând faptul că termenii eroare nu sunt autocorelați pozitiv sau autocorelați negativ, deoarece relația $(4 - d_{DW}) > d_{upper}$ de asemenea se verifică. Spre deosebire de aceste rezultate, cele estimate pentru Modelul 4 – Figura 4.4 nu s-au dovedit a fi semnificative statistic pentru nivelul de 5%, deoarece valorile p-value ale parametrului estimat pentru AR(1) și pentru testul F au fost în valoare de 0,059 >0,05, modelul având totuși o valoare robustă a statisticii DW.

Figura 4.4 Rezultatele estimate ale Modelului 3 (stânga) și ale Modelului 4 (dreapta)

Equation: EQ3 Workfile: HFCE_SCRVERS2::Untitled\					Equation: EQ4 Workfile: HFCE_SCRVERS2::Untitled\				
View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids
Dependent Variable: DHFCE Method: Least Squares Date: 04/16/15 Time: 17:32 Sample (adjusted): 1975 2013 Included observations: 39 after adjustments Convergence achieved after 3 iterations					Dependent Variable: DHFCE Method: Least Squares Date: 04/16/15 Time: 17:34 Sample (adjusted): 1976 2013 Included observations: 38 after adjustments Convergence achieved after 3 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.506556	0.153773	3.294181	0.0022	C	0.518037	0.159763	3.242526	0.0026
AR(4)	-0.343527	0.154376	-2.225261	0.0322	AR(5)	-0.345096	0.177002	-1.949669	0.0590
R-squared	0.118035	Mean dependent var	0.500000		R-squared	0.095505	Mean dependent var	0.481579	
Adjusted R-squared	0.094198	S.D. dependent var	1.355496		Adjusted R-squared	0.070380	S.D. dependent var	1.368735	
S.E. of regression	1.290074	Akaike info criterion	3.397197		S.E. of regression	1.319690	Akaike info criterion	3.443867	
Sum squared resid	61.57878	Schwarz criterion	3.482508		Sum squared resid	62.69699	Schwarz criterion	3.530056	
Log likelihood	-64.24534	Hannan-Quinn criter.	3.427806		Log likelihood	-63.43348	Hannan-Quinn criter.	3.474533	
F-statistic	4.951787	Durbin-Watson stat	1.960651		F-statistic	3.801207	Durbin-Watson stat	1.848843	
Prob(F-statistic)	0.032242				Prob(F-statistic)	0.059038			

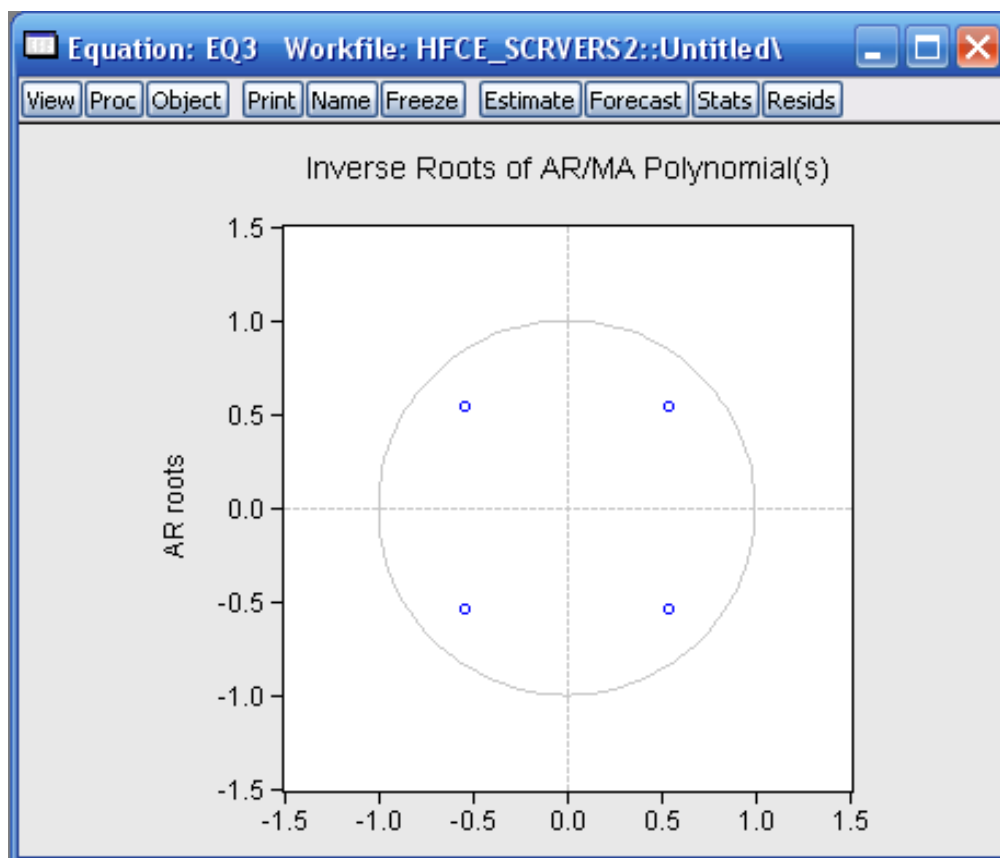
Sursa: Prelucrare pe baza datelor furnizate de site-ul <http://www.ivanstat.com/ro/index.html>

Cu toate acestea, Modelul 3 explică numai 12% din variația variabilei analizate (DHFCE), deoarece coeficientul de determinare R^2 este 0,118. De asemenea, semnul parametrului estimat al componente AR(4) este negativ, ceea ce implică faptul că, dacă valoarea consumului cu patru perioade temporale anterioare ar crește cu o unitate monetară atunci valoarea consumului curent (actual) va scădea cu aproape 0,34 unități monetare. Acest rezultat sugerează că poate exista un

efect inerțial asupra consumului privat datorat influenței investițiilor. În oricare dintre cazuri, toate rezultatele obținute susțin respingerea teoriei consumului de tip „random walk”, care presupune consumul privat a fi un proces AR(1), în cazul României.

Am testat în continuare stabilitatea și robustețea Modelului 3 estimat prin generarea și vizualizarea graficului rădăcinilor inverse ale AR/MA așa cum este prezentat în Figura 4.5. Rădăcinile inverse se află în cercul unității, cu valori mai mici de 1, aceste rezultate indicând faptul că modelul este stabil dinamic și, astfel, adecvat pentru realizarea previziunilor.

Figura 4.5 Rădăcinile inverse ale AR/MA



Sursa: Prelucrare pe baza datelor furnizate de site-ul <http://www.ivanstat.com/ro/index.html>

Considerând rezultatele anterioare, există dovezi puternice conform cărora consumul privat urmează un proces autoregresiv de ordin 4, implicând faptul că valorile actuale ale acestui consum depind de valorile anterioare cu patru perioade temporale imediat precedente. Modelul care descrie acest proces se poate transcrie cu ecuația:

Modelul 3: $DHFCE = 0,50656 - 0,34353 * DHFCE(t-4)$.

În continuare am testat Modelul 3 pentru a obține valorile HFCE din perioada 2014-2016 și pentru a le compara cu valorile HFCE disponibile recent din aceeași sursă de date utilizată pentru

această cercetare. Pentru testare am folosit datele actualizate care conțin ajustări și pentru seria de date inițială folosită în modelele anterior estimate (Kushnir, 2016).

Utilizând modelul $DHFCE = 0,50656 - 0,34353 * DHFCE(t-4)$, pentru următorii trei ani vom avea relațiile:

$$DHFCE_{2014} = 0,50656 - 0,34353 * DHFCE_{2010},$$

$$DHFCE_{2015} = 0,50656 - 0,34353 * DHFCE_{2011},$$

$$DHFCE_{2016} = 0,50656 - 0,34353 * DHFCE_{2012}, \text{ unde:}$$

$$DHFCE_{2010} = HFCE_{2010} - HFCE_{2009} = 39,3 - 39 = 0,3$$

$$DHFCE_{2011} = HFCE_{2011} - HFCE_{2010} = 39,6 - 39,3 = 0,3$$

$$DHFCE_{2012} = HFCE_{2012} - HFCE_{2011} = 40,1 - 39,6 = 0,5$$

Astfel se obțin valorile diferențiate pentru HFCE în anii 2014-2016:

$$DHFCE_{2014} = 0,50656 - 0,34353 * 0,3 = 0,4035$$

$$DHFCE_{2015} = 0,50656 - 0,34353 * 0,3 = 0,4035$$

$$DHFCE_{2016} = 0,50656 - 0,34353 * 0,5 = 0,3348$$

În final putem obține valorile HFCE pentru perioada 2014-2016 conform modelului:

$$DHFCE_{2014} = HFCE_{2014} - HFCE_{2013}$$

$$\rightarrow HFCE_{2014} = DHFCE_{2014} + HFCE_{2013} = 0,4035 + 40,2 = 40,6035$$

$$DHFCE_{2015} = HFCE_{2015} - HFCE_{2014}$$

$$\rightarrow HFCE_{2015} = DHFCE_{2015} + HFCE_{2014} = 0,4035 + 42,2 = 42,6035$$

$$DHFCE_{2016} = HFCE_{2016} - HFCE_{2015}$$

$$\rightarrow HFCE_{2016} = DHFCE_{2016} + HFCE_{2015} = 0,3348 + 44,7 = 45,0348$$

Valorile HFCE reale, disponibile (Kushnir, 2016) pentru această perioadă sunt: 2009 – 39; 2010 – 39,6; 2011 – 39,6; 2012 – 40,1; 2013 – 40,2; 2014 – 42,2; 2015 – 44,7; 2016 – 48. Valorile sunt exprimate în prețuri constante mld. \$ SUA 1970.

Comparând valorile estimate prin Modelul 3 pentru perioada 2014-2016 cu cele reale disponibile pentru aceeași perioadă putem observa că există o diferență de aproximativ 2-3 mld. \$, diferență care se poate datora testării modelului cu valori ajustate din perioada 2009-2015 ale sursei de date (Kushnir, 2016). O variantă de îmbunătățire a valorilor estimate ale modelului este ca acesta să fie estimat din nou utilizând seria de date nouă pentru a verifica dacă comportamentul autoregresiv al acestui indicator se menține sau nu și apoi testat folosind date din anii imediat următori atunci când datele vor fi disponibile.

4.4. Concluzii

Consumul privat (HFCE) este un proces macroeconomic inerțial și în acest studiu a fost analizat din punctul de vedere al teoriei consumului de tip „random walk” a lui Hall (1978). Ipoteza cercetării empirice conform căreia consumul privat din România este reprezentat de un proces AR(1) (valoarea curentă a consumului privat este dependentă de valoarea imediat precedentă din punct de vedere temporal) a fost infirmată de rezultatele statistice care indică faptul că, consumul privat este un proces de tip AR(4) cu un parametru estimat de -0,34, anulând astfel modelul de consum de tip „random walk” susținut de Hall (1978) și relevând, de asemenea, un efect inerțial asupra consumului privat, probabil datorat influenței investițiilor sau a veniturilor. Acest rezultat este în acord cu cel obținut de Mei (2012), care a demonstrat că, consumul este explicat printr-o componentă AR(3) având un coeficient negativ estimat printr-un model de corecție a erorilor vectoriale, în care a inclus ca variabile independente indicele Gini pentru gospodăriile populației, indicele Standard&Poor 500, venitul disponibil, raportul dintre datorie și venituri și câteva variabile artificiale (dummy), utilizând date din SUA pentru perioada 1967-2009.

Rezultatele obținute prin studiul prezentat au unele limitări privind dimensiunea eșantionului, care este un factor important în obținerea unor rezultate mai fiabile, în special atunci când analiza se realizează utilizând serii de timp. Un alt posibil neajuns al analizei poate fi dat de valoarea coeficientului de determinare R^2 de aproximativ 0,12, valoare care lasă neexplicat un procent de aproape 88% al variației variabilei dependente. Acest rezultat poate fi datorat faptului că acest tip de model include doar un factor exogen, făcând astfel necesară adăugarea mai multor variabile în modelul inițial, cu scopul creșterii valorii lui R^2 și, astfel, a performanței modelului. De asemenea, trebuie luată în considerare și compararea valorilor estimate pentru perioada 2014-2016 cu datele reale ajustate care indică o diferență medie de 2,5 mld. \$ (SUA 1970) a consumului privat anual, valorile estimate prin model subestimând cu această eroare nivelul real al macroindicatorului. Acest fapt se poate datora testării modelului cu valori ajustate din perioada 2009-2016 ale aceleiași sursei de date.

Sunt necesare și alte studii empirice cu scopul de a determina cu o mai mare precizie natura autoregresivă a consumului privat din România, condiționați fiind de disponibilitatea datelor.

Rezultate preliminare ale acestei cercetări au fost diseminate în cadrul conferinței „International Conference on Economics, Management and Social Sciences & International Conference on Engineering Sciences, Art and Law” (Barcelona - Aprilie, 2015), publicate în volumul conferinței, rezultatele extinse fiind publicate în revista „International Journal of Economics, Commerce and Management” (Bălă, 2015c).

CAPITOLUL 5. Analiza relației pe termen lung dintre PIB și consumul privat din România prin analiza de cointegrare

Economia românească s-a bazat mult timp pe consumul populației, deoarece consumul privat reprezintă în general mai mult de 60% din PIB. Dependența dintre PIB și consumul privat este de o importanță majoră pentru politicile macroeconomice și a fost analizată considerabil prin metode econometrice, dar literatura de specialitate nu dispune de studii privind comportamentul lor pe termen lung prin analiza cointegrării.

În acest capitol se analizează relația pe termen lung dintre consumul privat (al populației) și PIB din România prin analiza de cointegrare.

Rezultatele testelor rădăcină unitate indică rezultate relativ conflictuale, iar procedura de cointegrare în două stadii a procedurii Engle-Granger arată că PIB și consumul populației nu au o relație de echilibru pe termen lung pentru cazul României, spre deosebire de rezultatele prevăzute din teoria economică.

5.1. Sinteza literaturii de specialitate

Studiul abordat este de natură exploratorie, având ca scop identificarea existenței unei legături pe termen lung între PIB și consumul privat al României prin analiza de cointegrare.

Literatura de specialitate cu privire la acest subiect este limitată în cazul României, un studiu privind cointegrarea specifică între PIB și consumul populației fiind inexistent.

Cu toate acestea, există câteva articole care abordează alte relații posibile pe termen lung ale unor indicatori din România, cum ar fi: cheltuielile guvernamentale și PIB (Țepuș, 2007), investiții, PIB și exporturi (Marinaș, 2007), PIB, consumul de energie și capital (Shahbaz, Mutascu & Tiwari, 2007) și între alți macroindicatori (Ruxanda & Botezatu, 2008).

În ceea ce privește studiul unei relații de lungă durată între PIB și consumul populației, Knetsch (2005) a identificat cointegrarea PIB-ului și a consumului privat printre alte componente ale cheltuielilor și a comparat rezultatele în cazul Germaniei, Franței și Italiei.

Un alt caz investigat de Gomez-Zaldivar și Ventosa-Santaularia (2009) a constatat cointegrarea între PIB și consum în cazul SUA, dar nu au găsit o legătură pe termen lung între indicatori în cazul Mexicului.

Pentru India, rezultatele unui studiu privind acest subiect nu au evidențiat o cointegrare între PIB și consumul gospodăriilor populației folosind un eșantion de 30 de cazuri (Shah, Butt & Mushtaq, 2012).

De asemenea, o cercetare interesantă privind cauzalitatea și cointegrarea dintre consumul populației și PIB în 25 de țări OECD, realizată de Guisan (2001), nu a evidențiat relația de cointegrare între cele două variabile în cauză în cazul Marii Britanii, autorul explicând acest rezultat ca o posibilă limitare a abordării de cointegrare.

În acest context, lucrarea de față se referă la modul în care consumul și PIB-ul României se comportă pe termen lung. Având în vedere acest lucru, scopul acestei lucrări este de a explora dacă PIB-ul împărtășește o tendință comună cu consumul gospodăriilor, printr-o relație pe termen lung și dacă există o astfel de legătură, cât de repede se ajustează aceasta la echilibrul său după un șoc reflectat de dinamica pe termen scurt.

Prin urmare, deoarece multe studii arată că există o influență puternică a consumului gospodăriilor asupra PIB, am ales să demonstrăm dacă această dependență există pe termen lung în cazul României, dezvăluind o posibilă relație de echilibru pe termen lung între cei doi macroindicatori.

5.2. Descrierea bazei de date și metodologia de cercetare

Variabilele utilizate pentru analiză sunt Produsul intern brut (PIB) și Cheltuielile Consumului Final al Gospodăriilor (CONS), iar datele au fost preluate din baza de date WorldBank Online pentru perioada 1990-2012 (date anuale referitoare la România) măsurate în prețuri constante \$ SUA 2005. PIB reprezintă suma valorii adăugate brute a tuturor producătorilor rezidenți din economie, plus orice impozite pe produs din care se deduc subvențiile care nu sunt incluse în valoarea produselor. Cheltuielile de consum finale ale gospodăriilor populației reprezintă valoarea de piață a tuturor bunurilor și serviciilor, inclusiv a produselor durabile (cum ar fi mașinile, mașinile de spălat rufe și computerele de uz casnic) achiziționate de gospodării. Se testează dacă seriile PIB și CONS prezintă o relație pe termen lung prin analiza de cointegrare.

Două serii sunt cointegrate dacă sunt integrate cu același ordin, iar combinația lor liniară este integrată cu un ordin care este cel mult egal cu ordinul de integrare al seriilor considerate (Simionescu, 2013a). Cazul general al seriilor cointegrate este reprezentat de două serii care sunt integrate de ordinul $I(1)$ iar combinația lor liniară este staționară sau integrată de ordinul zero $I(0)$. Se spune că o serie este staționară (în nivel) dacă media și varianța sunt constante. În cazul în care seria este non-staționară, prin transformări precum diferențierea sau eliminarea trendului

va fi obținută o serie staționară. Prin urmare, ordinul de integrare este dat de numărul de diferențieri succesive necesare pentru a obține o serie staționară (Simionescu, 2013b).

În general, o regresie care implică nivelurile seriilor non-staționare va produce rezultate eronate, cu testele convenționale pentru semnificația coeficienților arătând în mod greșit o relație semnificativă între seriile fără legătură (Ruxanda & Botezatu, 2008; Phillips, 1986).

Având în vedere caracterul economic al variabilelor PIB și CONS și evoluția lor, putem admite că seriile sunt nestaționare, aleatorii, reprezentând procese stochastice. Această ipoteză nu este surprinzătoare deoarece variabilele sunt măsurate la nivel macro, iar procesele macroeconomice sunt în general staționare după prima diferențiere sau sunt I(1).

Pentru a valida această ipoteză, am testat seriile analizate pentru a determina dacă acestea sunt nestaționare și dacă sunt, cu ce ordin sunt integrate. Critica principală este că puterea testelor de rădăcină unitate este scăzută dacă procesul este staționar, dar cu o rădăcină apropiată de limita nestaționară, cu alte cuvinte, aceste teste sunt susceptibile de a detecta o rădăcină unitate atunci când aceasta nu există și invers. O modalitate de a rezolva această problemă este folosirea unui test de verificare a staționarității, precum și a testelor de detectare a rădăcinii unitate (Brooks, 2002).

Am folosit testele de detectare a rădăcinilor unitate, respectiv testul augmentat Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller-ADF), Phillips-Perron (PP) și testul de staționaritate Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). ADF și PP testează ipoteza nulă a existenței unei rădăcini unitate, iar KPSS testează ipoteza nulă a unui proces staționar.

Deoarece avem două variabile de analizat, este posibil să existe o singură relație de cointegrare, prin urmare am ales să aplicăm testul rezidual în două stadii Engle-Granger (1987) pentru a verifica dacă seriile sunt cointegrate.

Primul pas al acestei proceduri este de a estima modelul static de regresie (1) cu variabila dependentă PIB și regresorul CONS prin metoda OLS (Ordinary Least Squares – metoda celor mai mici pătrate clasică) și de a reține erorile/valorile variabilei reziduale u ale ecuației estimate.

$$GDP = \alpha + \beta * CONS + u \quad (1),$$

unde α reprezintă constanta, β parametrul variabilei CONS și u variabila reziduală presupusă a fi reprezentată de un proces de eroare de tip zgomot alb.

Este binecunoscut faptul că, dacă seriile sunt cointegrate, estimarea prin OLS (OLS static) a parametrului de cointegrare β în (1) este superconsistentă, convergând la o viteză mai mare decât este standardul (Hamilton, 1994).

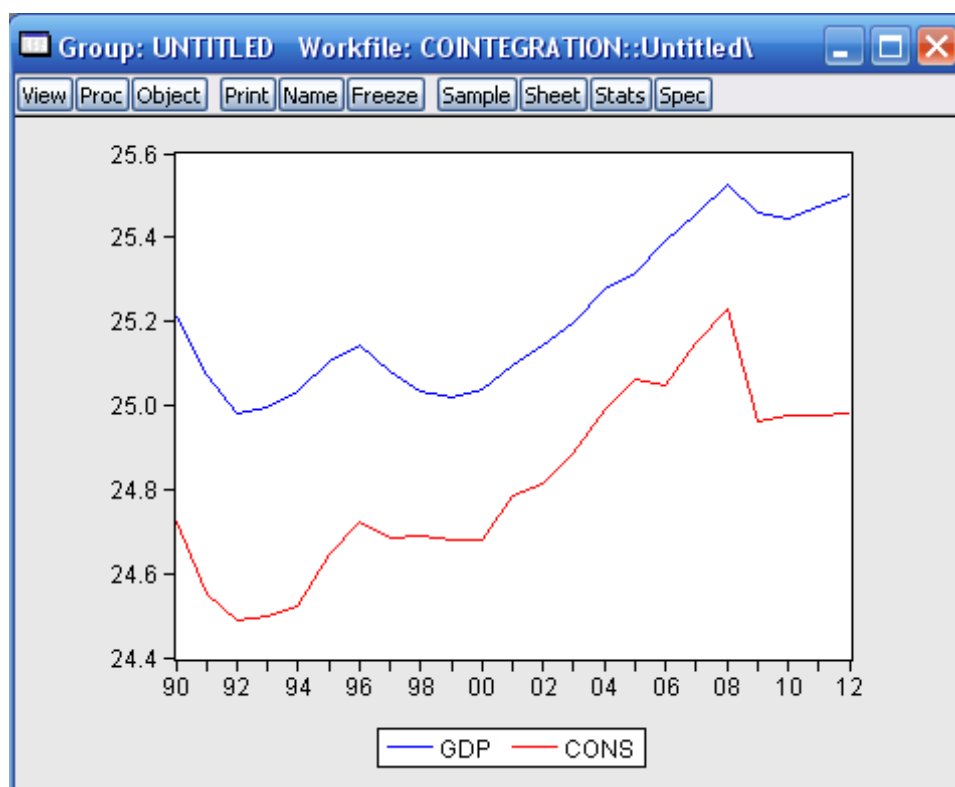
Al doilea pas este de a testa reziduurile/erorile u pentru a determina dacă acestea sunt staționare sau nu. Dacă seria reziduală este staționară $I(0)$ atunci afirmăm că seriile sunt cointegrate, relația de cointegrare fiind dată de ecuația estimată anterior, cunoscută sub denumirea de ecuație de cointegrare.

Toate procedurile au fost efectuate utilizând software-ul Eviews 6.0.

5.3. Rezultatele cercetării

Analiza a fost efectuată pe seriile PIB și CONS transformate prin logaritmare deoarece acestea sunt considerate a fi superioare asigurând concluzii empirice mai consistente (Tiwari & Shahbaz, 2013) comparativ cu utilizarea seriilor originale netransformate. Figura 5.1 prezintă evoluția seriilor log transformate PIB și CONS care au un trend ascendent în perioada analizată 1990-2008 cu un declin înregistrat în 2009 ca efect al crizei economice și financiare globale.

Figura 5.1 Evoluția PIB și CONS în perioada 1990-2012



Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza date WorldBank

Începând cu anul 2010 PIB-ul a început să crească din nou ajungând în 2012 la valoarea de dinainte de criză (2008) în timp ce consumul populației a rămas constant în ultimii trei ani de analiză, cu valori apropiate de cea din 2009. Aceasta înseamnă că deși valoarea PIB-ului a

recuperat în termeni reali după criză, neîncrederea și insecuritatea economică a populației, combinate cu reducerea salariilor bugetare cu 25% în vara anului 2010, adoptată ca o măsură anti-criză, au condus la contracția consumului populației care a continuat până în anul 2012.

Coeficientul de corelație Pearson relevă o legătură pozitivă puternică statistic între PIB și consumul privat (CONS) având o valoare de 0,90.

Rezultatele testului rădăcină unitate s-au obținut cu testele ADF, PP și KPSS pentru PIB și CONS, cu un lag maxim implicit de 4 bazat pe criteriul informațional Schwarz (SIC) pentru testul ADF și utilizând metoda estimării spectrale kernel Bartlett bazată pe lățimea de bandă Newey-West pentru testele PP și KPSS. Rezultatele sunt prezentate în Tabelul 5.1.

Tabelul 5.1 Rezultatele testului rădăcină unitate pentru PIB și CONS

	PIB			CONS		
Opțiune test	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
Fără constantă sau trend	I(1)*	I(1)*	NA	I(1)*	I(1)*	NA
Având constantă	I(1)*	I(1)*	I(1)*	I(1)*	I(1)*	I(1)*
Având constantă și trend	I(2)*	I(2)*	I(1)*	I(1)*	I(1)*	I(0)*

Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza date WorldBank

Notă: () semnificativ la nivelul de 5%; NA – Nu se Aplică. I(0) – serie integrată de ordin 0 (serie staționară în nivel), I(1) – serie integrată de ordin 1 (serie staționară după prima diferențiere), I(2) – serie integrată de ordin 2 (serie staționară după a doua diferențiere).*

În urma testelor ADF și PP rezultă că seriile logaritmice PIB și CONS sunt I(1) cu orice opțiune de model a celor 3 existente (fără constantă sau trend, având constantă, având constantă și trend). Testul KPSS identifică seria PIB ca fiind un proces I(1) în ambele modele, în timp ce seria CONS a fost identificată ca fiind I(1) doar în modelul având constantă, iar în modelul cu includerea constantei și a trendului rezultatele arată că seria CONS este aparent staționară sau I(0), ceea ce nu este cazul dacă luăm în considerare și evoluția variabilei din Figura 5.1. În general, opțiunea cea mai utilizată pentru testele rădăcină unitate în acest caz este „fără constantă sau trend” sau „având constantă”, ultima opțiune fiind cea mai restrictivă.

În cele ce urmează, presupunem că ambele serii log-transformate sunt I(1). Am testat existența cointegrării utilizând metoda Engle-Granger (1987) în două stadii, bazată pe reziduuri. Metoda a fost aplicată pe seriile logaritmice, considerând modelul a fi mai stabil.

S-a estimat modelul static de regresie prin metoda OLS, cu rezultatele prezentate în Figura 5.2.

Figura 5.2 Rezultatele ecuației estimate prin OLS folosind seriile log-transformate

Equation: EQ01 Workfile: COINTEGRATION::Untitled\				
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids				
Dependent Variable: GDP				
Method: Least Squares				
Date: 04/20/14 Time: 15:45				
Sample: 1990 2012				
Included observations: 23				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.474378	2.009564	2.724162	0.0127
CONS	0.795609	0.080979	9.824912	0.0000
R-squared	0.821321	Mean dependent var	25.21746	
Adjusted R-squared	0.812812	S.D. dependent var	0.187739	
S.E. of regression	0.081226	Akaike info criterion	-2.100225	
Sum squared resid	0.138550	Schwarz criterion	-2.001487	
Log likelihood	26.15259	Hannan-Quinn criter.	-2.075393	
F-statistic	96.52889	Durbin-Watson stat	0.293314	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza date WorldBank

Coeficientul estimat al CONS în model este semnificativ la nivelul de 1% (prob. t-Statistic $< 0,01$) având R^2 de 0,82, iar statistica F validează performanța generală a modelelor fiind semnificativă de asemenea la un nivel de 1%. Statistica Durbin-Watson (DW) relevă o posibilă autocorelare pozitivă a reziduurilor (Figura 5.2), valoarea testului de 0,29 fiind sub valoarea critică inferioară pentru DW cu 2 parametri (incluzând constanta) și 23 de cazuri, respectiv $d_{lower} = 1,26$.

Cu toate acestea, nu se pot trasa concluzii privind cointegrarea numai pe baza modelului estimat. Am reținut reziduurile din ecuația estimată (RESID) și am testat folosind metodele obișnuite pentru a observa dacă acestea sunt staționare sau nu, obținând rezultatele prezentate în Tabelul 5.2.

Tabelul 5.2 Rezultatele testului rădăcină unitate pentru RESID

Opțiune test	RESID		
	ADF	PP	KPSS
Fără constantă sau trend	I(1)*	I(1)*	NA
Având constantă	I(1)*	I(1)*	I(0)*
Având constantă și trend	I(1)*	I(1)*	I(1)*

Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza date WorldBank

Notă: () semnificativ la nivelul de 5%; NA – Nu se Aplică. $I(0)$ – serie integrată de ordin 0 (serie staționară în nivel), $I(1)$ – serie integrată de ordin 1 (serie staționară după prima diferențiere).*

Pe baza rezultatelor obținute după aplicarea testului rezidual Engle-Granger pentru cointegrare, se observă că seriile nu sunt cointegrate, variabila reziduală din modelul estimat fiind în majoritatea cazurilor de test nestaționară în nivel $I(0)$ și staționară după prima diferențiere sau $I(1)$. Întrucât Engle-Granger sugerează testarea reziduurilor pentru rădăcina unitate numai în cazul „fără constantă și trend”, concluzionăm că PIB și CONS nu au o relație de echilibru pe termen lung. Deși rezultatele modelelor estimate în Figura 5.2 nu validează performanța generală este cunoscut faptul că în majoritatea cazurilor distribuția parametrului de regresie estimat, deși superconsistent, nu are o distribuție statistică standard t, iar inferențe nu pot fi făcute asupra modelelor. Numai în cazul în care regresorul este strict exogen și erorile sunt homoschedastice, necorelate serial și distribuite aproximativ normal, atunci estimatorul OLS este, de asemenea, distribuit normal (condiționat fiind de variabilele explicative), iar statistica t are o distribuție exactă t (Wooldridge, 2009).

5.4. Concluzii

Principalul obiectiv al acestei cercetări a fost de a analiza existența unei relații pe termen lung între PIB și consumul populației (CONS) din România, în condițiile în care au înregistrat o creștere constantă din 1990, consumul populației având o pondere de peste 60% din PIB, fiind cunoscut și demonstrat faptul că economia României este una bazată pe consumul privat (al gospodăriilor).

Pentru analiză s-a optat pentru metoda Engle-Granger în vedere testării cointegrării deoarece am avut doar două variabile de testat și astfel o singură posibilă relație de cointegrare. S-a constatat că ambele variabile sunt nestaționare în nivel, dar staționare după prima diferențiere. Testul rezidual Engle-Granger pentru cointegrare a relevat faptul că reziduurile modelului estimat sunt reprezentate de procese nestaționare, ceea ce înseamnă că variabilele nu sunt cointegrate pe termen lung. Acest rezultat este în contrast cu bunul simț logico-economic al teoriei macroeconomice și în special cu structura economiei românești, indicând faptul că pe termen lung PIB-ul și consumul populației vor avea evoluții diferite.

Rezultatele studiului trebuie interpretate cu atenție deoarece pot fi condiționate de următoarele aspecte:

- dimensiunea seriei este limitată la 23 de observații, rezultatele testului ADF specificând faptul că utilizează 20 de observații pentru calcularea valorilor critice de test și a probabilităților asociate testelor, iar acestea pot fi inexacte pentru o mărime a eșantionului de 19 cazuri rămase după ajustările făcute pentru testarea rădăcinii unitate, pe baza valorilor calculate de MacKinnon (1996);

- testele convenționale de detectare a rădăcinii unitate, cum sunt testele ADF și PP, sunt semnalate pe scară largă ca având performanțe reduse atunci când dimensiunea eșantionului seriei temporale este restrânsă (Levin & Lin, 1992; Levin, Lin & Chu, 2002);

- declinul brusc al celor două variabile în 2009, ca o consecință a crizei economico-financiare globale poate reprezenta o schimbare pe termen lung asupra structurii economice a României.

Sunt necesare analize suplimentare pentru a obține rezultate mai stabile și mai consistente privind cointegrarea dintre PIB și consumul populației prin utilizarea unor serii de timp mai extinse pentru cele două variabile atunci când datele vor fi disponibile.

Rezultatele studiului au fost publicate în revista „Ovidius University Annals, Economic Sciences Series” (Bălă, 2014b).

CAPITOLUL 6. Analiza influenței fenomenului de migrație asupra consumului privat în Europa

Acest capitol analizează și testează validitatea unei posibile relații bilaterale între rata migrației și cheltuielile de consum final ale gospodăriilor populației din perspectiva unei analize econometrice. Fenomenul migrației și consumul gospodăriilor populației reprezintă două efecte importante și părți ale stabilității macroeconomice, în primul rând pentru că sunt generate în cea mai mare parte de stabilitatea macroeconomică a unei țări și, în al doilea rând, ele fac parte din ea deoarece implică atât consecințe pozitive cât și negative în contextul principal socio-economic.

Pornind de la ipoteza că majoritatea remitențelor migranților români este îndreptată spre consumul populației și că remitențele sunt corelate pozitiv cu numărul de emigranți, studiul examinează impactul consumului privat asupra procesului migrației și viceversa, capturând perioada de tranziție, boom-ul economic și criza financiară, utilizând analiza de date panel în perioada 1996-2011 pentru 26 de țări din Uniunea Europeană.

6.1. Sinteza literaturii de specialitate

Teoriile migrației au evoluat odată cu dezvoltarea societății umane. Există numeroase studii care dovedesc implicațiile migrației atât la nivel microeconomic, cât și la nivel macroeconomic.

Jennissen (2003) a folosit o serie de date panel pentru țările din Europa de Vest pe o perioadă cuprinsă între 1960 și 1998 pentru a estima influența factorilor economici determinanți asupra migrației internaționale nete și a constatat că PIB-ul pe cap de locuitor are un efect pozitiv, iar șomajul are un efect negativ asupra migrației internaționale. De asemenea, același studiu a fost efectuat în țările UE înainte și după extinderea din 2004, prin compararea țărilor din UE-10 cu cele din UE-15. Autorii au folosit aceiași regresori: PIB pe cap de locuitor și rata șomajului, dar au adăugat indicele Gini și anii de școlarizare, rezultatele arătând că pe măsură ce PIB-ul pe cap de locuitor este mai ridicat indivizii sunt mult mai puțin dispuși să emigreze (Zimmermann & Zaiceva, 2008). Un studiu mai recent arată că PIB-ul are o influență asupra stocului migrației internaționale, pe măsură ce țara este în dezvoltare și are un PIB ridicat pe cap de locuitor, iar stocul migrației internaționale crește. Studiul a utilizat date din 2010 pentru toate cele 28 de țări

ale Uniunii Europene, luând în considerare faptul că Croația a devenit membru începând cu 1 iulie 2013 (Prada, 2013).

Analiza se concentrează în principal asupra efectului cheltuielilor de consum final ale gospodăriilor asupra migrației și viceversa, fiind evident faptul că migrația are și un impact asupra cheltuielilor gospodăriilor. După cum arată Temple și McDonald (2010) într-un model de prognoză al impactului migrației asupra PIB, aceasta are un impact semnificativ asupra ratei de creștere a PIB pe cap de locuitor, iar dacă numărul migranților ar fi zero, rata anuală de creștere a PIB real pe cap de locuitor va scădea aproape imediat la 1,3% și se va menține astfel până în 2050. Peri și Ortega (2009) au analizat 74 de țări OECD pe o perioadă cuprinsă între 1980 și 2005 și au arătat că imigrația mărește PIB-ul țărilor beneficiare.

Cercetarea se concentrează asupra importanței relației bilaterale dintre migrație și consumul final al populației. Prin urmare, am analizat legătura dintre fenomenul migrației și cheltuielile gospodăriilor (consumul privat), acesta din urmă fiind implicit un substitut monetar pentru bunăstarea economică/materială a gospodăriilor.

În urma interacțiunilor logice ale proceselor economice, tendința de a emigra crește odată cu scăderea activității economice a unei țări și a posibilităților de consum ale gospodăriilor. Prin urmare, majoritatea persoanelor aleg să emigreze atunci când nivelul cheltuielilor finale ale gospodăriilor scade, chiar dacă există alte motivații care se referă mai degrabă la aspecte politice sau culturale decât la cele economice și care declanșează emigrarea oamenilor (Goschin & Roman, 2012), însă scopul principal al emigrării este de a câștiga bani care pot acționa ca un câștig suplimentar la venitul gospodăriei emigranților din țara de origine.

O remarcă făcută frecvent este că țările în curs de dezvoltare sunt principalele beneficiare ale remitențelor totale (Son & Carica, 2010) și mai mult, că valoarea lor pentru unele țări, inclusiv Polonia și România (Susanu, 2011) a egalizat aproape nivelul investițiilor străine directe - ISD (Popescu & Juverdeanu, 2008; Susanu, 2011), devenind astfel „în ultimul deceniu, a doua cea mai mare sursă de finanțare externă” (Son & Carica, 2010).

România este un actor important pe scena fenomenului migrației, ocupând locul 5 în topul țărilor europene ca număr de emigranți și pe locul 4 ca țară destinatară a remitențelor potrivit Băncii Mondiale (2011), având un număr estimat de aproape 3 milioane de cetățeni în afara țării (Susanu, 2011).

Deși sumele de bani trimise de emigranți în țara lor de origine sunt semnificative din punct de vedere economic pentru venitul total al membrilor gospodăriei, remitențele sunt parțial utilizate pentru necesitățile de consum, cum ar fi subvenționarea costurilor educației, sănătății etc. (Son & Carica, 2010) și parțial economisite și investite (Susanu, 2011), cu mențiunea că această din

urmă pondere este mult mai mică decât cea destinată cheltuielilor alocate gospodăriilor (Încalțărău & Maha, 2012).

În cazul României, banii trimiși de emigranții săi sunt în cea mai mare parte destinați consumului, având o pondere de 65% față de restul de 35% alocăți investițiilor în bunuri de consum pe termen lung, așa cum a subliniat Son et al. (2009), rezultate în conformitate cu cele ale sondajului privind emigrația din România care subliniază destinațiile de consum ale remitențelor ca fiind „în mare măsură orientate spre satisfacerea nevoilor familiale actuale (65%), urmate de plata creditelor (9%), de investiții/achiziții de bunuri pe termen lung (7%), depozite/economii (5%), construirea unei case (4%)”, după cum a remarcat Goschin și Roman (2012).

În consecință, se poate afirma că migrația, remitențele și consumul populației sunt interconectate. Cu cât este mai mare numărul de emigranți, cu atât este mai mare volumul remitențelor trimise crescând astfel consumul gospodăriilor și, invers, atunci când posibilitățile de consum sunt reduse, tendința spre a emigra crește și ca o consecință directă sumele de bani câștigați de emigranți și trimiși acasă cresc.

Mai multe studii au efectuat diferite tipuri de analize empirice privind impactul câștigului economic al procesului migrației, și anume remitențele, asupra indicatorilor macroeconomici, cum ar fi PIB, cheltuielile de consum final ale gospodăriilor sau investițiile. Unii dintre ei au recunoscut limitele rezultatelor lor din cauza lipsei sau inconsecvenței datelor remitențelor utilizate în analiză (Încalțărău & Maha, 2012; Litan, 2009; Ojapinwa, 2012). De asemenea, nu există cercetări suficiente referitoare la consumul populației ca o influență asupra migrației, prin urmare studiul de față va clarifica într-o lumină nouă acest subiect al cercetării economice, cu propuneri pentru alte direcții continue de investigare.

Acest lucru fiind constatat, în acest capitol, vom explora relația reciprocă dintre procesul de migrare și consumul populației și vom demonstra influența consumului gospodăriilor asupra ratei de migrație și viceversa prin utilizarea analizei de regresie pe date panel.

6.2. Descrierea bazei de date și metodologia de cercetare

Analiza se concentrează pe două variabile: rata migrației brute și cheltuielile de consum final ale gospodăriilor (consumul privat/populației), pentru a determina dacă există o legătură între ele, precum și puterea și direcția acesteia. În mod normal migrația influențează indirect cheltuielile populației prin remitențe. De ce migrația influențează, de fapt, cheltuielile gospodăriilor? Banii trimiși țărilor de origine, respectiv remitențele, sunt cheltuiți de membrii

gospodăriei și astfel intră în cheltuielile de consum final ale gospodăriilor, principala componentă a PIB, calculat prin metoda cheltuielilor.

Conform definiției Eurostat, cheltuielile de consum final ale gospodăriilor populației se compun din cheltuielile totale individuale pentru bunuri și servicii ale gospodăriilor rezidente, inclusiv cele vândute la prețuri inferioare prețului pieței. Acestea includ, de asemenea, cheltuielile sau tranzacțiile imputate care nu sunt exprimate în termeni monetari și, prin urmare, nu pot fi măsurate în mod direct, printre care, în general, cea mai importantă este chiria imputată pentru locuințe ocupate de proprietari (chiriile imputate). Cheltuielile de consum final ale gospodăriilor populației sunt considerate ca fiind consumul privat în conturile naționale.

Rata brută a migrației nete este definită de Eurostat ca fiind raportul dintre migrația netă la care se adaugă ajustarea statistică din cursul anului la populația medie din acel an, exprimată la 1000 de locuitori. Migrația netă plus ajustarea statistică reprezintă diferența dintre schimbarea totală și schimbarea naturală a populației.

O rată negativă a migrației brute arată că în țara analizată există mai mulți emigranți decât imigranți. Am folosit această variabilă în loc de utilizarea remitențelor, deoarece este bine cunoscut și recunoscut în literatura de specialitate (Popescu & Juverdeanu, 2008; Son & Carica, 2010; Susanu, 2011; Încălțărău & Maha, 2012; Ojapinwa, 2012; Goschin & Roman, 2012) faptul că nivelul remitențelor raportate oficial este subestimat, unii experți considerând că reprezintă 50% din totalul real al acestora; motivul principal fiind costurile ridicate ale operatorilor de transferuri de bani și neîncrederea lucrătorilor migranți în aceste servicii bancare. Ca urmare, doar o parte din remitențe este înregistrată oficial, o altă parte importantă fiind trimisă prin modalități alternative neoficiale, cum ar fi: prin mijloace de transport, prin rude, prieteni sau alți intermediari și astfel neînregistrându-se formal.

Datele folosite au fost colectate din baza de date Eurostat. Perioada de analiză include 16 ani, începând cu anul 1996 și până în 2011, pentru 26 de țări din UE cu date disponibile pentru ambele variabile (deoarece unele țări dispuneau de date pentru o perioadă mai scurtă de timp), cheltuielile pentru consumul final al gospodăriilor fiind măsurate ca pondere din PIB. Am ales această perioadă, pentru că am dorit să determinăm dacă există influențe în timp surprinzând și efectele crizei economico-financiare globale. Pentru a arăta acest lucru, am analizat setul de date utilizând un model de regresie simplă pe date panel.

Datele de tip panel implică două dimensiuni: secțiunea transversală și seria temporală, astfel că un model de regresie liniară pentru datele panel este diferit de regresia OLS, deoarece furnizează informații despre ambele dimensiuni, și anume despre indivizi și despre evoluția în timp. Modelul general al datelor panel poate fi descris ca:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^k x_{it} \cdot \beta_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (1),$$

Unde: $i = 1, \dots, N$, N este numărul dimensiunii secțiunii transversale (sau a indivizilor);

$T = 1, \dots, T$, T este numărul de dimensiuni de timp (sau perioada).

Există multe tipuri de modele pe date panel, dar cel mai frecvent analizate sunt cele cu efecte fixe și aleatoare.

Asupra fenomenului de migrație s-au făcut diverse analize utilizând date panel, cele mai multe fiind realizate pentru evidențierea factorilor macroeconomici determinanți. Mayda (2007) arată că migrația internațională este asociată în mod pozitiv cu nivelurile PIB-ului pe angajat pentru țările de origine, folosind în analiză date din diverse surse: datele privind imigrația au provenit din Statisticile Migrației Internaționale, iar variabilele macroeconomice din Baza de date a Băncii Mondiale a Rețelei Globale de Creștere a Dezvoltării. În ceea ce privește interdependența PIB cu rata de imigrare, putem concluziona că orice persoană care migrează într-o țară contribuie la creșterea PIB. Dar ce parte specifică din PIB poate fi legată de migrație? Evident, primul lucru care ne poate veni în minte sunt cheltuielile gospodăriilor, deoarece persoanele care emigrează își trimit veniturile sau o parte din acestea, care sunt utilizate în principal pentru acest tip de cheltuieli, înapoi în țările lor de origine.

Analiza a fost realizată folosind programul de calcul Stata 12.0 și am modelat rata migrației brute în funcție de cheltuielile de consum final ale gospodăriilor în Modelul 1 și viceversa pentru Modelul 2 pentru a determina care este nivelul influenței dintre aceste variabile, ce sens și interpretare are.

În cele ce urmează am folosit câteva abrevieri: pentru indivizi (sau identificatorul panel), în cazul nostru fiind țara, și am numit-o id , pentru variabila de timp am denumit-o t , celelalte două variabile putând fi cu ușurință deduse din denumire.

6.3. Rezultatele cercetării

Prima etapă a analizei a fost de a trage concluzii din statisticile descriptive prezentate în Tabelul 6.1. Pentru toate variabilele există trei tipuri de variație descrise în tabel:

- Variația totală - indică variația ambelor dimensiuni;
- Variația inter grupuri - indică variația asupra indivizilor, respectiv id -ul;
- Variația intra grupuri - indică variația în timp (t).

Este evident faptul că abaterea standard a variației interne pentru id este zero deoarece variabila secțiunii transversale nu variază în timp și, prin urmare, variația intermediară pentru variabila de timp t este, de asemenea, zero deoarece nu variază în funcție de individ.

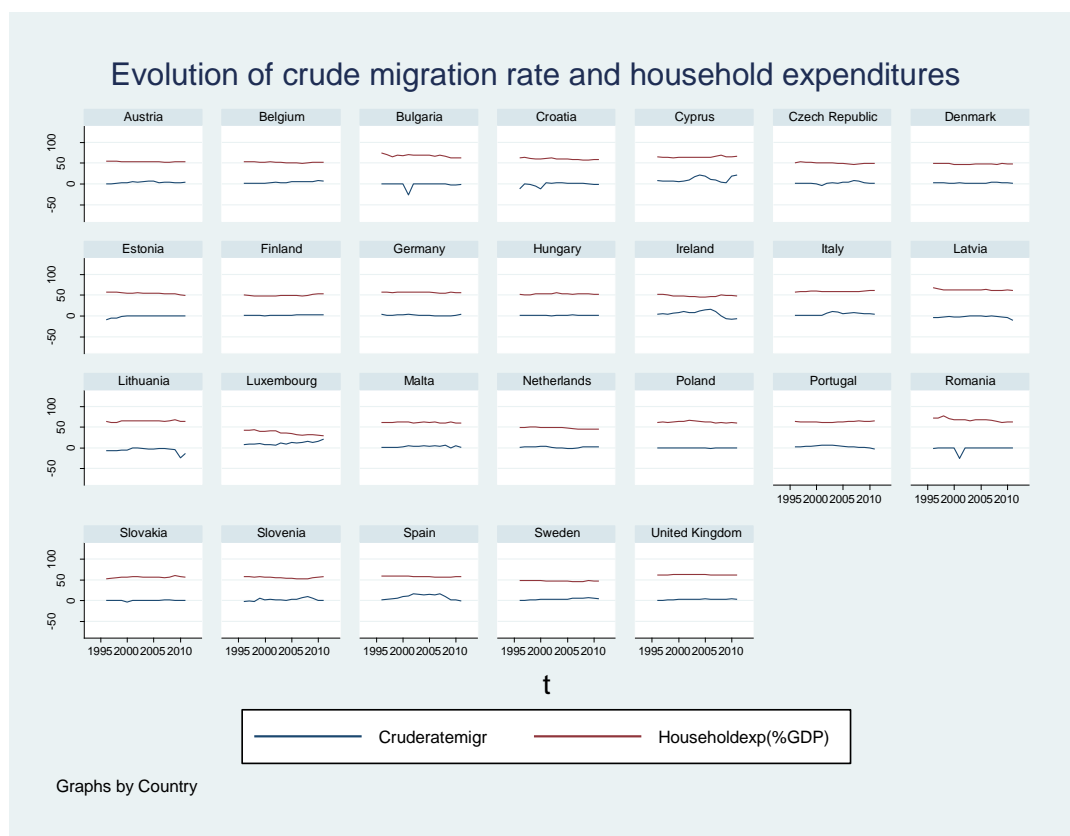
Tabelul 6.1 Statistici descriptive pentru Consum privat și Rata brută a migrației nete

Variabila/Variație		Media	Dev. stand.	Min	Max	Observații
Consumul privat	Totală	56,04255	7,620	29,6	76,3	N=416
	Inter		7,506	36,187	37,581	n=26
	Intra		1,937	49,455	65,005	T=16
Rata brută a migrației nete	Totală	2,284375	5,221	-26,7	21,3	N=416
	Inter		3,838	-5,425	11,337	n=26
	Intra		3,613	-22,365	12,659	T=16

Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza de date Eurostat

O analiză rezumativă poate fi făcută prin construirea graficului evoluției ambelor variabile pentru fiecare țară, prezentat în Figura 6.1, unde „crude migration rate” este rata brută a migrației (nete), iar „household expenditures” reprezintă consumul privat sau al populației ca procent din PIB.

Figura 6.1 Evoluția ratei brute a migrației și a cheltuielilor gospodăriilor populației



Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza de date Eurostat

Se poate observa că țările estice au modele diferite ale evoluției ratei migrației brute. Prin urmare, unele dintre ele au înregistrat o scădere semnificativă în 2000, cum ar fi România, Bulgaria și Croația, unele înregistrând creșteri cum ar fi Republica Cehă, Slovenia după 2007 și Cipru la mijlocul și la sfârșitul perioadei considerate, celelalte țări Ungaria, Polonia și Slovacia rămânând stabile în general de-a lungul intervalului de timp. Precum țările estice, cele occidentale nu indică o tendință similară între ele. Spania și Luxemburg au înregistrat creșteri de-a lungul anilor, dar prima a început să înregistreze scăderi din 2007, atingând la sfârșitul perioadei același nivel ca în 1996. Celelalte țări occidentale precum Austria, Belgia, Germania, Italia, Malta, Olanda și Portugalia au avut o evoluție stabilă în perioada de analiză. Majoritatea țărilor nordice, și anume Danemarca, Estonia, Finlanda, Letonia, Suedia, Regatul Unit și Lituania, au avut în general un traseu liniar constant, doar ultima țară înregistrând o scădere în 2010. Excepția aici este Irlanda care a avut o evoluție similară a variabilei cu cea a Spaniei.

În ceea ce privește evoluția cheltuielilor gospodăriilor populației, toate țările UE incluse în analiză au avut o tendință stabilă pe parcursul perioadei considerate, cu fluctuații mici, cu excepția Luxemburgului care se remarcă printre celelalte țări având un consum privat care a scăzut aproape proporțional cu creșterea ratei migrației brute în intervalul de timp analizat.

Al doilea pas a fost analiza rezultatelor din modelul de regresie a datelor panel. Metoda modelului de regresie pentru datele de tip panel este aceeași ca pentru regresia liniară simplă, astfel că prin validarea ipotezelor metodei OLS am estimat coeficienții efectelor fixe și ale modelelor cu efecte aleatoare prin comanda xtreg, [fe, re].

Modelul cu efecte fixe este, de asemenea, cunoscut sub numele de estimator intra și susține ipoteza conform căreia termenul eroare este corelat cu termenul specific individual α , deoarece modelul poate exclude variabilele invariabile de timp (cum ar fi genul etc.) sau aceste variabile pot fi omise din model (Greene, 2002).

În modelul cu efecte aleatoare, α este considerat ca o variabilă aleatorie și se presupune că este independent de erorile ε și, de asemenea, independent între ele (Maddala, 2001). De asemenea, un avantaj pentru modelul cu efecte aleatoare este faptul că acesta poate include variabile invariabile de timp și este mai bine să fie ales pentru estimare dacă există date disponibile pentru variabilele invariabile de timp, în caz contrar interpretarea acestuia este aceeași ca și pentru modelul cu efecte fixe.

Tabelul 6.2 Rezultatele regresiei de tip panel pentru Modelul 1

Variabila dependentă <i>Rata brută a migrației</i>		
	Fixed effects	Random effects
<i>Consumul privat</i>	-0,4375*	-0.3348*
Intercept	26,8038*	21.0491*
R within	0,0550	
R between	0,2005	
R overall	0,1252	
F test	22,65**	
Wald test		26.04***
Rho	0,5195	0.4652
Hausman test	2,54 (p-value = 0,11108)	

Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza de date Eurostat

Notă: (*) semnificativ pentru un nivel de 1%, (**) $Prob > F = 0,000$, (***) $Prob > Chi^2 = 0,000$.

După testarea atât a efectelor fixe, cât și a celor aleatoare în Modelul 1 cu rezultate prezentate în Tabelul 6.2, trebuie să determinăm care dintre ele este mai adecvat, astfel că pentru aceasta am analizat probabilitatea valorii lui Chi Square utilizând testul Hausman. Ipoteza nulă a testului Hausman presupune coeficientul estimat a fi consistent și eficient, prin urmare, dacă probabilitatea asociată testului (valoarea p-value) este mai mare de 0,05, putem concluziona că modelul cu efecte aleatoare este mai bun din punct de vedere al performanței. Valoarea Chi Square se bazează pe criteriul Wald (Greene, 2002) cu k-1 grade de libertate:

$$W = \chi^2[k - 1] = (b_{FE} - b_{RE})' [var(b_{FE}) - var(b_{RE})]^{-1} (b_{FE} - b_{RE}) \quad (2),$$

Unde: bFE = coeficientul-vector al estimatorului cu efecte fixe;

bRE = coeficientul-vector al estimatorului cu efecte aleatoare.

Putem observa din rezultatul testului Hausman că există dovezi în defavoarea modelului cu efecte fixe, și deci în avantajul modelului cu efectelor aleatoare, astfel încât modelul final poate fi descris ca o ecuație liniară după cum urmează:

$$\text{Rata brută a migrației}_{it} = 21.0491 - 0.3348 * \text{Consumul privat}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Ecuația (1) arată corelația dintre cele două variabile: rata brută a migrației și consumul populației și descrie această corelație pe perioada selectată din 1996 până în 2011. Știm că

diferența dintre modelul cu efecte fixe și modelul cu efecte aleatoare este ipoteza asupra α . Prin alegerea modelului cu efecte aleatoare, știm că include atât efectele intra cât și efectele inter, deci, putem afirma că valoarea de -0,3348 reprezintă efectul mediu al consumului populației asupra ratei brute a migrației atunci când cheltuielile gospodăriilor variază cu o unitate în timp și peste toate țările.

Rezultatele R^2 sunt date pentru aceste trei tipuri de variație și putem observa că valoarea corelației nu este atât de puternică, probabil datorită faptului că modelul poate fi rafinat prin adăugarea mai multor variabile, dar putem spune că acesta este corelat semnificativ în principal în ceea ce privește variația inter (grupuri), ceea ce înseamnă că între țări există o influență a consumului privat asupra migrației. Rho are două interpretări în funcție de tipul modelului estimat. În cazul modelului cu efecte fixe, Rho reprezintă fracția de variație datorată termenului individual și indică proporția de variație explicată de termenul specific-individual (termenul constant care nu variază în timp). În cazul nostru, pentru că am ales modelul de efecte aleatorii, Rho este fracția varianței totale datorată ε_i (Baum, 2006) și prezintă variația datorată termenului de eroare (care variază în timp și asupra indivizilor), astfel că 54% din variație se explică prin termenul eroare, iar restul de 46% din variație prin termenul constantei.

După cum am văzut migrația este influențată de consumul populației și, evident, la rândul ei are un impact asupra cheltuielilor gospodăriilor, așa că am realizat aceeași analiză utilizând rata brută a migrației ca variabilă independentă în Modelul 2 cu rezultate prezentate în Tabelul 6.3.

Tabelul 6.3 Rezultatele regresiei de tip panel pentru Modelul 2

Variabila dependentă Consumul privat		
	Fixed effects	Random effects
<i>Rata brută a migrației</i>	-0,1257*	-0.1298*
Intercept	56,3298*	56.3391*
R within	0,0550	
R between	0,2005	
R overall	0,1252	
F test	22,65**	
Wald test		24.08***
Rho	0,9250	0.9337
Hausman test	-8,89	

Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza de date Eurostat

Notă: (*) semnificativ pentru un nivel de 1%, (**) $Prob > F = 0,000$, (***) $Prob > Chi^2 = 0,000$.

Am estimat atât efectele fixe, cât și cele aleatoare prin efectuarea testului Hausman și am observat că în acest caz valoarea Chi Square este negativă. O statistică negativă a Chi Square este normală pentru un eșantion relativ mic, ca în cazul de față, iar modelul ales bazându-ne pe acesta este modelul cu efecte fixe (2). În acest caz Rho sugerează că variația cheltuielilor gospodăriilor populației este în mare parte explicată de diferențele dintre țările din care fac parte cheltuielile gospodăriilor.

$$\text{Consumul privat}_{it} = 56.3298 - 0.1257 * \text{Rata brută a migrației}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Așa cum reiese din ecuația (4), rata brută a migrației are un impact negativ asupra consumului privat, deoarece în țara analizată sunt mai mulți imigranți decât emigranți, cheltuielile gospodăriilor populației fiind reduse cu 0,1257. Putem concluziona că, consumul este în scădere deoarece imigranții își remit salariul în țările de origine și astfel valoarea acestora nu este inclusă în consumul gospodăriilor țărilor gazdă.

Pentru verificarea modelelor estimate s-a procedat la testarea următoarelor ipoteze cu rezultate prezentate în Tabelul 6.4:

- corelația serială – testul Wooldridge estimat prin comanda xtserial (Drukker, 2003);
- heteroschedasticitate - testul Wald modificat pentru heteroschedasticitatea dintre grupurile de observație în seria transversală temporală xttest3 (Baum, 2001).

Tabelul 6.4 Testarea modelelor estimate

	Modelul 1	Modelul 2
Corelație serială	138,89*	4,38**
Heteroschedasticitate	1985,67*	29440,45*

Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza de date Eurostat

Notă: () p-value – 0,000, (**) p-value= 0,466.*

O modalitate de rezolvare a heteroschedasticității este de a estima modelul cu varianță robustă, dar în cazul nostru nu există o schimbare semnificativă asupra valorii de probabilitate a modelului general și a coeficienților estimați.

Conform testului Wooldridge, am observat prezența corelației seriale pentru ambele modele, acest rezultat fiind explicat prin faptul că ambele variabile, consumul privat, cât și rata brută a migrației sunt considerate procese economice inerțiale (Pecican, 2006), așa că am reevaluat modelele de regresii și am estimat două noi modele mixte cu efecte fixe care diferă de modelele inițiale prin faptul că am introdus o componentă autoregresivă, în final fiind explicat ca

un model între variabila dependentă (rata brută a migrației, respectiv consumul privat) și variabilele explicative fiind: prima diferențiere a variabilei dependente, variabila independentă și o variabilă de tip dummy (artificială) pentru estimarea efectelor din perioadei crizei economice, pe care am considerat-o ca fiind între 2007 și 2011 în seria de timp supusă analizei. Majoritatea autorilor au stabilit începutul crizei financiare în anul 2007 (Stiglitz, 2010) și au observat o revenire la nivel global începând cu vara anului 2009 în SUA (Bordo, 2010). În ceea ce privește Europa, criza economico-financiară a atins punctul culminant pe parcursul anului 2008, iar un studiu relativ recent a observat o ușoară revenire începând cu anul 2010, când majoritatea țărilor din UE au înregistrat efectele măsurilor economice anti-recesiune (Eubanks, 2010), dar multe țări dintre acestea nu s-au recuperat integral, un exemplu simplu fiind Grecia, care nu se așteptau să-și revină pe plan economic înainte de anul 2014 (Karanikolos, Mladovsky, Cylus, Thomson, Basu, Stuckler, Mackenbach & McKee, 2013).

Am inclus în modele o variabilă dummy (artificială) referitoare la criza financiară pentru a observa existența unei influențe asupra variabilei dependente. Am descoperit că în cazul consumului populației perioada considerată a fi afectată de criza economică are o influență negativă și conduce la o reducere a cheltuielilor gospodăriilor populației de 1,28 (Tabelul 6.5); deși are aceeași influență negativă asupra ratei brute a migrației, parametrul estimat nu este semnificativ statistic, existând posibilitatea ca efectele crizei să fie observate mai târziu după această perioadă.

Tabelul 6.5 Rezultatele regresiei de tip panel pentru Modelul 3 și 4

Variabila dependentă	Modelul 3	Modelul 4
Variabile independente	Consumul privat	Rata brută a migrației
Consumul privat	-	-0,4082*
D1. Consumul privat	0,5155*	-
Rata brută a migrației	-0,1136*	-
D1. Rata brută a migrației	-	0,5287*
Variabila dummy considerată pentru perioada crizei	-1,2805*	-0,0368**
Intercept	56,726*	25,2154*
R within	0,254	0,3407
R between	0,2181	0,217
R overall	0,0928	0,2563

F test	40,98*	62,18*
Rho	0,9506	0,5926

Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza de date Eurostat

Notă: (*) $p\text{-value} = 0,000$, (**) $p\text{-value} = 0,915$.

În ceea ce privește analiza celor două modele pe date panel cu efecte fixe le putem împărți în funcție de variabila dependentă. În cazul consumului populației, variabilă independentă, respectiv rata brută a migrației arată reducerea cheltuielilor pe măsură ce rata brută a migrației tinde să fie pozitivă, prin urmare, însemnând că în țara analizată sunt mai mulți imigranți care remit în țările lor de origine. De asemenea, prima diferențiere a cheltuielilor gospodăriilor populației indică influența asupra consumului actual care crește cu 0,5 cu volumul consumului din anul precedent.

În ceea ce privește rata brută a migrației, se observă că aceasta tinde să crească în timp ce valoarea primei diferențieri a acesteia se modifică, indicând faptul că oamenii au tendința să migreze proporțional, atunci când în țările analizate există mai mulți imigranți, și de asemenea, cheltuielile gospodăriilor populației reduc rata brută a migrației, astfel încât să putem concludere că în cazul în care consumul gospodăriilor crește, aceasta înseamnă că țara are mai mulți emigranți decât imigranți.

Analizând valoarea Rho (Tabelul 6.5), putem afirma că proporția de variație explicată prin termenul individual-specific este relativ mare în cazul ratei brute a migrației ca variabilă dependentă (59,26% se explică prin efectul individual constant în timp) și foarte mare în cazul consumului privat, 95,06% din variația cheltuielilor gospodăriilor referindu-se la diferențele din datele panel, restul de 4,94% fiind explicate prin termenul eroare.

6.4. Concluzii

Constatările rezultatelor cercetării arată că există o dependență evidentă între rata brută a migrației și cheltuielile de consum final ale gospodăriilor și invers, conexiune care poate avea două interpretări:

- în primul rând, prezintă cele două aspecte ale migranților: imigranții și emigranții, atunci când înlocuim regresorii cu valorile lor;
- în al doilea rând, arată că o sumă importantă de bani câștigată de migranți este inclusă în cheltuielile de consum final ale gospodăriilor.

Primele două modele au evidențiat relația negativă dintre rata brută a migrației și cheltuielile de consum final ale gospodăriilor populației, acest rezultat fiind în concordanță cu sensul economic potrivit căruia consumul populației tinde să crească odată cu creșterea emigrației, demonstrând astfel că rata brută a migrației poate acționa ca un substitut pentru remitențe în aceste modele, influențând indirect volumul cheltuielilor de consum final ale gospodăriilor.

De asemenea, perioada crizei economico-financiare, așa cum am considerat-o în model între 2007 și 2011, are un impact negativ și semnificativ din punct de vedere statistic asupra cheltuielilor de consum ale gospodăriilor, acestea fiind reduse pe măsură ce posibilitățile de consum s-au diminuat, ca și consecințe ale măsurilor economice drastice adoptate și implementate de guverne pentru a contracara efectele negative ale crizei. În ceea ce privește rata brută a migrației, aceasta are și ea un impact negativ, ceea ce înseamnă că oamenii au avut tendința de a emigra în momentul producerii crizei economico-financiare; dar nu este semnificativ din punct de vedere statistic, prin urmare putem afirma că efectele crizei nu au avut un impact semnificativ asupra mișcării migrației din punct de vedere statistic.

Modelele estimate prin regresii pe date de tip panel pot fi îmbunătățite prin introducerea mai multor variabile interconectate cu cele două variabile considerate, rata brută a migrației și consumul populației, pentru a obține rezultate mai consistente și performante.

Rezultatele cercetării au fost diseminate în cadrul conferinței „International Conference on Applied Statistics” (București – Noiembrie, 2013) și publicate în revista „Procedia Economics and Finance” (Bălă & Prada, 2014a).

CAPITOLUL 7. Analiza relației pe termen lung între efectele emigrației și consumul privat din România prin analiza de cointegrare

Căderea regimului comunist la sfârșitul anului 1989 și aderarea la Uniunea Europeană la 1 ianuarie 2007 sunt momentele cheie care marchează principalele valuri migratoare ale populației din România. De asemenea, creșterea continuă a cererii a condus la o creștere constantă a consumului gospodăriilor în ultimele două decenii, un factor important fiind și banii trimiși de migranții români. În acest capitol se analizează existența unei relații de lungă durată între remitențele migranților și consumul gospodăriilor din România prin procedura analizei de cointegrare. Rezultatele din testele rădăcină unitate dezvăluie rezultate contradictorii, însă procedura de cointegrare în două stadii a procedurii Engle-Granger demonstrează că remitențele migranților și consumul gospodăriilor au o relație de echilibru pe termen lung pentru cazul României.

După aderarea la Uniunea Europeană la 1 ianuarie 2007, numărul imigranților români a crescut semnificativ în UE, în principal datorită facilitării deplasării și a dreptului la muncă. Ca urmare a facilitării deplasării în urma eliminării vizelor, România a devenit una dintre principalele țări care au migranți în întreaga Europă, migrația datorată locurilor de muncă fiind cea mai dinamică formă de mișcare. În acest context, studiul analizează influența valorii remitențelor asupra consumului gospodăriilor din România și modul în care acestea două se comportă pe termen lung.

Migrația legată de muncă este principalul aspect al migrației care ne interesează, în principal datorită efectelor sale asupra economiei. Șomajul este unul dintre principalii factori care generează migrația, șomajul în rândul tinerilor din Uniunea Europeană fiind puternic corelat atât cu stocul de migrație, cât și cu migrația netă (Prada, 2013). De asemenea, rata brută a migrației și consumul gospodăriilor populației sunt puternic corelate negativ, arătând că sumele de bani câștigate de migranți și trimise înapoi în țările lor de origine sunt incluse în consumul gospodăriilor populației (Bălă & Prada, 2014a). Banii trimiși de emigranți către țările de origine, cunoscuți sub numele de remitențe, îmbunătățesc calitatea vieții lor și se reflectă asupra condițiilor de trai ale familiilor lor, fiind o importantă sursă de finanțare externă. Deci, remitențele reprezintă o sursă majoră de venit pentru gospodării, un argument puternic pentru transfer fiind dimensiunea familiilor lor de acasă (Roman M., Roman M.D. & Ileanu, 2010).

Având în vedere acest lucru, scopul acestei cercetări este de a arăta pe baza datelor existente dacă remitențele personale au o tendință comună cu cea a consumului gospodăriilor, printr-o relație de echilibru pe termen lung.

7.1. Sinteza literaturii de specialitate

Unul dintre principalele subiecte de studiu al domeniului economic este creșterea economică și ceea ce o determină. Migrația și remitențele asociate acestora tind să aibă efecte pozitive asupra performanței economice a țărilor de origine ale migranților atât la nivel economic, cât și social.

Mirajul țărilor dezvoltate a îmbunătățit fenomenul migrației persoanelor care trăiesc în țările în curs de dezvoltare. Devesh Kapur consideră că remitențele au devenit o sursă importantă de finanțare externă pentru țările în curs de dezvoltare, iar rolul lor este important în argumentarea consumului privat și, pe termen scurt, contribuie la atenuarea sărăciei în țările beneficiare (Kapur, 2004).

Principalele impacturi economice ale remitențelor se reflectă prin faptul că acestea sporesc venitul disponibil, reduc sărăcia temporară și permanentă, devin o asigurare pentru membrii familiei care rămân acasă și fluxurile valutare străine care generează aprecierea cursurilor de schimb, dacă țările nu au adoptat moneda euro.

Metodele generale de analiză a influenței remitențelor asupra PIB-ului sunt modelele de regresie estimate prin metoda celor mai mici pătrate. Analizând impactul remitențelor asupra depozitelor bancare utilizând date privind plățile efectuate în 99 de țări OECD pentru perioada 1997-2003 a rezultat un impact pozitiv asupra depozitelor bancare și a creditului asupra PIB (Aggarwal, Demirgüç-Kunt & Martinez Peria, 2006).

Creșterea economică se reflectă în cea mai mare parte asupra evoluției PIB, iar remitențele influențează PIB-ul prin consumul gospodăriilor, fiind parte a PIB-ului, și de asemenea o variabilă care este influențată de transferurile directe. Mai mult, nivelul remitențelor între 2003 și 2008 a fost foarte apropiat de nivelul investițiilor străine directe în cazul României, ceea ce înseamnă că importanța remitențelor a crescut dramatic în ultimii ani. Analizând datele se consolidează ipoteza că între PIB pe cap de locuitor și remitențe există o corelație liniară directă (Hărău, 2010).

Remitențele cresc atunci când economia beneficiară suferă un dezastru natural, cum s-a întâmplat în perioada de după inundațiile din Bangladesh în 1998, atunci când consumul pe cap

de locuitor a fost mai mare pentru gospodăriile care au primit remitențe (Mohapatra, Joseph & Ratha, 2009).

O analiză asupra unui număr mare de țări în curs de dezvoltare din perioada 1975-2002 a arătat că remitențele substituie lipsa de dezvoltare financiară, îmbunătățind alocarea de capital și, prin urmare, promovează creșterea economică în cazul în care sectorul financiar nu satisface nevoile de credit ale populației (Ruiz-Arranz & Giuliano, 2005).

De asemenea, o analiză a remitențelor și a instabilității consumului gospodăriilor pentru un eșantion mare de țări în curs de dezvoltare pe perioada 1975-2004 și după controlul asupra endogenității remitențelor a relevat că țările beneficiare de remitențe prezintă instabilitate scăzută a consumului gospodăriilor lor și joacă un rol de asigurare, pentru țările care au un sistem financiar slab dezvoltat (Combes & Ebeke, 2010).

Prin urmare, deoarece tot mai multe studii arată că există o influență evidentă a remitențelor asupra consumului gospodăriilor, reflectată și asupra evoluției PIB-ului, am ales să determinăm dacă această legătură există pe termen lung în cazul României, pentru a demonstra existența unei relații de echilibru pe termen lung între cele două variabile.

7.2. Descrierea bazei de date și metodologia de cercetare

Variabilele utilizate pentru analiză sunt Cheltuielile Consumului Final al Gospodăriei (Household Final Consumption Expenditure-HFCE) și Remitențele personale primite (Remittances-REMIT), iar datele au fost preluate din baza de date WorldBank Online pentru perioada 1994-2012 (date anuale referitoare la România) măsurate în prețuri constante \$ S.U.A. 2005. Cheltuielile de consum final ale gospodăriilor populației reprezintă valoarea de piață a tuturor bunurilor și serviciilor, inclusiv a produselor durabile (cum ar fi mașinile, mașinile de spălat rufe și computerele personale) achiziționate de gospodării. Datele referitoare la remitențe reprezintă suma a două elemente definite în cea de-a șasea ediție a Manualului privind Balanța de Plăți a Fondului Monetar Internațional: transferuri personale și remunerarea salariaților.

În studiu s-a testat dacă seriile HFCE și REMIT au o relație pe termen lung prin analiza de cointegrare.

Două serii sunt cointegrate dacă sunt integrate cu același ordin, iar combinația lor liniară este integrată cu un ordin care este cel mult egal cu ordinul seriilor considerate (Simionescu, 2013a). Cazul general al seriei cointegrate este reprezentat de două serii care sunt integrate de ordinul $I(1)$ iar combinația lor liniară este staționară sau integrată de ordinul zero $I(0)$. Se spune că o serie este staționară (în nivel) dacă media și varianța sunt constante. În cazul în care seria este

non-staționară, prin transformări precum diferențierea sau eliminarea trendului va fi obținută o serie staționară. Prin urmare, ordinul de integrare este numărul de diferențieri ulterioare necesare pentru a obține o serie staționară (Simionescu, 2013b).

În general, o regresie care implică niveluri ale unor serii nestaționare va produce rezultate eronate, cu rezultate ale testelor convenționale pentru semnificația coeficienților indicând o relație semnificativă între seriile fără legătură (Phillips, 1986).

Ținând cont de natura economică a variabilelor HFCE și REMIT și de evoluția lor putem spune că seriile sunt nestaționare, aleatorii, reprezentând procese stochastice. Această ipoteză nu este surprinzătoare deoarece variabilele sunt măsurate la nivel macro, iar procesele macroeconomice sunt în general staționare la prima diferențiere sau $I(1)$.

Pentru a demonstra aceasta, seriile din analiză s-au testat pentru a vedea dacă acestea sunt nestaționare și dacă sunt, cu ce ordin sunt integrate. Critica principală este că puterea testelor de rădăcină unitate este scăzută dacă procesul este unul staționar, dar cu o rădăcină apropiată de limita nestaționarității, cu alte cuvinte, aceste teste sunt susceptibile de a detecta prezența rădăcinii unitate atunci când aceasta nu există și invers. O modalitate de a rezolva aceasta problemă este folosirea unui test de staționaritate, precum și utilizrea testelor de rădăcină unitate (Brooks, 2002).

Am folosit testele de detectare a rădăcinilor unitate, respectiv testul augmentat Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller-ADF), Phillips-Perron (PP) și testul de staționaritate Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). ADF și PP testează ipoteza nulă a existenței unei rădăcini unitate, iar KPSS testează ipoteza nulă a unui proces staționar.

Deoarece avem două variabile de analizat, este posibil să existe o singură relație de cointegrare, prin urmare am ales să aplicăm testul rezidual în două stadii Engle-Granger (1987) pentru a verifica dacă seriile sunt cointegrate.

Primul pas al acestei proceduri este de a estima modelul static de regresie (1) cu variabila dependentă HFCE și regresorul REMIT prin metoda OLS (Ordinary Least Squares –metoda celor mai mici pătrate clasică) și de a salva erorile/valorile variabilei reziduale u ale ecuației estimate.

$$HFCE = \alpha + \beta * REMIT + u \quad (1),$$

unde α reprezintă constanta, β parametrul variabilei REMIT și u variabila reziduală presupusă a fi reprezentată de un proces de eroare de tip zgomot alb.

Este binecunoscut faptul că, dacă seriile sunt cointegrate, estimarea prin OLS (OLS static) a parametrului de cointegrare β în (1) este superconsistentă, convergând la o viteză mai mare decât este standardul (Hamilton, 1994).

Al doilea pas este de a testa reziduurile/erorile pentru a determina dacă acestea sunt staționare sau nu. Dacă seria reziduală este staționară $I(0)$ atunci afirmăm că seriile sunt cointegrate, relația de cointegrare fiind dată de ecuația estimată anterior, cunoscută sub denumirea de ecuație de cointegrare.

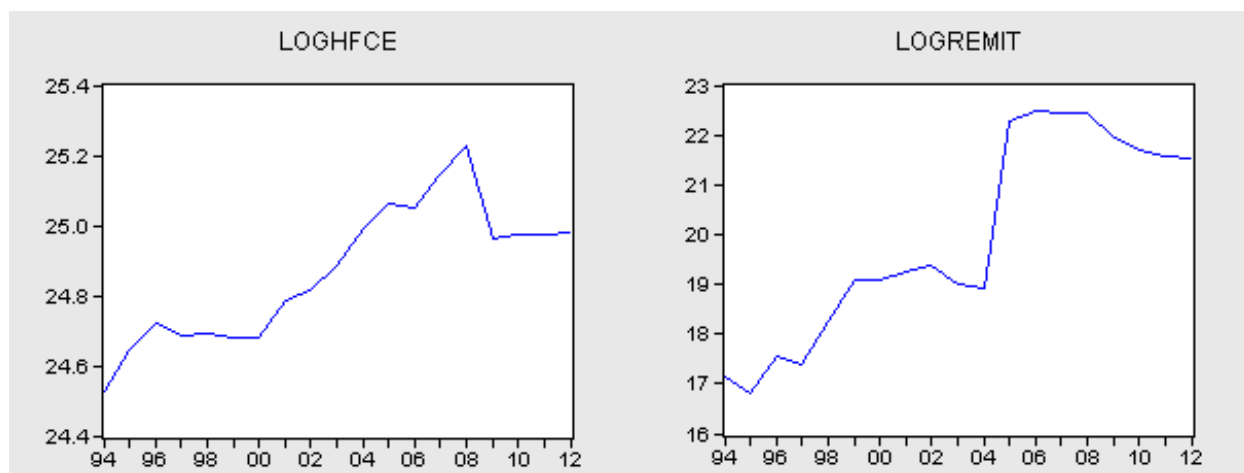
Toate procedurile au fost efectuate utilizând software-ul Eviews 6.0.

7.3. Rezultatele cercetării

Analiza a fost efectuată atât pe ambele serii originale HFCE și REMIT cât și pe transformările lor logaritmice LOGHFCE și LOGREMIT, deoarece acestea din urmă sunt considerate a fi superioare asigurând concluzii mai consistente (Tiwari & Shahbaz, 2010).

Figura 7.1 prezintă evoluția seriilor log transformate care au o tendință generală ascendentă în perioada analizată 1994-2012. Coeficientul de corelație Pearson relevă o legătură pozitivă puternică statistic între consumul gospodăriilor (HFCE) și remitențele personale (REMIT) cu o valoare de 0,87.

Figura 7.1 Evoluția LOGHFCE și LOGREMIT pe perioada 1994-2012



Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza de date WorldBank

Rezultatele testului rădăcină unitate s-au obținut cu testele ADF, PP și KPSS pentru HFCE și REMIT, cu un lag maxim implicit de 3 bazat pe criteriul informațional Schwarz (SIC) pentru testul ADF și utilizând metoda estimării spectrale kernel Bartlett bazată pe lățimea de bandă Newey-West pentru testele PP și KPSS. Rezultatele sunt prezentate în Tabelul 7.1.

Tabelul 7.1 Rezultatele testului rădăcină unitate pentru HFCE și REMIT

	HFCE			REMIT		
Opțiune test	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
Fără constantă sau trend	I(1)*	I(1)*	NA	I(1)*	I(1)*	NA
Având constantă	I(1)*	I(1)*	I(1)*	I(2)*, I(1)**	I(2)*, I(1)**	I(0)*, I(1)**
Având constantă și trend	I(1)*	I(1)*	I(0)*	I(2)*	I(2)*	I(0)*

Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza de date WorldBank

Notă: () semnificativ la nivelul de 5%; (**) semnificativ la nivelul de 10%; NA – Nu se Aplică. I(0) – serie integrată de ordin 0 (serie staționară în nivel), I(1) – serie integrată de ordin 1 (serie staționară după prima diferențiere), I(2) – serie integrată de ordin 2 (serie staționară după a doua diferențiere).*

Rezultatele celor trei teste sunt mai puțin compatibile, în general acelea pentru variabila REMIT și trebuie interpretate cu atenție deoarece pot fi afectate de mărimea eșantionului și, de asemenea, de așa-numita întrerupere în seria remitențelor. În ansamblu rezultatele arată că HFCE și REMIT sunt procese nestaționare cu același ordin de integrare I(1).

Pentru liniarizarea tendinței seriei REMIT, am procedat la transformări logaritmice ale valorilor ambelor serii și le-am testat cu ADF, PP și KPSS cu rezultatele afișate în Tabelul 7.2.

Tabelul 7.2 Rezultatele testului rădăcină unitate pentru LOGHFCE și LOGREMIT

	LOGHFCE			LOGREMIT		
Opțiune test	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
Fără constantă sau trend	I(1)*	I(1)*	NA	I(1)*	I(1)*	NA
Având constantă	I(1)*	I(1)*	I(1)*	I(1)*	I(1)*	I(1)*
Având constantă și trend	I(1)*	I(1)*	I(0)*	I(1)*	I(1)*	I(0)*

Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza de date WorldBank

Notă: () semnificativ la nivelul de 5%; NA – Nu se Aplică. I(0) – serie integrată de ordin 0 (serie staționară în nivel), I(1) – serie integrată de ordin 1 (serie staționară după prima diferențiere).*

În urma testelor ADF și PP rezultă că seriile logaritmice LOGHFCE și LOGREMIT sunt I(1) cu orice opțiune de model a celor 3 existente (fără constantă sau trend, având constantă, având constantă și trend). Testul KPSS identifică seriile LOGHFCE și LOGREMIT ca fiind procese I(1) în modelul cu constantă, dar în modelul cu includerea constantei și a trendului rezultatele arată în mod aparent că seriile sunt staționare I(0). În general, opțiunea cea mai utilizată pentru

testele rădăcină unitate în acest caz este „fără constantă sau trend” sau „având constantă”, ultima opțiune fiind cea mai restrictivă.

În cele ce urmează, presupunem că ambele serii sunt I(1) pentru datele originale și pentru cele log-transformate. Am testat existența cointegrării utilizând metoda Engle-Granger (1987) în două stadii, bazată pe reziduuri. Metoda a fost aplicată atât pe seriile originale, cât și pe cele logaritmice, considerând modelul logaritmat a fi mai stabil.

S-au estimat două modele statice de regresie prin metoda OLS, cu rezultatele prezentate în Figura 7.2 în ceea ce privește seriile inițiale și în Figura 7.3 cu rezultatele referitoare la seriile logaritmice.

Figura 7.2 Rezultatele ecuației estimate prin OLS folosind seriile inițiale

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.54E+10	1.87E+09	29.70078	0.0000
REMIT	4.917858	0.668336	7.358365	0.0000

R-squared	0.761053	Mean dependent var	6.42E+10
Adjusted R-squared	0.746997	S.D. dependent var	1.25E+10
S.E. of regression	6.27E+09	Akaike info criterion	48.05422
Sum squared resid	6.68E+20	Schwarz criterion	48.15363
Log likelihood	-454.5151	Hannan-Quinn criter.	48.07104
F-statistic	54.14554	Durbin-Watson stat	1.133276
Prob(F-statistic)	0.000001		

Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza de date WorldBank

În cazul ambelor modele, coeficienții estimați sunt semnificativi la nivelul de 1% (prob. t-Statistic <0,01) având R^2 de 0,76 și respectiv de 0,80, iar statistica F validează performanța generală a modelelor fiind semnificativă de asemenea la un nivel de 1%. Statistica Durbin-Watson (DW) relevă o posibilă autocorelare pozitivă a reziduurilor din primul model (Figura 7.2.), în timp ce în al doilea model (Figura 7.3) valoarea DW este neconcludentă (valorile critice pentru DW cu 2 parametri și 19 cazuri sunt $d_{lower} = 1,18$ și $d_{upper} = 1,40$).

Figura 7.3 Rezultatele ecuației estimate prin OLS folosind seriile logaritmice

Equation: UNTITLED Workfile: COINTEGRARE::Untitl...				
View	Proc	Object	Print	Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids
Dependent Variable: LOGHFCE				
Method: Least Squares				
Date: 03/10/14 Time: 19:35				
Sample: 1994 2012				
Included observations: 19				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	23.16617	0.207725	111.5231	0.0000
LOGREMIT	0.085436	0.010381	8.229840	0.0000
R-squared	0.799363	Mean dependent var	24.86743	
Adjusted R-squared	0.787561	S.D. dependent var	0.193166	
S.E. of regression	0.089032	Akaike info criterion	-1.900332	
Sum squared resid	0.134755	Schwarz criterion	-1.800917	
Log likelihood	20.05315	Hannan-Quinn criter.	-1.883507	
F-statistic	67.73027	Durbin-Watson stat	1.337645	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza de date WorldBank

Comparând modelele observăm că modelul cu serii log (Figura 7.3) este mai stabil, având în vedere valoarea coeficientului de determinare (0,80), care este mai mare decât cea al primului model (0,76), precum și criteriile informaționale Akaike, Schwarz și Hannan-Quinn care au valori mai mici decât cele ale primului model estimat (Figura 7.2).

Cu toate acestea, nu putem trage concluzii privind cointegrarea numai pe baza modelelor estimate. Astfel, am reținut reziduurile din ambele ecuații (RESID și respectiv LOGRESID) și am testat folosind metodele obișnuite pentru a observa dacă acestea sunt staționare sau nu, obținând rezultatele prezentate în Tabelul 7.3.

Tabelul 7.3 Rezultatele testului rădăcină unitate pentru RESID și LOGRESID

Opțiune test	RESID			LOGRESID		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
Fără constantă sau trend	I(0)*	I(0)*	NA	I(0)*	I(0)*	NA
Având constantă	I(0)*	I(0)*	I(0)*	I(0)*	I(0)*	I(0)*
Având constantă și trend	I(1)*, I(0)**	I(1)*	I(0)*	I(1)*	I(1)*	I(0)*

Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza de date WorldBank

Notă: () semnificativ la nivelul de 5%; (**) semnificativ la nivelul de 10%; NA – Nu se Aplică. $I(0)$ – serie integrată de ordin 0 (serie staționară în nivel), $I(1)$ – serie integrată de ordin 1 (serie staționară după prima diferențiere).*

Pe baza rezultatelor obținute după aplicarea testului rezidual Engle-Granger pentru cointegrare, se observă că seriile originale și cele logaritmice sunt cointegrate, variabilele reziduale ale celor două modele fiind în majoritatea cazurilor de test staționare în nivel $I(0)$. Întrucât Engle-Granger sugerează testarea reziduurilor pentru rădăcina unitate numai în cazul „fără constantă sau trend”, concluzionăm că HFCE și REMIT au o relație de echilibru pe termen lung având un trend comun. Deși rezultatele modelelor estimate în Figura 7.2 și Figura 7.3 validează performanța generală este cunoscut faptul că în majoritatea cazurilor distribuția parametrului de regresie estimat, deși superconsistent, nu are o distribuție statistică standard t , iar inferențe nu pot fi făcute asupra modelelor. Numai în cazul în care regresorul este strict exogen și erorile sunt homoschedastice, necorelate serial și distribuite aproximativ normal, atunci estimatorul OLS este, de asemenea, distribuit normal (condiționat fiind de variabilele explicative), iar statistica t are o distribuție exactă t (Wooldridge, 2009).

7.4. Concluzii

Principalul obiectiv al acestui studiu a fost de a analiza existența unei relații pe termen lung între consumul gospodăriilor (HFCE) și remitențele primite (REMIT) ale României, în condițiile în care au înregistrat o creștere constantă din 1990, remitențele reprezentând o parte importantă a cheltuielilor gospodăriei deoarece este binecunoscut faptul că banii trimiși înapoi de către migranți către țara lor de origine sunt cheltuiți în principal pe consumul intern curent.

Pentru analiză am preferat metoda Engle-Granger pentru testarea cointegrării deoarece am avut doar două variabile de testat și astfel o singură posibilă relație de cointegrare. Am constatat că ambele variabile sunt nestaționare în nivel, dar staționare după prima diferențiere. Testul rezidual Engle-Granger pentru cointegrare a relevat faptul că reziduurile modelelor sunt reprezentate de procese staționare, ceea ce înseamnă că ambele variabile sunt cointegrate pe termen lung, indicând faptul că ele vor evolua împreună.

Rezultatele studiului trebuie interpretate cu atenție deoarece pot fi condiționate de următoarele aspecte:

- dimensiunea seriei este limitată la 19 observații, rezultatele testului ADF și PP specificând faptul că utilizează 20 de observații pentru calcularea valorilor critice de test și a probabilităților asociate testelor, iar acestea pot fi inexacte pentru o mărime a

eșantionului de 18 cazuri rămase după ajustările făcute pentru testarea rădăcinii unitate, pe baza valorilor calculate de MacKinnon (MacKinnon, 1996);

- seria privind remitențele, REMIT, este afectată la jumătatea intervalului de analiză (în 2005) de o creștere nejustificată anormală, cunoscută și sub denumirea de întrerupere în serie sau „întrerupere structurală a seriei”, care nu este absorbită complet. Această întrerupere de serie nu se datorează unui șoc, ci este din cauza unei modificări a metodologiei de calcul a indicatorului (Versiunea a 6-a a Balanței de Plăți din 2005); astfel, REMIT, seria afectată de această întrerupere în evoluția sa, poate afecta rezultatele testelor de determinare a ordinului de integrare, precum și rezultatele testelor de cointegrare;
- testele convenționale de detectare a rădăcinii unitate, cum sunt testele ADF și PP, sunt semnalate pe scară largă ca având performanțe reduse atunci când dimensiunea eșantionului seriei temporale este restrânsă (Levin & Lin, 1992; Levin, Lin & Chu, 2002).

Sunt necesare analize suplimentare pentru a analiza, de asemenea, dinamica pe termen scurt dintre consumul gospodăriilor și remitențele primite prin specificarea unui model de corectare a erorilor (Error Correction Model-ECM) pentru a putea face mai departe inferențe pe baza rezultatelor estimate.

Rezultele studiului au fost diseminate în cadrul conferinței „International Conference on Informatics in Economy, Education, Research and Business Technologies” (București – Mai, 2014) și publicate în volumul conferinței (Bălă & Prada, 2014b).

CAPITOLUL 8. O propunere de evaluare a bunăstării economice din România prin ajustarea consumului privat

În ultimele două decenii, mulți economiști, sociologi și alți cercetători și-au exprimat punctul de vedere cu privire la importanța utilizării bunăstării economice ca instrument pentru politici socio-economice, în loc să se bazeze numai pe creșterea economică. Cercetarea din acest capitol urmărește să prezinte, pe de o parte, deficiențele celui mai important agregat macroeconomic, PIB, în caracterizarea bunăstării economice a cetățenilor și, pe de altă parte, intenționează să furnizeze unele dovezi ale criticii teoretice a PIB-ului, referindu-ne la cazul României, luând în considerare trei componente esențiale pentru cuantificarea bunăstării economice durabile a cetățenilor dintr-o țară: componenta socială, economică și de mediu. Astfel, este propus un indicator mai adecvat decât PIB-ul pentru măsurarea bunăstării economice din România și se compară evoluția acestora în ultimii douăzeci de ani.

8.1. Sinteza literaturii de specialitate

Acest studiu propune o analiză critică constructivă a Produsului Intern Brut (PIB) în ceea ce privește cuantificarea bunăstării economice, luând în considerare punctele sale slabe, atunci când este adesea interpretat eronat ca reprezentând cea mai bună măsură pentru acest scop. Studiul propune și analizează evoluția unui indicator comparativ cu PIB-ul, care ar urmări să cuantifice mai bine bunăstarea economică din România.

Simon Kuznets, laureat al premiului Nobel și economist, principalul arhitect care a proiectat PIB-ul, a spus în primul său raport către Congresul Statelor Unite, care a apărut în 1934: „Bunăstarea unei națiuni poate fi [...] cu greu dedusă dintr-o măsură a venitului național [...]” (Kuznets, 1934, p. 7) și în 1962 că „Obiectivele pentru o creștere mai mare ar trebui să precizeze mai multă creștere din ce și pentru ce” (Kuznets 1962, p. 29-31).

Cu toate acestea, așa cum a subliniat în mod repetat Kuznets însuși și alți critici ai PIB, statisticile privind venitul național nu reprezintă măsuri ideale de bunăstare economică sau socială. Dintre cele mai multe critici, două mai proeminente sunt lipsa de considerație a echității și faptul că aceste statistici măsoară numai activitatea economică și nu țin seama de costurile non-economice ale creșterii (Quah, 2012).

Acest subiect a atras multe comentarii și discuții de la audiența avizată, din partea economiștilor, cercetătorilor, profesorilor, sociologilor, politicienilor, etc., dar, din păcate, până acum, în România nu a existat un studiu cu privire la această chestiune macroeconomică. În prezent există câțiva economiști proeminenți care nu se tem să-și exprime ideile și care susțin inadecvarea Conturilor Naționale de Venituri și de ce este preferabilă o analiză cost-beneficiu (Quah, 2012).

Din această perspectivă, atenția asupra PIB-ului s-a amplificat în timp, concentrându-se în principal pe punctele slabe ale indicatorului privind măsurarea bunăstării economice, deoarece PIB sau PIB pe cap de locuitor este adesea înțeles, interpretat și/sau comentat ca fiind proiectat în acest scop.

Prezenta cercetare reprezintă un punct de vedere tot mai des exprimat în prezent cu privire la limitele PIB în cuantificarea adecvată a bunăstării unei națiuni din punct de vedere economic și, de asemenea, răspunde la necesitatea unui indicator alternativ care să ia în considerare diferite variabile cu privire la componenta socială, precum și la mediul înconjurător care lipsesc din construcția monetară a PIB-ului referitor la cazul României.

Conceptul de bunăstare

Conform unui dicționar de etimologie online (Etymonline.com), termenul „bunăstare” în limba engleză veche însemna „condiția de a fi sau de a face bine”, iar în vechea limbă norvegiană „bunăstarea” se referea la „îngrijorarea socială pentru tot ce este mai bun pentru copii sau pentru cei fără locuri de muncă”, conceptul fiind atestat pentru prima dată în 1904, iar termenul „stat de bunăstare” fiind folosit puțin mai târziu, începând cu 1941. Până de curând, în America, semnificația „bunăstării” a fost legată de „asistența socială”, în general pentru șomeri (Hallo.ro), prin urmare cele mai multe articole de specialitate se referă și comentează aspectele legate de bunăstare, în primul rând din perspectiva programelor sociale furnizate de guverne prin decizii de politică publică.

Bunăstarea poate fi definită ca o măsură subiectivă a nivelului de trai al unei societăți, dar este mai mult implicată în ceea ce privește calitatea vieții, inclusiv de factori precum calitatea mediului (aer, sol, apă), criminalitatea, gradul abuzului de droguri, disponibilitatea serviciilor sociale esențiale, precum și aspectele spirituale și religioase ale vieții, lista nefiind una exhaustivă. Un sens modern acordat bunăstării explică acest concept ca reprezentând eforturile guvernamentale și neguvernamentale ale unei societăți pentru a-și ajuta membrii să lucreze mai eficient ca indivizi și ca participanți în cadrul structurilor sociale organizate.

Pigou a făcut referire la aspectul economic al conceptului de bunăstare ca „acea parte a bunăstării sociale care poate fi adusă direct sau indirect în relație cu cuantificarea economică. Această parte a bunăstării poate fi numită bunăstare economică” (Pigou, 1932).

Progresul economic și social reprezintă două concepte interconectate, această legătură fiind posibilă prin combinarea creșterii economice și a coeziunii sociale, rezultând în final într-o măsură mult mai potrivită a bunăstării economice.

O inițiativă prezentă în această direcție a fost cea lansată în Februarie 2008 atunci când Nicolas Sarkozy a cerut formarea unei comisii pentru a revizui problemele cu privire la modul în care este măsurat și cuantificat PIB-ul și mijloacele de obținere a informațiilor necesare pentru construirea unor indicatori mult mai relevanți ai progresului social. Astfel, în toamna aceluiași an, a apărut raportul comisiei cunoscut sub numele „Stiglitz-Sen-Fitoussi Report”, numit după cei trei membri principali ai comisiei: Joseph E. Stiglitz, Amartya Sen și Jean-Paul Fitoussi. Raportul constă în două secțiuni, o versiune scurtă și una dezvoltată care adresează trei concepte importante pentru Măsurarea Performanței Economice și a Progresului Social: „Limite clasice ale PIB”, „Calitatea vieții” și „Dezvoltare sustenabilă și Mediul Înconjurător” (Stiglitz, Fitoussi & Sen, 2009).

Raportul consideră că, pentru a defini „bunăstarea”, este necesară utilizarea unei definiții multidimensionale. Bazându-se pe cercetarea academică și pe mai multe inițiative practice dezvoltate în întreaga lume, comisia a identificat următoarele dimensiuni-cheie care ar trebui luate în considerare simultan, cel puțin în principiu:

1. standard de viață material (venit, consum și avere);
2. sănătate;
3. educație;
4. activități personale, inclusiv munca;
5. participarea și guvernanta politică;
6. conexiuni și relații sociale;
7. mediul (condiții prezente și viitoare);
8. insecuritate, de natură economică și fizică.

Toate aceste dimensiuni contribuie la bunăstarea unei populații și totuși multe dintre ele sunt omise din măsurile monetare convenționale. Calitatea vieții depinde de condițiile și capacitățile obiective ale oamenilor. Trebuie luate măsuri pentru îmbunătățirea aspectelor legate de sănătatea oamenilor, educație, activități personale și condiții ale mediului înconjurător. În particular, ar trebui să se depună eforturi considerabile pentru elaborarea și implementarea unor măsuri

robuste, fiabile, în ceea ce privește conexiunile sociale, vocea politică și insecuritatea care se dovedesc a fi factori importanți pentru satisfacția vieții.

Informațiile relevante pentru evaluarea calității vieții depășesc opiniile personale și percepțiile oamenilor. Ceea ce contează cu adevărat sunt capacitățile oamenilor, măsura în care aceștia pot alege și libertatea cu care pot alege între oportunitățile de viață pe care le merită. Alegerea funcțiilor și a posibilităților relevante pentru orice măsură a calității vieții este în mare măsură o judecată de valoare mai mult decât un exercițiu tehnic.

Dar întrucât lista exactă a caracteristicilor care afectează în mod inevitabil calitatea vieții se bazează pe judecăți de valoare, există consensul conform căruia calitatea vieții depinde intrinsec de sănătate și educație, de activitățile sociale zilnice (care includ dreptul la o slujbă decentă și la locuință), de participarea la procesul politic, la mediul social și natural în care trăiesc, precum și la factorii care determină securitatea lor personală și economică. Pentru a măsura toate aceste caracteristici, sunt necesare atât date obiective cât și subiective.

Provocarea în toate aceste domenii este de a îmbunătăți ceea ce s-a realizat deja pentru a identifica lacunele din informațiile disponibile și pentru a investi în capacitatea statisticii în acele domenii, unde indicatorii disponibili sunt mai puțin potriviți (Stiglitz, Fitoussi & Sen, 2009).

PIB-ul a fost conceput de economistul Simon Kuznets în cadrul unui raport emis în 1934 pentru Congresul Statelor Unite. Cobb et al. (Goossens, 2007, în Cobb, Halstead, & Rowe 1995, p. 59-78) o descrie astfel: „În 1931, un grup de experți din Guvern și sectorul privat au fost convocați la o audiere a Congresului pentru a răspunde la întrebări de bază despre economie. S-a dovedit că nu au putut îndeplini sarcina, cele mai recente date fiind pentru anul 1929 și mai degrabă rudimentare. În 1932, ultimul an al administrației Hoover, Senatul a cerut Departamentului de Comerț să pregătească estimări complete ale venitului național. La puțin timp după aceea, departamentul a numit un tânăr economist numit Simon Kuznets, cu sarcina de a dezvolta un set uniform de conturi naționale. Acest lucru a devenit prototipul pentru ceea ce numim acum <<PIB>>”. Conceptul de bază conform căruia a început construcția PIB-ului a fost să cuprindă întreaga producție economică a indivizilor, companiilor și guvernului într-o singură măsură, care ar trebui să crească în perioadele bune și să scadă în momentele de deficit (Dickinson, 2011).

Necesitatea acestui indicator conceput în timpul celui de-al doilea război mondial a constat în evaluări strategice și militare, dar și pentru evaluarea performanței economiei după Marea Depresiune din 1929 (Voineagu, Dumitrescu & Ștefănescu, 2009).

Încă de la construirea acestui macro-agregat, Simon Kuznets a atras atenția asupra utilizării acestuia în scopuri nedefinite pentru PIB și anume ca o măsură a bunăstării economice și a afirmat că „venitul național este pentru om și pentru creșterea capacității țării” (Kuznets, 1946, p. 114).

De-a lungul anilor care au urmat și în special din anii 1960 până în prezent, adecvarea acestui indicator în caracterizarea economică și socială a bunăstării unei națiuni a fost intens discutată de mulți economiști onorați din secolul al XX-lea, inclusiv câțiva câștigători ai Premiului Nobel. Printre cei mai cunoscuți critici menționați în literatura de specialitate sunt incluși: Simon Kuznets, J.K. Galbraith, P.A. Samuelson, E. J. Mishan, W. D. Nordhaus, J. Tobin, R. Huetting, F. Hirsch, Amartya Sen, T. Scitovsky, H.E. Daly, J. M. Hartwick, J. Tinbergen, K. Arrow, N. Velling, C. Withagen, M. L. Weitzman, K.- G. Lofgren, P. Dasgupta, K.- G. Maler (Van den Bergh, 2007).

Conform definiției Institutului Național de Statistică (Insse.ro) din România (Anuarul Statistic Român 2011), Produsul Intern Brut (PIB) este principalul agregat macroeconomic al conturilor naționale, reprezentând rezultatul final al activității de producție a unităților producătoare rezidente. Simplu fiind spus PIB la prețurile pieței reprezintă valoarea tuturor bunurilor și serviciilor finale produse în interiorul granițelor unei țări într-o anumită perioadă de timp (lunar, trimestrial, anual), de obicei un an. Prin împărțirea acestuia la totalul populației țării (în România se utilizează populația totală a țării din luna iulie a anului în calcul), rezultând PIB pe cap de locuitor, care este adesea interpretat greșit ca un indicator ce măsoară sau indică bunăstarea economică a unui individ. PIB este calculat prin trei metode de bază: metoda de producție (metoda valorii adăugate), metoda cheltuielilor (utilizarea rezultatului final al producției) și metoda veniturilor.

În 1941, Kuznets și alții au argumentat că „un total al venitului național este ca un amalgam de metale în cantități necunoscute care trebuie analizate înainte de a se putea formula declarații semnificative cu privire la compoziția sau schimbările sale” (Kuznets, Epstein & Jenks, 1941).

În primul rând, PIB-ul, ca rezultat valoric al economiei observate a unei țări, nu reușește să respecte în mod paradoxal un principiu fundamental al sistemului contabil conform căruia înregistrarea activelor și a datoriilor trebuie să se realizeze separat. Dar dimpotrivă: PIB-ul însumează împreună câștigurile și costurile fără a face distincția între tranzacțiile care sporesc bunăstarea economică și cele care o diminuează.

Mai mult, PIB-ul nu ia în considerare acea parte a economiei care nu este observată, unde cheltuielile nu sunt înregistrate, la fel și economia informală în ansamblu, subestimând astfel dimensiunea reală a PIB. În 2010, economia gri a României a fost estimată la un nivel de 37,1%

din PIB, țara noastră clasându-se atunci pe locul al doilea în Uniunea Europeană (Asaftei, 2011). Evaziunea fiscală din industria alimentară se ridică la 7-8 miliarde de euro anual, iar alte două miliarde sunt pierdute din cauza evaziunii fiscale a tutunului, a alcoolului și a produselor petroliere (Cojocaru, 2012).

PIB-ul este o măsură a activității pieței, astfel că orice lucru care nu are un preț fix atașat este exclus din calculul PIB. Prin urmare, PIB-ul nu ia în considerare activitățile non-piață care se bazează pe producție și consum care au loc în afara economiei de piață reflectate de tranzacțiile înregistrate. Activitățile neplătite care sunt întreprinse în cadrul unei gospodării, cum ar fi curățarea, întreținerea, supravegherea și îngrijirea copiilor și a persoanelor în vârstă, prepararea produselor alimentare, repararea bunurilor de folosință îndelungată, precum și serviciile de voluntariat și serviciile de barter nu sunt luate în considerare la calculul PIB-ului, chiar dacă cele mai multe dintre ele ar putea fi achiziționate într-un context teoretic al pieței. Cu toate acestea, în contextul ultimei crize economice, poate apărea un transfer al anumitor activități din economia de piață spre economia informală, prin care PIB ar putea înregistra un declin al producției. Singurul cost, calculat și utilizat în calculul PIB, este chiria imputată celor care dețin personal o proprietate.

PIB nu ține cont de inegalitatea veniturilor între diferite persoane (sau între diferite categorii de gospodării). Pentru că PIB-ul pe cap de locuitor reflectă venitul mediu și nu cel median, statele care au o distribuție inegală a veniturilor pot avea un PIB pe cap de locuitor relativ ridicat, în timp ce majoritatea cetățenilor acestora au niveluri scăzute ale venitului din cauza concentrării bogăției în topul distribuției veniturilor, aceasta având consecințe directe asupra oportunităților legate de dezvoltarea personală și în mod automat de bunăstare economică.

PIB-ul nu reflectă nicio pierdere de bunăstare rezultată dintr-un eveniment cum ar fi un dezastru natural (cutremure, uragane etc.) sau o deversare toxică a deșeurilor, chiar dacă acțiunea de curățare a mediului sau a efortului de a reconstrui un pod contribuie atât la bunăstarea economică, cât și la PIB. Bazându-ne exclusiv pe PIB ca un indicator normativ în astfel de condiții va duce la o subestimare a evoluției bunăstării, deoarece acesta nu ia în considerare evenimentele negative care au declanșat activitatea economică.

Întrucât PIB ia în considerare numai fluxurile, dar nu și stocurile, consumul de resurse naturale neregenerabile, cum ar fi petrolul, este considerat ca un plus în calculul PIB-ului, în timp ce stocul de rezerve rămase de petrol nu sunt evaluate ca un stoc. Resursele naturale trebuie tratate corespunzător ca stocuri care sunt epuizate treptat, atunci când sunt extrase și utilizate. Acest lucru ar duce la o imagine mai clară a acestor resurse: când resursele sunt descoperite ele ar trebui să fie adăugate la „bogăția” țării, iar valoarea lor ar trebui să fie dedusă din calculul

PIB-ului pe măsură ce acestea sunt consumate. Prin urmare, poate fi luată în considerare durabilitatea creșterii economice la calculul PIB.

Deoarece PIB măsoară numai acele elemente care au un preț de piață, acesta exclude automat elementele care nu se află în sfera economică, cum ar fi o rată scăzută a criminalității, stabilitatea familială sau aerul curat. În același timp, costurile „negative” cum ar fi cheltuielile pentru controlul poluării sau cheltuielile cu alarme anti-efracție ajută la completarea calculului PIB-ului chiar dacă contribuie puțin sau deloc la bunăstarea economică generală. PIB nu captează, de asemenea, investițiile în capital social, cum ar fi investițiile în comunități sau în instituțiile sociale.

În general, se poate spune despre PIB că înregistrează doar costurile (mijloacele) folosite pentru a produce rezultate, dar nu și efectele produse de mijloacele utilizate. De exemplu, într-o situație în care oamenii lucrează, în general, mai multe ore acest lucru se reflectă într-un valoare mai mare a PIB-ului, dar aceasta nu echivalează cu o situație mai bună a oamenilor pentru că afectează timpul lor de odihnă și recreere.

Ceea ce poate induce în eroare este că obiectivul dominant al factorilor de decizie este reprezentat de creșterea PIB, ceea ce nu reprezintă o măsură suficientă pentru succes (Hall, 2010).

De-a lungul timpului, pe măsură ce încrederea în PIB ca măsură standard pentru caracterizarea bunăstării economice a unei țări a scăzut au fost construiți alți indicatori care să aproximeze mai bine economia sustenabilă și bunăstarea socială. Acest lucru necesită ca și variabile privind mediul și societatea să fie de asemenea incluse în calculul indicatorilor sau cel puțin una dintre aceste componente.

Cea mai cunoscută abordare în acest sens este reprezentată de Sistemul de indicatori ai dezvoltării durabile proiectat și dezvoltat de Eurostat, fiind recunoscut oficial.

În ultima vreme, începând cu prima Conferință oficială a UE privind Măsurarea Performanței Economice și a Progresului Social „Dincolo de PIB” în 2007, și alți indicatori au fost analizați în detaliu și luați în considerare pentru cercetările viitoare cu privire la potențialul acestora de depășire a limitelor PIB în această problemă.

Menționăm aici doar câțiva dintre ei (lista lor nefiind exhaustivă) împărțiți în trei categorii principale, după Institutul Wuppertal care a realizat pentru fiecare dintre ei analize SWOT (Goossens, 2007, în Institutul Wuppertal, 2007), după cum urmează.

Indicatori pentru ajustarea PIB

Această categorie include acele abordări în care măsurile tradiționale de performanță economică, cum ar fi PIB sau ratele naționale de economisire, au fost ajustate prin includerea factorilor de mediu și sociali, evaluați monetar.

Din această categorie cei mai cunoscuți astfel de indicatori sunt: Măsurarea bunăstării economice – MEW (Measure of Economic Welfare), Indicele de Bunăstare Economică Durabilă – ISEW (Index of Sustainable Economic Welfare), Indicatorul Real de Progres – GPI (Genuine Progress Indicator), PIB verde (Green GDP) și Economiiile reale – GS (Genuine Savings) sau Economiiile Nete Ajustate – ANS (Adjusted Net Savings).

Indicatori pentru înlocuirea PIB

Categoria conține indicatori care încearcă să evalueze bunăstarea mai direct decât PIB, de exemplu, prin evaluarea satisfacției medii (cum ar fi Happy Planet Index) sau prin realizarea unor funcții umane de bază (cum ar fi Indicele Dezvoltării Umane).

Printre cei mai discutați indicatori care urmăresc să înlocuiască PIB-ul în măsurarea bunăstării unei națiuni sunt: Indicele dezvoltării umane – HDI (Human Development Index), Amprenta Ecologică – EF (Ecological Footprint), Indexul de Fericire al Planetei - HPI (Happy Planet Index) și Indicele Național Brut de Fericire – GNHI (Gross National Happiness Indicator).

Indicatori pentru completarea PIB

Ultima categorie constă în abordări care au fost concepute pentru a completa PIB-ul. În acest caz PIB nu este menit a fi ajustat sau înlocuit prin construirea de noi indicatori, ci este completat cu informații privind componentă socială și cea referitoare la mediu.

Abordarea care vizează completarea PIB-ului cu informații despre mediul social și mediul înconjurător propune în principal revizuirea Sistemului Conturilor Naționale prin adăugarea unor astfel de indicatori. Este bine cunoscut pentru acest exemplu, Sistemul de Conturi Economice de Mediu, dar și Sistemul Indicatorilor de Dezvoltare Durabilă.

8.2. Descrierea bazei de date și metodologia de cercetare

Pentru a ilustra mai bine poziția României din perspectiva caracterizării bunăstării economice, a fost ales ca indicator principal „Consumul Final Individual al Gospodăriilor”, componenta principală din PIB din calculul acestuia prin metoda cheltuielilor.

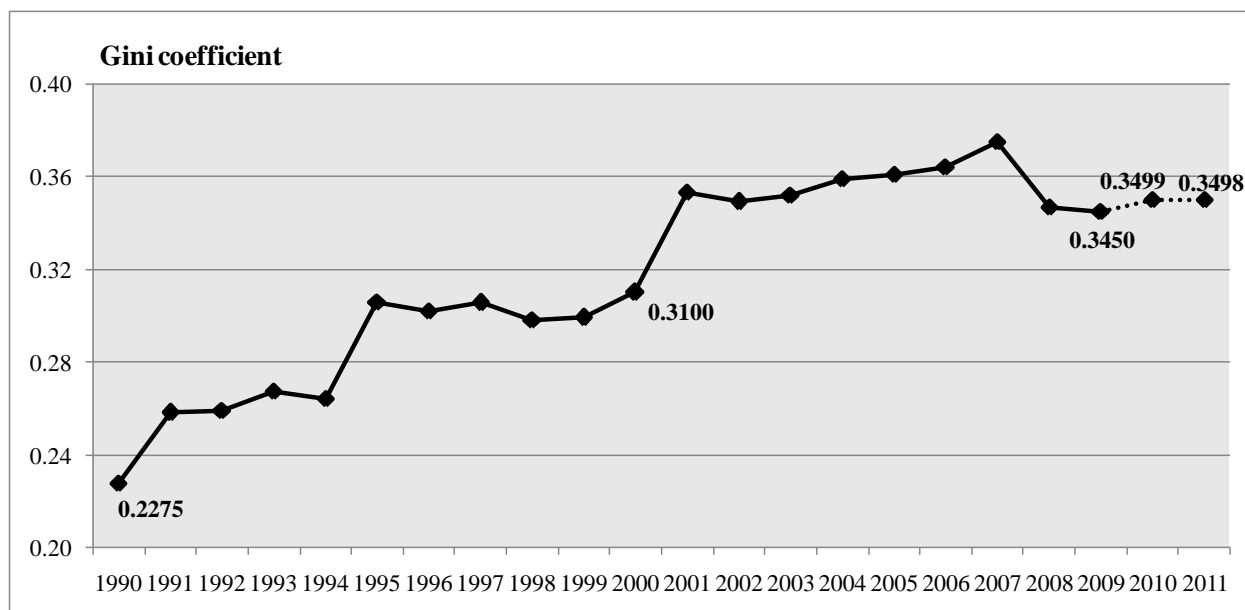
Conform aspectelor metodologice furnizate de Institutul Național de Statistică, Consumul actual final individual al gospodăriilor (sau Consumul Privat) include: 1). cheltuielile gospodăriilor pentru bunuri și servicii pentru satisfacerea nevoilor membrilor lor; 2). cheltuielile de consum individuale ale administrațiilor publice (educație, sănătate, securitate socială și activități sociale, cultură, sport, activități recreative, colectarea deșeurilor din gospodărie); 3). cheltuielile de consum individuale ale instituțiilor fără scop lucrativ care servesc gospodăriile populației.

Având în vedere că ponderea cea mai mare din PIB, calculat după metoda cheltuielilor, este deținută de consumul privat sau al populației și că este într-o mare măsură definitorie pentru posibilitățile de consum ale cetățenilor dintr-o țară, a fost aleasă ca bază de calcul pentru exprimarea și aproximarea bunăstării economice în România, urmând aplicarea unor ajustări privind inegalitatea distribuției veniturilor în societate, cheltuielile publice și private privind educația și sănătatea, costurile poluării cu dioxid de carbon și emisiile de particule și costurile de epuizare a resurselor naturale, studiul fiind limitat de lipsa datelor în anumiți ani.

Astfel, indicatorul rezultat pe baza cheltuielilor de consum final ale gospodăriilor populației urmează, în general, principiile structurii metodologice a celui mai important indicator alternativ pentru măsurarea bunăstării economice, indicele bunăstării economice durabile, construit de Daly și Cobb (Daly & Cobb, 1989).

Inegalitatea distribuției veniturilor în societate este exprimată aici prin coeficientul Gini de inegalitate care exprimă măsura în care repartizarea veniturilor (sau, în unele cazuri, a cheltuielilor de consum) între indivizi sau gospodării dintr-o economie se abate de la o distribuție perfect egală. Coeficientul Gini măsoară zona dintre curba Lorenz și linia distribuției absolute a egalității (prima bisectoare), exprimată ca procent din suprafața totală sub curbă (Anghelache, Isaic-Maniu, Mitruț & Voineagu, 2006). Coeficientul Gini ia valori între 0 și 1, dar poate fi exprimat și ca procent prin indexul asociat, unde 0 reprezintă egalitatea perfectă și 1 (sau 100) reprezintă o inegalitate perfectă. Date ale coeficientului Gini pentru perioada 1990-2009 au fost colectate din baza de date online TransmonEE 2012 (publicată în 2012 pe Transmonee.org) și se referă la distribuția populației după venitul net al gospodăriei pe cap de locuitor. Această serie de date a fost extinsă cu încă două valori pentru 2010 și 2011, prognozate în urma estimării unei regresii liniare simple bazate pe coeficienții anteriori ai datelor Gini. Noua serie de date pentru coeficientul Gini este prezentată mai jos în Figura 8.1.

Figura 8.1 Coeficientul Gini în perioada 1990-2011



Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza de date TransMonEE 2012 (1990-2009) și calcule ale autorului (2010-2011)

Datele privind cheltuielile publice și private pentru educație au fost colectate din baza de date online a Eurostat, în timp ce cheltuielile pentru sănătate au fost selectate din baza de date online a Băncii Mondiale (WorldBank). Datele despre cheltuielile publice și private pentru sănătate au fost disponibile numai pentru perioada 1995-2011, cele referitoare la cheltuielile publice pentru educație au fost disponibile doar pentru anii 1999-2007 și 2009-2010, iar cele privind cheltuielile private pentru educație au fost disponibile numai pentru anii 1998-2002, 2005, 2007 și 2009-2010.

Valorile PIB și ale Cheltuielilor de consum finale ale gospodăriilor (Household Final Consumption Expenditure - HFCE) pentru perioada 1990-2011 au fost colectate din baza de date online a Băncii Mondiale și sunt exprimate pe cap de locuitor în \$ SUA 2005.

Indicatorul privind daunele provocate de emisiile de particule, exprimat în termeni monetari, reprezintă disponibilitatea de a plăti pentru a evita mortalitatea care poate fi atribuită emisiilor de particule. Datele acoperă perioada 1990-2011, indicatorul fiind calculat ca procent din Venitul Național Brut (VNB) și au fost extrase din baza de date online a Băncii Mondiale.

Prejudiciul datorat poluării cu dioxid de carbon este estimat la 20 \$ USD pe tonă de carbon (unitatea de daună în \$ SUA 1995) înmulțit cu numărul de tone de carbon emise. Acesta fiind inițial exprimată ca procent din Venitul Național Brut (Gross National Income-GNI), a fost calculată valoarea sa în RON (unitatea monetară națională în România), la prețuri constante, ca

procent din Venitul Național Brut la prețuri constante. Datele acoperă perioada 1990-2011 și sunt colectate din baza de date online a Băncii Mondiale.

Valoarea estimată a epuizării resurselor naturale reprezintă costul cu epuizarea netă a pădurilor, epuizarea energiei și epuizarea mineralelor. Epuizarea forestieră netă este calculată ca fiind produsul închirierii de resurse unitare și a excesului de exploatare a lemnului rotund față de creșterea naturală. Epuizarea energiei reprezintă raportul dintre valoarea stocului de resurse energetice și durata de viață reziduală rămasă (limitată la 25 de ani). Aceasta include resursele de cărbune, țiței și gaze naturale. Epuizarea resurselor minerale reprezintă raportul dintre valoarea stocului de resurse minerale și durata de viață reziduală rămasă (limitată la 25 de ani). Aceasta acoperă exploatarea de staniu, aur, plumb, zinc, fier, cupru, nichel, argint, bauxită și fosfat. Datele acoperă perioada 1990-2011, exprimate ca pondere din Venitul Național Brut (VNB) și sunt extrase din baza de date online a Băncii Mondiale, cu observația că datele pentru epuizarea forestieră netă au reprezentat 0% din VNB pentru perioada de timp analizată, ceea ce este un fapt ciudat și cel mai probabil înșelător dacă considerăm că România este una din țările cu despăduriri excesive. Potrivit unui studiu realizat de Greenpeace, în România se taie mai mult de 3 hectare de pădure în fiecare oră. Datele/informațiile furnizate de Romsilva indică faptul că în medie sunt exploatate zilnic 41 de hectare, dintre care o mare parte este reprezentată de tăieri ilegale (Ivanov, 2013).

Acești ultimi trei indicatori, descriși mai sus, fiind inițial exprimați ca procent din VNB (evaluați pe cap de locuitori în prețuri constante \$ SUA 2005), au fost în cele din urmă calculați în valoare monetară, exprimându-i în unitatea naturală a VNB.

Valoarea totală a cheltuielilor publice pentru educație (100%) și 50% din cheltuielile publice pentru sănătate sunt adăugate la indicatorul de bază, consumul privat al gospodăriilor (HFCE), considerându-le ca fiind beneficii în cuantificarea bunăstării economice a unei societăți. Din acest indicator sunt deduse totuși 50% din cheltuielile private cu educația și 50% din cheltuielile private pentru sănătate, dintre care jumătate sunt considerate cheltuieli defensive. Alte deduceri se referă la daunele cauzate de poluarea cu dioxid de carbon, poluarea cu emisii de particule și la valoarea estimată a epuizării resurselor naturale legate de pădure, energie și minerale, toate acestea fiind și ele considerate cheltuieli defensive sau costuri. Ponderile indicatorilor menționați mai sus, a căror valoare a fost adăugată la sau dedusă din indicatorul de bază reprezintă o estimare brută și au fost alese în raport cu situația economică și socială a sistemului educațional și de sănătate din România, dar urmând și structura metodologică a celui mai important indicator alternativ pentru măsurarea bunăstării economice pe baza consumului privat, construit de Daly și Cobb (1989), Indexul Bunăstării Economice Sustenabile.

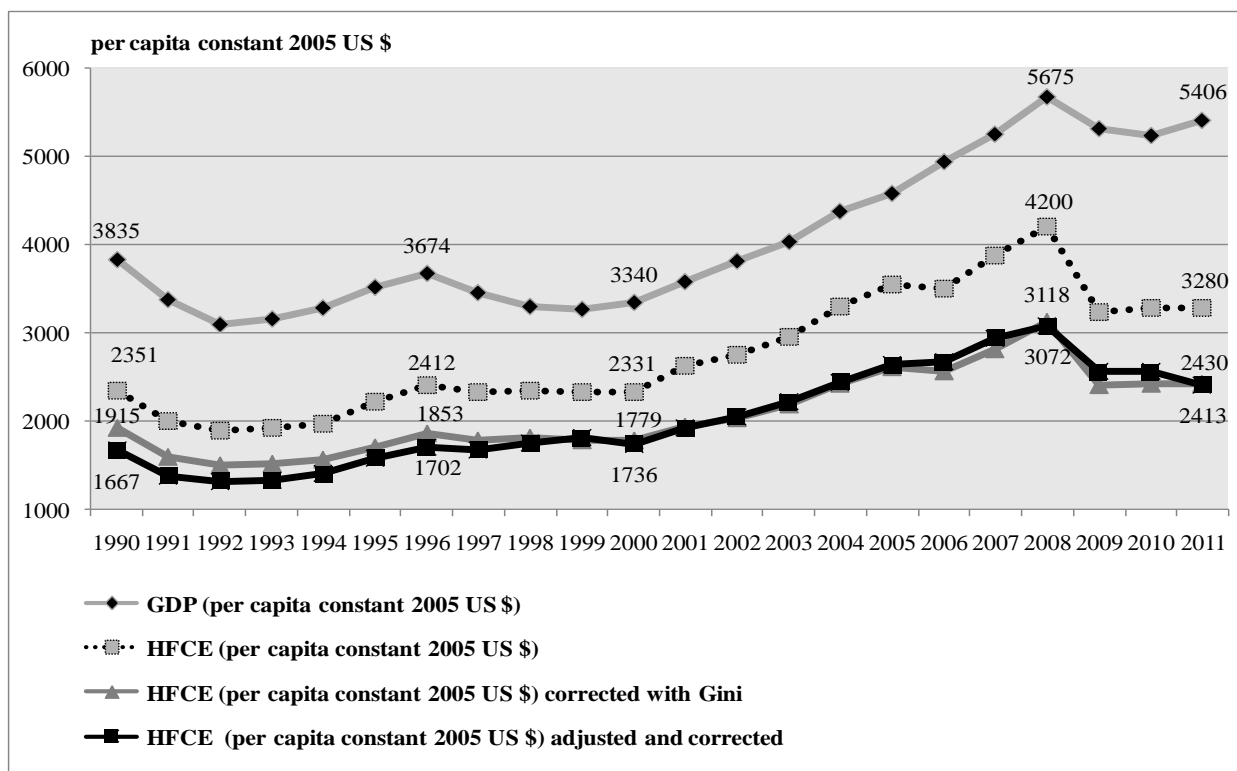
După ajustarea HFCE cu valorile menționate mai sus, indicatorul este în cele din urmă corectat pentru inegalitatea distribuției veniturilor, împărțind valoarea rezultată la $(1 + \text{coeficientul de inegalitate Gini})$.

Toate figurile au fost realizate în Microsoft Excel 2007-2013.

8.3. Rezultatele cercetării

Analiza comparativă a PIB și a „HFCE Ajustat și Corectat” – „Adjusted and corrected HFCE” este prezentată mai jos în Figura 8.2, unde indicatorii sunt exprimați pe cap de locuitor în prețuri constante \$ SUA 2005 cu datele prezentate în Tabelul 8.1 – Anexa A.. „HFCE/loc Ajustat și Corectat” – „Adjusted and corrected HFCE/capita” se referă la valoarea HFCE ajustată (+/-) cu anumite componente monetare referitoare la partea socială și de mediu menționate anterior și corectată în final cu indicele Gini. „HFCE/loc corectat cu Gini” – „HFCE/capita corrected with Gini” se referă la valoarea HFCE corectată numai pentru inegalitatea veniturilor dar fără includerea altor ajustări.

Figura 8.2 Analiza comparativă între PIB/loc (GDP/capita), HFCE/loc (HFCE/capita) și versiunile HFCE transformate în perioada 1990-2011 (per capita prețuri constante \$ SUA 2005)



Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza de date WorldBank și calcule ale autorului

În primii 3 ani ai perioadei analizate, 1990-1992, PIB-ul scade în paralel cu HFCE și a versiunilor HFCE ajustate și corectate. Următoarea perioadă a fost una de creștere economică reflectată de o creștere limitată a PIB între anii 1993-1996, aceeași cale ascendentă fiind urmată și de HFCE, de HFCE ajustat și corectat pentru inegalitate. Sfârșitul anului 1996 a venit cu alegerile legislative și prezidențiale, iar anul 1997 a marcat schimbarea conducerii politice, factor care a influențat puternic situația economică, care a înregistrat un declin prin reducerea PIB-ului până la sfârșitul lui 1999.

În mijlocul perioadei analizate, și anume în 1999, se constată o creștere față de anul anterior a HFCE ajustat și corectat în timp ce PIB-ul aceluiași an scade față de anul precedent. Acest lucru se poate datora în parte disponibilității tuturor datelor necesare pentru calculul ajustării pentru anul 1999.

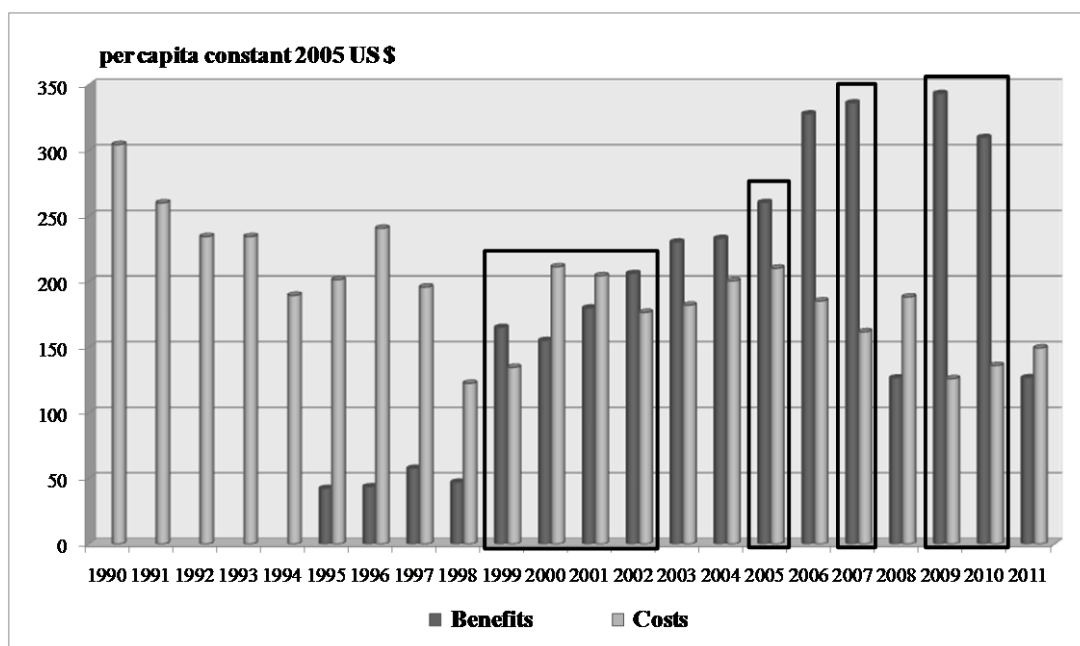
În anul 2000 alegerile au adus un guvern nou la putere, iar toți indicatorii au început să înregistreze o creștere continuă și susținută până în 2008, an ce a reprezentat vârful creșterii economice.

Un alt lucru interesant de remarcat aici este că nivelul HFCE ajustat și corectat a stagnat relativ în acești doi ani 1999-2000, urmând ca din 2001 până în 2008 să înregistreze o creștere continuă și sustenabilă, împreună cu o tendință ascendentă a PIB și a HFCE, dar care se îndepărtează de evoluția lor, așa cum se observă în Figura 8.2, făcând astfel ca diferența dintre ele să se extindă.

Analiza comparativă a evoluției acestora indică o tendință generală ascendentă în „paralel”, nivelul HFCE ajustat și corectat menținându-se la aproximativ jumătate din valoarea PIB în intervalul 1990-2010, ținând cont de faptul că în ultimii doi ani ai acestei perioade valoarea tuturor indicatorilor a scăzut din cauza efectelor recesiunii economice, cu excepția indicatorului HFCE a cărui valoare a crescut puțin în 2010. Un fapt interesant de observat aici este faptul că în 2011, deși PIB/loc a crescut cu 3,3% comparativ cu anul precedent, nivelurile HFCE/loc și HFCE/loc corectat cu Gini au rămas aproximativ constante și, în plus, HFCE/loc ajustat și corectat a continuat să scadă în ultimii trei ani 2009-2011 din perioada analizată, arătând astfel că o creștere a PIB/loc nu conduce automat la o creștere a celorlalți indicatori care au un impact mai important asupra bunăstării economice a indivizilor. Mai mult, ținând seama de faptul că datele privind cheltuielile publice și private pentru educație nu au fost disponibile pentru 2011 și că datele legate de epuizarea netă a pădurilor (parte componentă a epuizării resurselor naturale) sunt nule în baza de date, o informație aproape evident înșelătoare (Ivanov, 2013), valoarea declinului HFCE/loc ajustat și corectat este foarte probabil subestimată în ultimul an al perioadei analizate.

Comparând valorile din Figura 8.3 care reprezintă beneficiile adăugate și costurile deduse (cheltuieli defensive) la și din consumul privat HFCE în anii pentru care datele erau disponibile pentru toți indicatorii, respectiv 1999-2002, 2005, 2007 și 2009-2010, se poate observa că până în anul 2002 beneficiile și costurile au avut niveluri relativ egale, fluctuând de-a lungul acestei perioade, dar începând cu anul 2005 beneficiile au început să crească în general datorită creșterii cheltuielilor publice pentru educație (Figura 8.4), de asemenea și diferența dintre cele două agregate, cheltuielile defensive reprezentând în 2009 aproximativ o treime din cheltuielile considerate ca fiind beneficii, acest proces fiind explicat prin reducerea considerabilă a cheltuielilor private pentru educație și a valorii epuizării resurselor naturale în 2009 după cum se observă în Figura 8.5.

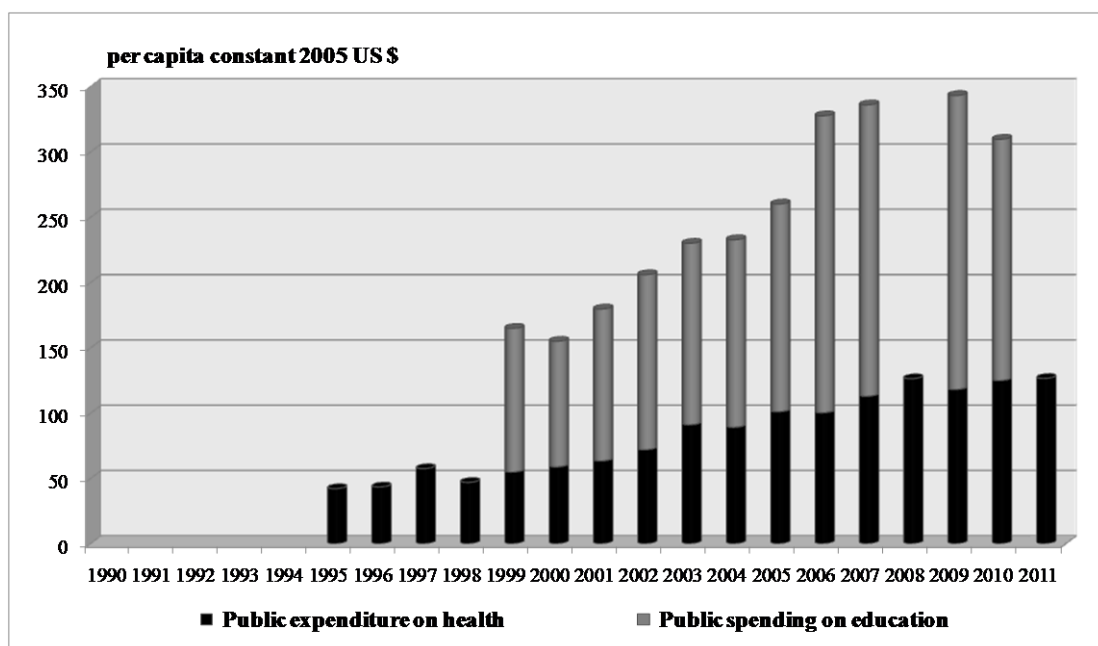
Figura 8.3 Analiza comparativă între beneficiile adăugate și costurile deduse la și din HFCE în perioada 1990-2011 (per capita prețuri constante \$ SUA 2005)



Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza de date a Worldbank și Eurostat

Notă: Datele pentru toți indicatorii care au contribuit la calculul beneficiilor și costurilor au fost disponibili numai pentru anii 1999-2002, 2005, 2007, 2009-2010, fiind delimitați în grafic de încadrarea în dreptunghiuri.

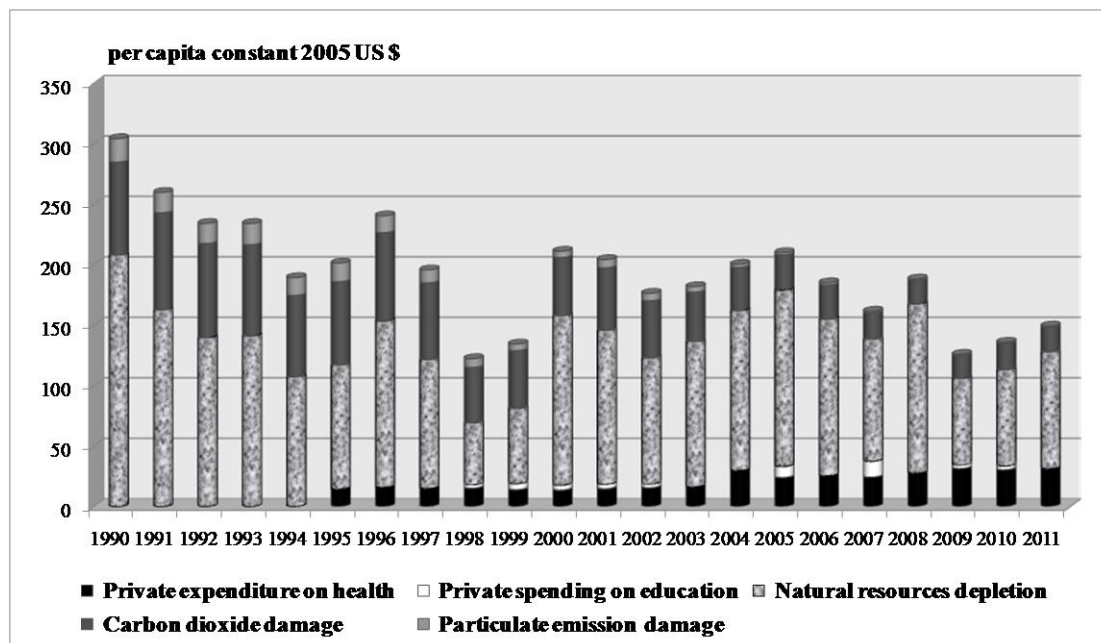
Figura 8.4 Beneficiile adăugate la HFCE în perioada 1990-2011
(per capita prețuri constante \$ SUA 2005)



Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza de date a Worldbank și Eurostat

Notă: Cheltuielile publice pentru sănătate calculate ca 50% din ponderea din PIB și cheltuielile publice pentru educație calculate ca 100% din ponderea din PIB.

Figura 8.5 Costurile deduse din HFCE în perioada 1990-2011
(per capita prețuri constante \$ SUA 2005)



Sursa: Prelucrare pe baza datelor din baza de date a Worldbank și Eurostat

Notă: Cheltuielile private pentru sănătate calculate ca 50% din ponderea din PIB, cheltuielile private pentru educație calculate ca 50% din ponderea din PIB și 100% din costurile datorate epuizării resurselor naturale, prejudiciului datorat poluării cu dioxid de carbon și daunelor cu emisii de particule.

În 2010, însă, valoarea beneficiilor a scăzut, iar cea pentru costuri a crescut astfel încât costurile reprezentau aproape jumătate din valoarea beneficiilor (Figura 8.3), această schimbare fiind explicată prin scăderea generală a beneficiilor și creșterii ușoare a costurilor datorită creșterii cheltuielilor private pentru educație, a epuizării resurselor naturale și a daunelor provocate de poluarea cu dioxid de carbon în 2010 (Figura 8.5).

8.4. Concluzii

Analiza comparativă a PIB și a consumului privat (HFCE) ajustat a arătat că acestea evoluează în tandem pe perioada 1990-2011, HFCE ajustat și corectat reprezentând aproximativ 50% din PIB în intervalul analizat, bunăstarea economică astfel cuantificată fiind cu până la jumătate redusă în termeni valorici față de ceea ce încearcă să reflecte agregatul macroeconomic principal. Sigur că rămân încă numeroase ajustări care trebuie estimate cu privire la limitele PIB-ului, cea mai importantă dintre ele fiind evaluarea muncii neremunerate din gospodărie.

În Figura 8.2 există mai multe perioade clare care marchează următoarele:

1. 1990-1992 - declinul tuturor indicatorilor ca răspuns normal la începutul tranziției către o economie de piață.
2. 1993-1996 - o creștere limitată a indicatorilor. Deși PIB-ul nu atinge valoarea din 1990, ceilalți indicatori par să revină la valorile lor din 1990.
3. 1996-1999 - PIB-ul scade, însă ceilalți indicatori se mențin aproximativ la același nivel.
4. 2000-2008 - o creștere continuă și sustenabilă a tuturor indicatorilor până când au atins maximul în 2008. Creșterea PIB-ului este mai pronunțată decât a celorlalți indicatori, care au chiar același nivel în perioada 2005-2006, explicat prin scăderea ușoară a HFCE în acești ani.
5. 2008-2009 - a înregistrat o scădere bruscă a tuturor indicatorilor ca efect direct al crizei economice mondiale, scăderea HFCE și versiunile ajustate și corectate fiind mai mari decât cea a PIB.
6. 2009-2011 - deși PIB-ul are o ușoară creștere, HFCE/loc se menține la același nivel, în timp ce HFCE/loc ajustat și corectat este ușor în scădere, marcând o perioadă de bunăstare economică redusă cu respect față de PIB.

Figura 8.3 reflectă faptul că nivelurile beneficiilor adăugate și ale costurilor deduse la și din HFCE sunt aproape aceleași între 1999-2002, dar începând cu anul 2005 ele încep să crească în

valoare și, de asemenea, să se distanțeze unul față de celălalt până în 2009. În 2010, valoarea beneficiilor a scăzut (Figura 8.3, 8.4), iar cea a costurilor a crescut astfel încât costurile reprezentau aproape jumătate din valoarea beneficiilor, această modificare fiind explicată prin scăderea pe total a beneficiilor și ușoara creștere a costurilor datorate creșterii cheltuielilor private pentru educație, pentru epuizarea resurselor naturale și a poluării provocate de dioxidul de carbon în 2010 (Figura 8.3, 8.5).

Deși unele perioade în seria de timp par să coincidă cu alegerile (1996 și 2000), alte alegeri pe plan politic nu au influențat deloc creșterea economică (2004). O mare influență asupra rezultatelor a avut-o criza economică globală care a început în 2008 și și-a făcut cunoscute efectele în plan economic începând cu anul 2009.

Renunțarea la PIB în ceea ce privește utilizarea acestuia în caracterizarea bunăstării economice a unei țări trebuie să nu fie confundată cu propunerile de „anti-dezvoltare”, „anti-inovație” și „anti-contabilitate” așa cum specifică și Jeroen Van den Bergh, în finalul articolului „Desființarea PIB” (Van den Bergh, 2007).

Pentru o lungă perioadă de timp, evoluția Sistemului Conturilor Naționale a permis factorilor politici să aibă o viziune a unei economii de piață din ce în ce mai diferențiate, astfel încât aceștia să poată utiliza indicatori alternativi mai bine construiți din punct de vedere social și economic care ar contribui la includerea acestor întrebări care plasează economia într-un context social mai larg.

Discuția asupra PIB în lucrarea de față este direcționată spre modul în care acesta (PIB) exprimă în mod relevant bunăstarea economică a unei națiuni, incluzând și componenta socială și cea referitoare la mediu, precum și modul în care este interpretat și utilizat în debaterile publice și în deciziile politice și nu ar trebui ca acest demers să fie în niciun caz interpretat ca fiind o critică a Sistemului Conturilor Naționale. Astăzi este necesar să trecem peste „Fetișismul PIB” (Stiglitz, 2009) și să nu ne mai punem întrebări dacă măsoară sau nu în mod adecvat bunăstarea colectivă economică, ci să continuăm să îmbunătățim metodologia indicatorilor recent construiți pentru a ajusta, completa sau înlocui cel mai important agregat macroeconomic al timpurilor noastre cu informații esențiale privind societatea și mediul.

După cum a afirmat Stiglitz într-o carte recentă a lui („În cădere liberă. America, piața liberă și prăbușirea economiei mondiale”) „niciun indicator nu poate surprinde de unul singur complexitatea a ceea ce se întâmplă în societatea modernă, dar PIB-ul are neajunsuri de o relevanță crucială” (Stiglitz, 2010, p.440).

Și, deși alți economiști susțin că a căuta un alt indicator sau indice unic al bunăstării, prosperității sau fericirii este o himeră (Syrquin, 2011), critica PIB privind bunăstarea economică

este justificată de faptul că este principalul macroindicator urmărit în politicile economice de creștere a bunăstării populației dintr-o țară. Desigur, nu poate exista doar un singur indicator al bunăstării economice, dar orice încercare de a defini unul este un pas către o măsurare mai precisă și o definiție mai clară a acestui concept.

Decenii întregi PIB-ul s-a dovedit a fi un indicator de bază care măsoară anual dezvoltarea economică a unei țări, atât pentru proiecția unei dezvoltări viitoare, cât și pentru a putea compara dezvoltarea sa cu cea a altor țări.

Prezentul studiu este în conformitate cu evaluările actuale conform cărora PIB are propriile limitări. Acest indicator de bază se dovedește insuficient și mai puțin adecvat când este vorba de bunăstare din punct de vedere economic. În condițiile actuale ale economiei mondiale a apărut nevoia la nivel național de a evalua mai precis atât performanța economică durabilă, cât și progresul social, ceea ce a condus la dezvoltarea unor indicatori alternativi care, pe lângă calitatea supremă a PIB, să exprime mai bine bunăstarea economică la nivel național.

Rezultate preliminare ale acestei cercetări au fost diseminate în cadrul conferinței „International Conference The Economics of Balkan and Eastern Europe Countries in the Changed World” (Istanbul – Mai 2013), publicate în volumul conferinței, studiul în formă extinsă fiind publicat în revista „Romanian Statistical Review” (Bălă, 2014c).

CONCLUZII ȘI DIRECȚII VIITOARE DE CERCETARE

Analiza exploratorie a evoluției consumului privat prezentată în primul capitol al lucrării de doctorat a dezvăluit că acesta este un indicator macro care deține în medie mai mult de două treimi din PIB, economia României fiind bazată în principal pe consumul populației. Urmărind perioada analizată, se poate observa clar că au existat două etape de recesiune profundă (1990-1992, 1997-1999) și două de creștere economică relativă (1993-1996, 2000-2004), urmate de o creștere semnificativă între anii 2004-2008, iar la scurt timp de faza de declin datorată recesiunii economice mondiale, toate acestea afectând consumul populației și bunăstarea economică.

Sintetizând rezultatele care s-au evidențiat din analiza structurii consumului privat prezentată în cea de-a doua parte a acestui capitol, se poate afirma că gospodăriile românești cheltuiesc cel mai puțin pentru educație și destul de puțin pentru sănătate, dar alocă mai mult pentru produse alimentare și servicii și utilități pentru locuințe. Aceste rezultate reflectă imaginea unei națiuni care nu a depășit încă obiceiurile de consum din perioada de tranziție, perioada de creștere susținută între anii 2004-2008 fiind prea scurtă pentru a schimba în mod semnificativ structura cheltuielilor de consum.

În ceea ce privește structura de consum a statelor din UE-26 incluse în studiul prezentat din Capitolul 2., aceasta a crescut în variație de-a lungul perioadelor considerate pentru majoritatea categoriilor de consum, cu excepția celei destinate pentru recreere și cultură, care a scăzut și a celei referitoare la produsele alimentare care a rămas constantă în timp. Mai mult, nu există modificări înainte, în timpul și după criză în ceea ce privește categoriile care prezintă variații mari și ale celor cu variații mici. Categoriile de consum care prezintă valori ridicate ale coeficientului de variație sunt cele pentru băuturi alcoolice, tutun, educație și pentru hoteluri, cafenele și restaurante, în timp ce categoriile mai omogene sunt cele referitoare la cheltuielile alocate pentru locuință, mobilier, dotarea și întreținerea locuinței și pentru transport, indicând o convergență în creștere a consumului pentru nevoile de bază așa cum era așteptat, dar prezentând eterogenitate persistentă legată de cheltuielile cu alcoolul, educația și cele pentru hoteluri, cafenele și restaurante.

Comparând grupările clasificate după destinațiile de consum, cele din 2008 și 2009 diferă întrucâtva în ceea ce privește compoziția țărilor și comportamentul de consum. Astfel, toate cele trei grupuri înainte și în timpul crizei sunt caracterizate de o pondere medie ridicată a consumului pentru alimente, locuință și transport, diferența fiind că grupul III din anii 2008 și 2009, compus în principal din țări mediteraneene, are, de asemenea, ponderi medii semnificative ale

consumului legat de cheltuielile pentru hoteluri, restaurante și pentru diverse alte produse și servicii.

În ceea ce privește diferențele medii față de mediile UE-26, grupurile corespondente din 2008 și 2009 prezintă valori comune după cum urmează: grupul I din 2008 și grupul I din 2009 au valori medii pentru categoria de produse alimentare mai degrabă sub media UE-26, la fel ca și cea pentru educație, în timp ce categoriile care prezintă valori medii superioare comparativ cu cele din UE-26 sunt cele ale cheltuielilor alocate pentru recreere și cultură și pentru diverse produse și servicii; grupul II din 2008 și grupul II din 2009 se caracterizează prin diferențe medii mai mari decât cele ale UE-26 pentru cheltuielile destinate produselor alimentare, băuturi alcoolice și tutun și de valori medii inferioare mediei UE-26 pentru categoriile referitoare la cheltuielile pentru hoteluri, restaurante și pentru diverse produse și servicii; de asemenea grupul III din 2008 și grupul III din 2009 prezintă valori medii mai mici decât mediile UE-26 pentru categoriile de consum privind băuturile alcoolice, tutun și locuință, având în același timp valori medii destul de ridicate comparativ cu cele din UE-26 în privința cheltuielilor alocate educației, hotelurilor și restaurantelor. În ceea ce privește cele trei grupuri obținute în 2013, ele prezintă diferențe medii destul de scăzute față de mediile UE-26, în cazul cheltuielilor pentru recreere și cultură, grupul I și II indicând valori medii inferioare mediilor cu UE-26 și pentru categoria de consum pentru educație.

În ceea ce privește variația între categorii și în timp, se poate observa că toate grupurile de țări obținute înainte, în timpul și după criză se caracterizează printr-o eterogenitate ridicată a ponderii consumului alocat educației. Chiar dacă grupurile de țări au devenit mai relevante din punct de vedere geografic în 2013 față de 2008, ele au rămas diferite în ceea ce privește ponderea consumului pentru educație.

Referitor la nivelul HFCE pe cap de locuitor, România se situează într-o oarecare măsură peste Bulgaria, dar rămâne pe una din ultimele poziții între țările UE cu privire la acest indicator, după cum au remarcat și Iordan & Chilian (2013).

Poziția României în grupul țărilor majoritar din sud-estul UE, obținută ca rezultat al analizei de clasificare în funcție de HFCE în prețuri constante \$ SUA 2005 (Bulgaria, Croația, Republica Cehă, Estonia, Ungaria, Letonia, Lituania, Polonia, România, Republica Slovacă) este comparabilă cu cea rezultată în studiul realizat de Piekut (2015), care a utilizat date pentru consumul individual real din perioada 2000-2012, exceptând Croația.

Rezultatele obținute în acest studiu cu privire la faptul că principalele ponderi de consum ale membrilor UE constau în cheltuieli pentru locuință, produse alimentare și transport în toți anii analizați sunt comparabile cu cele constatate în studiile anterioare realizate de Panagiotis (2009)

și Dudek (2014), de asemenea și în ceea ce privește ponderea de consum alocată educației care se situează pe ultimul loc între toate categoriile de cheltuieli (Panagiotis, 2009).

În concluzie, se poate afirma că dacă în 2008 grupurile rezultate prin clasificarea în funcție de HFCE 2005 au fost reprezentate de un mix de țări din regiuni europene diferite, în timpul și după criza economică cele trei grupuri au devenit mai omogene din punct de vedere al rezultatelor cu România, inclusă în cel de-al doilea grup de țări sud-estice. În ceea ce privește comportamentul de consum al grupurilor, se observă o reducere a coeficienților de variație pentru toate grupurile de-a lungul timpului, deoarece acestea au devenit mai convergente, având totuși valori medii foarte diferite față de cele din UE-26.

Mai mult, variația categoriilor de consum în statele membre UE-26 (excluzând Croația și Olanda din cauza lipsei datelor necesare) a crescut în timp pentru majoritatea categoriilor de cheltuieli. Acest rezultat semnifică faptul că, din cauza consecințelor economice ale crizei, care au fost resimțite începând cu anul 2009 în majoritatea țărilor din UE, comportamentul de consum al statelor membre a devenit mai eterogen, sporind discrepanțele dintre ele.

Poziția actuală a României este încă inclusă în grupul statelor sud-estice reprezentat de cele mai recente membre ale UE, deși în 2008, în urma analizei de clasificare, a fost inclusă în grupul cu Luxemburg, Regatul Unit, Austria și state cu economii puternice în ceea ce privește HFCE/loc exprimat în prețuri constante \$ SUA 2005. Modelul de consum al României urmează trendul celorlalte țări din UE-26 în anii 2008 și 2009, cu ponderi ridicate ale consumului pentru locuință, produse alimentare și transport, fiind caracterizat prin diferențe medii superioare mediei UE-26 pentru produse alimentare, băuturi alcoolice și tutun și de valori medii mai scăzute comparativ cu mediile UE-26 pentru categoriile cheltuielilor pentru hoteluri, cafenele, restaurante și pentru diverse produse și servicii, spre deosebire de celelalte două grupuri obținute, ceea ce înseamnă că România este încă un stat dintre țările membre ale UE al cărui consum se bazează în principal pe alimente, cu o pondere de asemenea ridicată a cheltuielilor pentru băuturile alcoolice și tutun.

Limitele studiului sunt legate de datele indisponibile pentru Croația și Olanda cu privire la ponderile categoriilor de consum din HFCE, analiza fiind astfel realizată doar pe 26 de țări din UE; cu toate acestea Croația este țara care a intrat cel mai recent în UE, iar admiterea sa din 2013 nu ar fi putut genera un impact economic vizibil, după cum anul 2013 a fost ales ca perioadă post-criză. O altă posibilă limitare al studiului poate fi reprezentată de metoda de grupare aleasă pentru analiză, deoarece este cunoscut faptul că aceste metode sunt destul de subiective, iar diferite statistici ale metodelor pot conduce la clasificări de grupuri distincte ca structură.

Analiza cercetării din acest capitol poate fi extinsă în cercetări ulterioare prin gruparea categoriilor de consum în trei clase principale: nevoi primare („produse agroalimentare și băuturi nealcoolice”, „îmbrăcăminte și încălțăminte”, „locuință, apă, electricitate, gaze și alți combustibili” și „transport”), nevoi secundare („mobilier, dotarea și întreținerea locuinței”, „sănătate”, „telecomunicații” și „educație”) și nevoi terțiare („băuturi alcoolice și tutun”, „cultură”, „hoteluri, cafenele și restaurante” și „diverse produse și servicii”) și clasificând țările pentru a dezvălui profiluri și comportamente mai specifice ale consumului cu privire la importanța produselor de bază comparativ cu celelalte produse și servicii materiale.

Testarea modelelor de consum din teoria economică clasică cu rezultatele prezentate în Capitolul 3. au indicat modelul AIH II ca fiind cel care a estimat cel mai bine funcția de consum ținând cont de testele de diagnostic, de performanța generală a modelului dar și a testării ulterioare utilizând date din perioada 2014-2016. Rezultatul estimat demonstrează influența puternică a modificărilor în consumul curent datorită modificărilor venitului curent, indicând că, pe termen scurt, o creștere cu 1% a venitului curent ar duce la o creștere cu 0,86% a consumului curent.

Ținând cont că în modelul PIH I, MPC pe termen scurt obținut este de 0,59, iar MPC pe termen lung este 0,53, împreună cu elasticitatea pe termen scurt în valoare de 0,59% și elasticitatea pe termen lung în valoare de 0,53% din modelul PIH II, putem afirma că nu este aproape nicio diferență între valorile MPC sau elasticitățile consumului în raport cu venitul curent și cele în raport cu venitul permanent și, prin urmare, modelul de consum PIH nu se validează pentru cazul României.

Prin compararea rezultatelor modelelor AIH cu rezultatele obținute pentru modelele PIH putem afirma că, consumul gospodăriilor populației din România este influențat în principal de modificările nivelului venitului curent, fiind sensibil la schimbările economice pe termen scurt legate de venituri. O implicare a politicilor publice asupra acestui rezultat poate fi aceea conform căreia schimbările temporare ale politicii fiscale care afectează veniturile consumatorilor din România vor avea un impact semnificativ asupra cheltuielilor de consum. Prin urmare, pentru a stimula consumul cu scopul stimulării bunăstării și creșterii economice, este de recomandat ca politicile guvernamentale, care vizează sporirea venitului disponibil și a puterii de cumpărare a gospodăriilor din România, să fie concepute pe termen scurt sau cel mult pe termen mediu, pentru a fi eficiente.

Analiza din Capitolul 4. a studiat modelarea consumului privat ca un proces macroeconomic inerțial din punct de vedere al teoriei consumului de tip „random walk” a lui Hall (1978). Ipoteza cercetării empirice conform căreia consumul privat din România este reprezentat de un proces

AR(1) (valoarea curentă a consumului privat este dependentă de valoarea imediat precedentă din punct de vedere temporal) a fost infirmată de rezultatele statistice care indică faptul că, consumul privat este un proces de tip AR(4) cu un parametru estimat de -0,34, anulând astfel modelul de consum de tip „random walk” susținut de Hall (1978) și relevând, de asemenea, un efect inerțial asupra consumului privat, probabil datorat influenței investițiilor sau a veniturilor. Acest rezultat este în acord cu cel obținut de Mei (2012), care a demonstrat că, consumul este explicat printr-o componentă AR(3) având un coeficient negativ estimat printr-un model de corecție a erorilor vectoriale, în care a inclus ca variabile independente indicele Gini pentru gospodăriile populației, indicele Standard&Poor 500, venitul disponibil, raportul dintre datorie și venituri și câteva variabile artificiale (dummy), utilizând date din SUA pentru perioada 1967-2009.

Studiul prezentat are limitările sale privind dimensiunea eșantionului, care este un factor important în obținerea unor rezultate mai fiabile, în special atunci când analiza se realizează utilizând serii de timp. O altă posibilă limitare a analizei poate fi dat de valoarea coeficientului de determinare R^2 de aproximativ 0,12, valoare care lasă neexplicat un procent de aproape 88% al variației variabilei dependente. Acest rezultat poate fi datorat faptului că acest tip de model include doar un factor exogen, făcând astfel necesară adăugarea mai multor variabile în modelul inițial, cu scopul creșterii valorii lui R^2 și, astfel, a performanței modelului. De asemenea, trebuie luată în considerare și compararea valorilor estimate pentru perioada 2014-2016 cu datele reale ajustate care indică o diferență medie de 2,5 mld. \$ (SUA 1970) a consumului privat anual, valorile estimate prin model subestimând cu această eroare nivelul real al macroindicatorului. Acest fapt se poate datora testării modelului cu valori ajustate din perioada 2009-2016 ale aceleiași sursei de date.

Este necesară aprofundarea acestui studiu cu scopul de prezice cu o mai mare precizie natura autoregresivă a consumului privat din România, condiționați fiind de disponibilitatea datelor.

Principalul obiectiv al studiului din Capitolul 5. a fost de a analiza existența unei relații pe termen lung între PIB și consumul populației din România, în condițiile în care aceștia au înregistrat o creștere constantă din 1990, consumul populației având o pondere de peste 50% din PIB, fiind cunoscut și demonstrat faptul că economia României este una bazată pe consumul privat (al gospodăriilor).

Pentru analiză am preferat metoda Engle-Granger pentru testarea cointegrării deoarece am avut doar două variabile de testat și astfel o singură posibilă relație de cointegrare. Am constatat că ambele variabile sunt nestaționare în nivel, dar staționare după prima diferențiere. Testul rezidual Engle-Granger pentru cointegrare a relevat faptul că reziduurile modelului estimat sunt reprezentate de procese nestaționare, ceea ce înseamnă că variabilele nu sunt cointegrate pe

termen lung. Acest rezultat este oarecum în contrast cu logica teoriei macroeconomice și în special cu structura economiei românești, indicând faptul că pe termen lung PIB-ul și consumul populației pot avea evoluții diferite.

Rezultatele studiului trebuie interpretate cu atenție deoarece pot fi condiționate de următoarele aspecte:

- dimensiunea seriei este limitată la 23 de observații, rezultatele testului ADF specificând faptul că utilizează 20 de observații pentru calcularea valorilor critice de test și a probabilităților asociate testelor, iar acestea pot fi inexacte pentru o mărime a eșantionului de 19 cazuri rămase după ajustările făcute pentru testarea rădăcinii unitate, pe baza valorilor calculate de MacKinnon (1996);
- testele convenționale de detectare a rădăcinii unitate, cum sunt testele ADF și PP, sunt semnalate pe scară largă ca având performanțe reduse atunci când dimensiunea eșantionului seriei temporale este restrânsă (Levin & Lin, 1992; Levin, Lin & Chu, 2002);
- declinul brusc al celor două variabile în 2009, ca o consecință a crizei economico-financiare globale poate reprezenta o schimbare pe termen lung asupra structurii economice a României.

Sunt necesare analize suplimentare pentru a obține rezultate mai stabile și mai consistente privind cointegrarea dintre PIB și consumul populației prin utilizarea unor serii de timp mai extinse pentru cele două variabile atunci când datele vor fi disponibile.

Rezultatele obținute în urma studiului prezentat în Capitolul 6. arată că există o dependență evidentă între rata brută a migrației și cheltuielile de consum final ale gospodăriilor și invers, conexiune care poate avea două interpretări:

- în primul rând, prezintă cele două aspecte ale migranților: imigranții și emigranții, atunci când înlocuim regresorii cu valorile lor;
- în al doilea rând, arată că o sumă importantă de bani câștigată de migranți este inclusă în cheltuielile de consum final ale gospodăriilor din țară.

Primele două modele au evidențiat relația negativă dintre rata brută a migrației și cheltuielile de consum final ale gospodăriilor populației, acest rezultat fiind în concordanță cu sensul economic potrivit căruia consumul populației tinde să crească odată cu creșterea emigrației, demonstrând astfel că rata brută a migrației poate acționa ca un substitut pentru remitențe în aceste modele, influențând indirect volumul cheltuielilor de consum final ale gospodăriilor.

De asemenea, perioada crizei economico-financiare, așa cum am considerat-o în model între 2007 și 2011, are un impact negativ și semnificativ din punct de vedere statistic asupra cheltuielilor de consum ale gospodăriilor, acestea fiind reduse pe măsură ce posibilitățile de

consum s-au diminuat, ca și consecințe ale măsurilor economice drastice adoptate și implementate de guverne pentru a contracara efectele negative ale crizei. În ceea ce privește rata brută a migrației, aceasta are și ea un impact negativ, ceea ce înseamnă că oamenii au avut tendința de a emigra în momentul producerii crizei economico-financiare; dar nu este semnificativ din punct de vedere statistic, prin urmare putem afirma că efectele crizei nu au avut un impact semnificativ asupra mișcării migrației din punct de vedere statistic.

Modelele estimate prin regresii pe date de tip panel pot fi îmbunătățite prin introducerea mai multor variabile interconectate cu cele două variabile considerate, rata brută a migrației și consumul populației, pentru a obține rezultate mai consistente.

Principalul scop al cercetării curpinse în Capitolul 7. a fost de a analiza existența unei relații pe termen lung între consumul gospodăriilor (HFCE) și remitențele primite (REMIT) ale României, în condițiile în care au înregistrat o creștere constantă din 1990, remitențele reprezentând o parte importantă a cheltuielilor gospodăriei deoarece este binecunoscut faptul că banii trimiși înapoi de către migranți către țara lor de origine sunt cheltuiți în principal pentru consumul intern curent.

Pentru analiză am preferat metoda Engle-Granger pentru testarea cointegrării deoarece am avut doar două variabile de testat și astfel o singură posibilă relație de cointegrare. Am constatat că ambele variabile sunt nestaționare în nivel, dar staționare după prima diferențiere. Testul rezidual Engle-Granger pentru cointegrare a relevat faptul că reziduurile modelelor sunt reprezentate de procese staționare, ceea ce înseamnă că ambele variabile sunt cointegrate pe termen lung, indicând faptul că ele vor evolua împreună.

Rezultatele studiului trebuie interpretate cu atenție deoarece pot fi condiționate de următoarele aspecte:

- dimensiunea seriei este limitată la 19 observații, rezultatele testului ADF și PP specificând faptul că utilizează 20 de observații pentru calcularea valorilor critice de test și a probabilităților asociate testelor, iar acestea pot fi inexacte pentru o mărime a eșantionului de 18 cazuri rămase după ajustările făcute pentru testarea rădăcinii unitate, pe baza valorilor calculate de MacKinnon (MacKinnon, 1996);
- seria privind remitențele, REMIT, este afectată la jumătatea intervalului de analiză (în 2005) de o creștere nejustificată anormală, cunoscută și sub denumirea de întrerupere în serie sau „întrerupere structurală a seriei”, care nu este absorbită complet și nu se datorează unui șoc, ci din cauza unei modificări a metodologiei de calcul a indicatorului (a versiunea a 6-a a Balanței de Plăți din 2005); astfel, REMIT, seria

afectată de această întrerupere în evoluția sa, poate afecta rezultatele testelor de determinare a ordinului de integrare, precum și rezultatele testelor de cointegrare;

- testele convenționale de detectare a rădăcinii unitate, cum sunt testele ADF și PP, sunt semnalate pe scară largă ca având performanțe reduse atunci când dimensiunea eșantionului seriei temporale este restrânsă (Levin & Lin, 1992; Levin, Lin & Chu, 2002).

Sunt necesare analize suplimentare pentru a analiza, de asemenea, dinamica pe termen scurt dintre consumul gospodăriilor și remitențele primite prin specificarea unui model de corectare a erorilor (Error Correction Model-ECM) pentru a putea face mai departe inferențe pe baza rezultatelor estimate.

Propunerea construirii și calculului unui indicator alternativ de cuantificare monetară a bunăstării economice bazat pe consumul populației din Capitolul 8. prin analiza comparativă a PIB și a consumului privat (HFCE) ajustat a arătat că acestea evoluează în tandem pe perioada 1990-2011, HFCE ajustat și corectat reprezentând aproximativ 50% din PIB în intervalul analizat, bunăstarea economică astfel cuantificată fiind cu până la jumătate redusă în termeni valorici față de ceea ce încearcă să reflecte agregatul macroeconomic principal. Sigur că rămân încă numeroase ajustări care trebuie estimate cu privire la limitele PIB-ului, cea mai importantă dintre ele fiind evaluarea muncii neremunerate din gospodărie.

Studiul a relevat aspecte importante departajate pe următoarele perioade de timp:

- 1990-1992 - declinul tuturor indicatorilor ca răspuns normal la începutul tranziției către o economie de piață.
- 1993-1996 - o creștere limitată a indicatorilor. Deși PIB-ul nu atinge valoarea din 1990, ceilalți indicatori par să revină la valorile lor din 1990.
- 1996-1999 - PIB-ul scade, însă ceilalți indicatori se mențin aproximativ la același nivel.
- 2000-2008 - o creștere continuă și sustenabilă a tuturor indicatorilor până când au atins maximul în 2008. Creșterea PIB-ului este mai pronunțată decât a celorlalți indicatori, care au chiar același nivel în perioada 2005-2006, explicat prin scăderea ușoară a HFCE în acești ani.
- 2008-2009 - a înregistrat o scădere bruscă a tuturor indicatorilor ca o efect direct al crizei economice mondiale, scăderea HFCE și versiunile ajustate și corectate fiind mai mari decât cea a PIB.

- 2009-2011 - deși PIB-ul are o ușoară creștere, HFCE/loc se menține la același nivel, în timp ce HFCE/loc ajustat și corectat este ușor în scădere, marcând o perioadă de bunăstare economică redusă cu respect față de PIB.

Analiza a relevat faptul că nivelurile beneficiilor adăugate și ale costurilor deduse la și din HFCE sunt aproape aceleași între 1999-2002, dar începând cu anul 2005 ele încep să crească în valoare și, de asemenea, să se distanțeze unul față de celălalt până în 2009. În 2010, valoarea beneficiilor a scăzut, iar cea a costurilor a crescut astfel încât costurile reprezentau aproape jumătate din valoarea beneficiilor, această modificare fiind explicată prin scăderea pe total a beneficiilor și ușoara creștere a costurilor datorate creșterii cheltuielilor private pentru educație, pentru epuizarea resurselor naturale și a poluării provocate de dioxidul de carbon în 2010.

Deși unele perioade în seria de timp par să coincidă cu alegerile legislative (1996 și 2000), alte alegeri pe plan politic nu au influențat deloc creșterea economică (2004). O mare influență asupra rezultatelor a avut-o criza economică globală care a început în 2008 și și-a făcut cunoscute efectele în plan economic începând cu anul 2009.

Renunțarea utilizării PIB-ului în caracterizarea bunăstării economice a unei țări nu trebuie să fie confundată cu propunerile de „anti-dezvoltare”, „anti-inovație” și „anti-contabilitate” așa cum specifică și Jeroen van den Bergh, în finalul articolului „Desființarea PIB” (Van den Bergh, 2007).

Pentru o lungă perioadă de timp, evoluția Sistemului Conturilor Naționale a permis factorilor politici să aibă o viziune a unei economii de piață din ce în ce mai diferențiate, astfel încât aceștia să poată utiliza indicatori alternativi mai bine construiți din punct de vedere social și economic care ar contribui la includerea acestor întrebări care plasează economia într-un context social mai larg.

Critica sumară a PIB din studiul acestui capitol care încheie teza de doctorat este direcționată spre modul în care acesta (PIB) exprimă în mod adecvat bunăstarea economică a unei națiuni, incluzând și componenta socială și cea referitoare la mediu, precum și modul în care este interpretat și utilizat în dezbaterile publice și în deciziile politice și nu ar trebui ca acest demers să fie interpretat ca fiind o critică a Sistemului Conturilor Naționale. Astăzi este necesar să trecem peste „Fetișismul PIB” (Stiglitz, 2009) și să nu ne mai punem întrebări dacă măsoară sau nu în mod adecvat bunăstarea colectivă economică, dar să continuăm să îmbunătățim metodologia indicatorilor recent construiți pentru a ajusta, completa sau înlocui cel mai important agregat macroeconomic al timpurilor noastre cu informații esențiale privind societatea și mediul.

După cum a afirmat Stiglitz într-o carte recentă a lui („În cădere liberă. America, piața liberă și prăbușirea economiei mondiale”) „niciun indicator de unul singur nu poate surprinde complexitatea a ceea ce se întâmplă în societatea modernă, dar PIB-ul are neajunsuri de o relevanță crucială” (Stiglitz, 2010, p.440).

Și, deși se susține că a căuta un alt indicator sau indice unic al bunăstării, prosperității sau fericirii este o himeră (Syrquin, 2011), critica PIB privind bunăstarea economică este justificată de faptul că este principalul macroindicator urmărit în politicile economice de creștere a bunăstării populației dintr-o țară. Desigur, nu poate exista doar un singur indicator al bunăstării economice, dar orice încercare de a defini unul este un pas către o măsurare mai precisă a acestui concept.

Cercetarea din acest capitol este în conformitate cu evaluările actuale conform cărora PIB are propriile limitări. PIB-ul s-a dovedit a fi un indicator care măsoară insuficient și inadecvat bunăstarea din punct de vedere economic. În condițiile actuale ale economiei mondiale a apărut nevoia la nivel național de a evalua atât performanța economică durabilă, cât și progresul social, care a condus la dezvoltarea unor indicatori alternativi care, pe lângă calitatea supremă a PIB, să exprime mai bine bunăstarea economică la nivel național.

Studiul de față realizat în cadrul perioadei de cercetare doctorală propune câteva răspunsuri la unele probleme și direcții de dezvoltare economică ale consumului privat și bunăstării economice din România, din ultimele două decenii post Revoluție. Printre acestea se găsesc:

1. Evoluția volumului și structura consumului populației din România.
2. Care sunt asemănările și diferențele comportamentului de consum al populației din România comparativ cu celelalte state membre UE.
3. Veridicitatea (din punct de vedere al datelor cunoscute) modelelor de consum clasice formulate de Keynes și Friedman în cazul României și în ce măsură acestea se validează în perioada analizată.
4. Veridicitatea ipotezei modelului de tip „mers aleator” („random walk”) a lui Robert Hall în cazul consumului privat din România.
5. Existența unei relații pe termen lung între PIB și consumul populației din România, precum și definirea acesteia.
6. Influența migrației asupra consumului privat din România luând în considerare fenomenul migraționist în creștere din România mai ales după accesarea în UE.
7. Existența și cuantificarea unei relații de cointegrare între efectele economice ale migrației sub forma remitențelor și consumul populației din România.

8. În ce măsură este posibilă introducerea unui indicator pentru cuantificarea bunăstării economice bazat pe consumul populației din România.

Pentru a răspunde la aceste întrebări s-au formulat și testat ipoteze statistice validate prin metode specifice econometriei descrise în cele opt capitole ale lucrării de doctorat. Ele s-au bazat pe formule aparținând unor cercetători de renume la nivel internațional, precum și pe baze de date aflate la dispoziție la nivel global (WorldBank), la nivel european (Eurostat) sau național (INSSE). Rezultatele au evidențiat clar posibilitatea obținerii unor răspunsuri, chiar dacă uneori parțiale, la problemele abordate în cele opt capitole ale lucrării. Unele limitări ale rezultatelor pot fi date și de lungimea seriilor analizate. Din acest motiv sunt propuse în final și dezvoltări ulterioare ale metodelor de cercetare abordate pe serii mai lungi, care să valideze mai bine ipotezele de lucru.

Cercetarea s-a bazat și pe mai multe lucrări originale publicate în timpul perioadei de cercetare doctorală, lucrări citate la unele capitole și aflate în bibliografie.

Discuția asupra introducerii unui nou indicator pentru cuantificarea monetară a bunăstării economice bazat pe consumul populației constituie o abordare cu totul nouă pentru România și poate constitui o legătură nedescifrată încă în totalitate între bunăstarea materială și nivelul economic al unei populații.

REFERINȚE BIBLIOGRAFICE

- Adhikari, R. (2014), „Examining Keynes’ Absolute Income Hypothesis in Nepalese context”, *working paper*, Department of Economics, Mechi Multiple Campus, Bhadrapur.
- Aggarwal, R., Demirgüç-Kunt, A. & Martinez Peria, M. S. (2006), „Do Workers’ Remittances Promote Financial Development?”, *working paper* nr. 3957, World Bank Policy Research.
- Alimi, R. S. (2013), „Keynes’ Absolute Income Hypothesis and Kuznets Paradox”, *working paper* nr. 49310, Munich Personal RePEc Archive, Munich.
- Altunc, O. F., & Aydin, C. (2014). An estimation of the consumption function under the Permanent Income Hypothesis: the case of D-8 countries. *Journal of Economic Cooperation and Development*, 35(3), 29-42.
- Anghelache, C. (2011). Analiza corelației între PIB și consumul final. *Economie Teoretică și Aplicată*, XVIII(9(562)), 84-93.
- Anghelache, C., Isaic-Maniu, A., Mitruț, C., & Voineagu, V. (2006). Sistemul de indicatori utilizați în măsurarea sărăciei. *Economie Teoretică și Aplicată*, 8(503), 45-52.
- Apere, T. O. (2014). Private consumption expenditure function in Nigeria: evidence from the Keynes’ Absolute Income Hypothesis. *International Journal of Research In Social Sciences*, 4(3), 53-58.
- Arioğlu E., & Tuan, K. (2011). Test of the Absolute Income Hypothesis in USA and Europe. *Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 20(2), 299-316.
- Asaftei, B. (2011), „The underground economy of Romania is equal to the state budget! The share and value of the informal economy in the EU”, <http://www.econtext.ro/dosar--2/analiza/economia-subterana-din-romania-este-egala-cu-bugetul-de-stat-ponderea-si-valoarea-economiei-informale-in-ue.html>.
- Baum, C. (2001). Residual diagnostics for cross-section time series regression models. *The Stata Journal*, 1(1), 101-104.
- Baum, C., (2006), *Introduction to modern econometrics using STATA*, Texas: Stata Press.
- Băbucea, A., & Bălăcescu, A. (2011). Dinamica veniturilor și a cheltuielilor de consum ale gospodăriilor în perioada 2001 – 2010, la nivelul regiunii de dezvoltare SUD – VEST

OLTENIA. *Analele Universității „Constantin Brâncuși” din Târgu Jiu, Seria Economie*, (3), 9-15.

Bălă, R.-M. (2014a). Structure analysis of the evolution of private consumption in Romania. *SEA-Practical Application of Science*, II(2(4)), 181-188.

Bălă, R.-M. (2014b). Exploring the Long-Run Relationship between GDP and Private Consumption of Romania through Cointegration Analysis. *Ovidius University Annals, Economic Sciences Series*, XIV(1), 257-262.

Bălă, R.-M. (2014c). A Proposal for Assessing the Economic Welfare of Romania. *Romanian Statistical Review*, 3, 11-30.

Bălă, R.-M. (2015a). Changes of private consumption patterns in Romania and the EU: evidence before, during and after the crisis. *International Journal of Economics, Commerce and Management*, III(10), 108-129.

Bălă, R.-M. (2015b), „A Comparative Analysis of Keynes and Friedman Consumption Models for Romanian Case”, în volumul conferinței *Proceedings of International Conference on Trends in Business and Economics*. London, UK, 41-45.

Bălă, R.-M. (2015c). Testing Robert Hall’s random walk hypothesis of private consumption for the case of Romania. *International Journal of Economics, Commerce and Management*, III(5), 114-124.

Bălă R.-M. & Prada, E. (2014a), „Migration and private consumption in Europe: a panel data analysis”, în volumul conferinței *Procedia Economics and Finance ISI Proceedings of International Conference on Applied Statistics*. Ediția a 7-a. București, România, 10, 141-149.

Bălă R.-M. & Prada, E. (2014b), „Investigating the long-run relationship between migration and consumption though cointegration analysis. Case of Romania”, în volumul conferinței *Proceedings of International Conference on Informatics in Economy, Education, Research & Business Technologies*. Ediția a 13-a. București, România, 596-603.

Blinder, A. S., & Deaton, A. (1985). The time series consumption function revisited. *Brooking Paper of Economic Activity*, 2, 465-521.

Bonuedi, I. (2012), „Estimating the consumption function under the Permanent Income Hypothesis: evidence from Ghana”, *term paper* nr. PG 5541711, Kwame Nkrumah University of Science and Technology, Kumasi.

Bordo, M. & Landon-Lane, J. (2010), „The Global Financial Crisis: Is It Unprecedented?”, în volumul conferinței *EWC/KDI Conference on Global Economic Crisis: Impacts, Transmission, and Recovery*. Hawaii, (1), 1-46.

Brooks, C. (2002) „Introductory Econometrics for Finance. Chapter 7: Modelling long-run relationship in finance”, http://www.cambridge.org/us/download_file/193163.

Carroll, C. D. (2001). Death to the Log-Linearized Consumption Euler Equation! (And Very Poor Health to the Second-Order Approximation). *Advances in Macroeconomics*, 1(1(6)), 1-32.

Clausen, V., & Schürenberg-Frosch, H. (2012). Private consumption and Cyclical Asymmetries in the Euro Area. *Intereconomics*, 47(3), 190-196.

Cojocaru, O. (2012), „Premierul vrea să stoarcă evazionistii de 2 miliarde de euro, în 60 de zile”, <http://incomemagazine.ro/articles/premierul-vrea-sa-stoarca-evazionistii-de-2-miliarde-de-euro-in-60-de-zile>.

Combes, J. L., & Ebeke, C. (2010). Remittances and Household Consumption Instability in Developing Countries. *CERDI Etudes et Documents*, 15, 1-33.

Daly, H., & Cobb, J., (1989), *For the Common Good : Redirecting the Economy Toward Community, the Environment, and a Sustainable Future*, Boston, USA: Beacon Press.

Davidson, J. E. H., & Hendry, D. F. (1981). Interpreting Econometric Evidence: The Behaviour of Consumers' Expenditure in the UK. *European Economic Review*, 16(1), 177-192.

Davidson, J. E. H., Hendry, D. F., Srba, F., & Yeo, S. J. (1978). Econometric Modelling of the Aggregate Time Series Relationship Between Consumers. *Expenditure and Income in the U.K.. Economic Journal*, 88, 661-692.

Dăianu, D. (2000), „Structure, strain and macroeconomic dynamic in Romania”, *working paper* nr. (2), 1-32, Romanian Center for Economic Policies.

Dickinson, E. (2011), „GDP : a brief history. One stat to rule them all”, http://www.foreignpolicy.com/articles/2011/01/02/gdp_a_brief_history.

Doltu, C., (2004). Măsurarea venitului unei țări, *Economie Microeconomie și Macroeconomie*, pp. 1-6, București, ASE.

Drukker, D. (2003). Testing for serial correlation in linear panel-data models. *The Stata Journal*, 3(2), 168-177.

Dudek, H. (2014). Economies of scales in EU household consumption – Some remarks based on a country-level analysis. *Quantitative Methods in Economics*, XV(2), 74-83.

Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.

Eubanks, W. W. (2010), „The European Union’s Response to the 2007-2009 Financial Crisis. Congressional Research Service Report for Congress”, <http://www.fas.org/sgp/crs/row/R41367.pdf>.

Fiaschi, D. & Lavezzi, A. (2005), „Growth and convergence across european regions: an empirical investigation”, *working paper* nr. 25, Dipartimento Di Scienze Economiche, Università di Pisa, Italia.

Firat, A., Kutucuoğlu, K. I., Arian Saltik, I., & Tunçel, O. (2013). Consumption, consumer culture and consumer society. *Journal of Community Positive Practices*, XIII(1), 182-203.

Friedman, M., (1957), *A Theory of the Consumption Function*, USA: National Bureau of Economic Research Books.

Gabor, M. R. (2013). Endowment with durable goods as welfare indicator. Empirical study regarding post-communist behavior of romanian consumers. *Inzinerine Ekonomika-Engineering Economics*, 24(3), 244-253.

Gerstberger, C., & Yaneva, D. (2013). Analysis of EU-27 household final consumption expenditure – Baltic countries and Greece still suffering most from the economic and financial crisis. *Eurostat. Statistics in focus*, 2, 1-8.

Gomez-Zaldivar, M., & Ventosa-Santaularia, D. (2009). The bilateral relationship between consumption and GDP in Mexico and the US: a comment. *Applied Econometrics and International Development*, 9(1), 77-90.

Goossens, Y. (2007), „Alternative progress indicators to Gross Domestic Product (GDP) as a means towards sustainable development”, <http://www.beyond-gdp.eu/download/bgdp-bp-129>

goossens.pdf apud Cobb, C. , Halstead, T., & Rowe, J. (1995). If the GDP is Up, Why is America Down?. *The Atlantic Online* republished after *The Atlantic*, 276(4), 59-78.

Goossens, Y. (2007), „Alternative progress indicators to Gross Domestic Product (GDP) as a means towards sustainable development”, <http://www.beyond-gdp.eu/download/bgdp-bp-goossens.pdf> apud Wuppertal Institute and UNEP Centre for Sustainable Consumption and Production (2007), „Beyond GDP: Best practices around the world”, PolDep. A.

Goschin, Z., & Roman, M. (2012). Determinants of the remitting behaviour of Romanian emigrants in an economic crisis context. *Eastern Journal of European Studies*, 2(3), 87-103.

Greene, W. H., (2002), *Econometric analysis*, 5th edn, New Jersey, Prentice Hall, 283-339.

Guisan, M. C. (2001). Causality and cointegration between consumption and GDP in 25 OECD countries: limitations of the cointegration approach. *Applied Econometrics and International Development*, 1(1), 39-61.

Hall, J. (2010). Measuring what Matters to Make a Difference. *Journal of Futures Studies*, 15(2), 151-154.

Hall, R. (1978). Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. *Journal of Political Economy*, 86(6), 971–987.

Hamilton, J. D., (1994), *Time Series Analysis*, Princeton, Princeton University Press.

Hayashi, F. (1982). The Permanent Income Hypothesis: Estimation and Testing by Instrumental Variables. *Journal of Political Economy*, 90(5), 895.

Hărău, C. (2010), „Migration and remittances – Case study on Romania”, în volumul conferinței *Proceedings of International Symposium on Advanced Engineering & Applied Management – 40th anniversary in higher education (1970-2010)*. Hunedoara, România, 1-8.

Iordan, M., & Chilian, M.-N. (2013). Changes in the households consumption patterns in Romania and the EU countries – How much impact of the global economic crisis?. *Internal Auditing & Risk Management*, VIII(2(30)), 154-163.

Ivanov, C. (2013), „Deforestation map of Romania”, <http://www.hotnews.ro/stiri-mediu-16009389-harta-taierilor-paduri-din-romania.htm> .

- Încălțărău, C., & Maha, L.-G. (2012). The impact of remittances on consumption and investment in Romania. *Eastern Journal of European Studies*, 2(3), 61-86.
- Jaeger, A. (1992). Does Consumption Take a Random Walk?. *The Review of Economics and Statistics*, 74(4), 607–614.
- Jennissen, R.P.W. (2003). Economic Determinants of Net International Migration in Western Europe. *European Journal of Population*, 19, 171-198.
- Kapur, D. (2004), „Development and Migration-Migration and Development - What comes first?“, în volumul conferinței *Social Science Research Council Conference Migration and Development: Future Directions for Research and Policy*. New York, 1-18.
- Karanikolos, M., Mladovsky, P., Cylus, J., Thomson, S., Basu, S., Stuckler, D., Mackenbach, J., & McKee, M. (2013). Financial crisis, austerity, and health in Europe. *The Lancet*, 381(9874), 1323-1331.
- Katsouli, E. (2006). Testing the „surprise” consumption function: A comparative study between 15 European Union member-states. *International Research Journal of Finance and Economics*, 1, 36-41.
- Keynes, J. M., (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*, United Kingdom, Macmillan Cambridge University Press.
- Khan, K., & H. M. C. Manzoor (2012). The Testing of Hall’s Permanent Income Hypothesis: A Case Study of Pakistan. *Asian Economic and Financial Review*, 2, 445-449.
- Knetsch, T. A. (2005), „Short-run and long-run comovement of GDP and some expenditure aggregates in Germany, France and Italy”, *working paper* nr. 39, Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series 1: Economic Studies, Germany, 1-64.
- Kollarova, V., & Vladova, A. (2009). The structure of private consumption in Slovakia and a comparison with European countries. *BIATEC Banking Journal*, 17(8), 27-30.
- Konya, I., & Ohashiz, H. (2007). International consumption patterns among high-income countries: evidence from the OECD data. *Review of International Economics*, (15), 744–757.
- Kuznets, S. (1934). National Income, 1929–1932. 73rd US Congress, 2nd session. *Senate Document*, 124(7).

- Kuznets, S. (1962). How To Judge Quality. *The New Republic*, 29-31.
- Kuznets, S., (1946), *National Income: A Summary of Findings*, New York: National Bureau of Economic Research Books.
- Kuznets, S., Epstein, L., & Jenks, E. (1941), *National Income and its Composition, 1919-1938*, Volume, New York: National Bureau of Economic Research Books.
- Levin, A., & Lin, C.-F. (1992), „Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties”, *working paper* nr. 92-93, University of California at San Diego, California.
- Levin, A., Lin, C.-F., & Chu, C.-S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
- Litan, C. (2009). On the macroeconomic impact of remittances in Romania. *Studia Universitatis Babeş-Bolyai Oeconomica*, 2(54), 21-36.
- Lucas, R. E. Jr., (1987), *Models of Business Cycles*, Oxford: Basil Blackwell.
- MacKinnon, J. G. (1996). Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601-618.
- Maddala, G.S., (2001), *Introduction to econometrics*, 3rd edn, Wiley.
- Malley, J. & Molana, H. (1997), „The Permanent Income Hypothesis Revisited Reconciling Evidence from Aggregate Data with the Representative Consumer Behaviour”, *working paper*, University of Glasgow, United Kingdom.
- Manitsaris, A. (2006). Estimating the European Union consumption function under the Permanent Income Hypothesis. *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 2.
- Marinaş, M.-C. (2007). The estimation of the cointegration relationship between the economic growth, investments and exports. the Romanian case. *Theoretical and Applied Economics*, 7 (512), 11-16.
- Marinescu, C. (2014), „Consumption or production? That is the (economic) question”, <http://www.contributors.ro/economie/consumul-sau-produc%C8%9Bia-that-is-the-economic-question/>.

Mayda, A. M. (2008), „International migration: A panel data analysis of the determinants of bilateral flows”, *working paper* nr. 0707, Centre for Research and Analysis of Migration (CReAM), Department of Economics, University College London.

Mei, Y. (2012). Is Consumption in the United States Influenced by Income Inequality? A Cointegration Analysis. *Issues in Political Economy*, 21, 31-45.

Mohapatra, S., Joseph, G. & Ratha, D. (2009), „Remittances and natural disasters: ex-post response and contribution to ex-ante preparedness”, *working paper* nr.4972, World Bank Policy Research.

Motaqed, S. (2011). Estimation the consumption function for urban and rural household in developing country: a case study of Iranian southern province. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, (33), 68.

Necşulescu, C., & Şerbănescu, L. (2014). The impact of the main macroeconomic indicators on the final consumption of the population. *SEA-Practical Application of Science*, II(1(3)), 388-396.

Ofwona, A. C. (2013). An Estimation of the consumption function for Kenya using Keynes' Absolute Income Hypothesis for the Period 1992-2011. *Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences*, 4(1), 103-105.

Ojapinwa, T. V. (2012). Determinants of Migrants' Remittances in Nigeria: An Econometrics Analysis. *International Journal of Humanities and Social Science*, 14(2), 295-301.

Orgonas, C. (2011), „Cum a evoluat structura consumului populației în ultimii 10 ani”, <http://businessday.ro/07/2011/cum-a-evoluat-structura-consumului-populatiei-in-ultimii-10-ani/>.

Ortega, F. & Peri, G., (2009), „The Causes and Effects of International Labor Mobility: Evidence from OECD Countries 1980-2005”, *working paper* nr. 19183, Munich Personal RePEc Archive, Munich.

Panagiotis, P. (2009), „Consumption Patterns: Empirical Analysis in Greece and the EU”, în volumul conferinței *Proceedings of Hellenic Observatory PhD Symposium on Contemporary Greece&Cyprus*. Ediția a 4-a. London School of Economics, 1-20.

Pânzaru, C. (2013). The determinants of International Migration. A panel data Analysis. *Journal of Politics and Law*, 1(6), 142-148.

Pecican, E. Ș., (2006), *Econometrie*, București: C.H. Beck.

- Phillips, P. C. B. (1986). Understanding spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 33(3), 311-340.
- Piekut, M. (2015). The Rich North-west, The Poor Middle-east – Consumption in EU Households. *Comparative Economic Research*, 18(1), 43-62.
- Pigou, A. C., (1932), *Part I, Chapter I Welfare and economic welfare*, The Economics of Welfare. 4th edn, London, Macmillan and Co, 5-73.
- Polesel, G. (2012). Analysis of Food Consumption in Europe Via Time Series Clustering. *Unpublished doctoral dissertation*, Universita Ca' Foscari Venezia, Italy.
- Popescu, C. C. & Juverdeanu, L. (2008). Are remittances important for the romanian economy?. *Annals of the University of Oradea Economic Sciences*, (2), 392-396.
- Popescu, C., Badea, G., Hrestic, M.-L. & Popescu, C. (2010), „The consumption analysis in Romania after 1989 and the Direct and Indirect Factors that Influence it”, în volumul conferinței *Proceedings of WSEAS International Conference on Economy and Management Transformation (WSEAS E-Library)*. Ediția a 5-a. Timișoara, România, II, 709-713.
- Prada, E. (2013), „Economic development and migration in European Union”, în volumul conferinței *The international conference present issues of global economy*. Ediția a 10-a. Constanța, România, 1(XIII), 259-264.
- Quah, E. (2012), „Cost-Benefit Analysis in Developing Countries: What's Different?”, *working paper* nr. 05, Nanyang Technological University, School of Humanities and Social Sciences, Economic Growth Centre, Singapore.
- Reis, R. (2009). The time-series properties of aggregate consumption: implications for the costs of fluctuations. *Journal of the European Economic Association*, 7(4), 722-753.
- Roman, M., Roman, M. D. & Ileanu, B. (2010), „A comparative analysis of remittance behavior between East European and North African migrants”, în volumul conferinței *Proceedings of International Conference On Eurasian Economies*. Istanbul, Turkey, 154-159.
- Ruiz-Arranz, M. & Giuliano, P. (2005), „Remittances, Financial Development, and Growth”, *working paper* nr. 05/234, International Monetary Fund.
- Russu, C. (2012). The influence of demand on the EU's and Romania's industrial competitiveness. *Economic Insights – Trends and Challenges*, I (LXIV(3)), 57-67.

Ruxanda, G., & Botezatu, A. (2008). Spurious regression and cointegration. Numerical example: Romania's M2 money demand. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, (3), 51-62.

Samuelson, P. A. & Nordhaus, W. D. (2004), *Economics*, New York: McGraw-Hill.

Sargent, T. J. (2008). *Rational Expectations*, 2nd edn, The New Palgrave Dictionary of Economics, Palgrave Macmillan.

Shah, S. Z. A., Butt, S. & Mushtaq, R. (2012), „Co-integration and causality analysis of dynamic linkages between Gross Domestic Product and Household Final Consumption: evidence from an emerging economy”, în volumul conferinței *International Proceedings of Economics Development and Research*. Singapore, 50, 134-138.

Shahbaz, M., Mutascu, M., & Tiwari, A. K. (2012). Revisiting the relationship between electricity consumption, capital and economic growth: cointegration and causality analysis in Romania. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, (3), 97-120.

Simionescu, M., (2013a), *Advanced Econometry*, București, Editura Universitară, 133.

Simionescu, M., (2013b), *Advanced Econometry*, București, Editura Universitară, 97.

Solomon, M. R., (1999), *Consumer Behavior Buying, Having, and Being*, 4th edn, Upper Saddle River: Prentice-Hall.

Son, L., & Carica, G. G. (2010). Remittances and development: challenges and options for Romania. *Annals of the University of Oradea Economic Sciences*, (1), 440-448.

Son, L., Moise, I., & Para, I. (2009). The sustainable importance of remittances and their role in economic development. The case of Romania. *Romanian Journal of Economics*, 1(28), 113-133.

Stanciu, M. (2010). Consumul populației din România în ultimele două decenii. *Calitatea vieții*, XXI(3-4), 251–273.

Stanciu, M. (2012). Positive practices in reorganising the consumption patterns. *Journal of Community Positive Practices*, (3), 556-570.

Stanciu, M., & Mihăilescu, A. (2011). Consumption models and purchasing power. *Calitatea vieții*, XXII(1), 12-30.

Stancu, S., (2011), *Econometrie. Teorie și aplicații utilizând Eviews*, București: ASE.

Stiglitz, J. E. (2009), „GDP Fetishism”, <http://www.project-syndicate.org/commentary/stiglitz116/English>.

Stiglitz, J. E., (2010), *În cădere liberă. America, piața liberă și prăbușirea economiei mondiale*, București: Publica.

Stiglitz, J., E., Fitoussi, J.-P. & Sen, A. (2009), „Report by the Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress”, http://www.stiglitz-sen-fitoussi.fr/documents/rapport_anglais.pdf.

Stoiciu, V. (2012). Austerity and Structural Reforms in Romania. Severe Measures, Questionable Economic Results and Negative Social Consequences. *Friedrich-Ebert-Stiftung, Central and Eastern Europe – International Policy Analysis*, 1-9.

Stroe, C., Cojanu, S.-F., & Militaru, E. (2010). The profile of romanian consumer and how the economic crisis impacts the consumer mentality. *Annals of Spiru Haret University, Economic Series*, 1(1), 29-36.

Stroe, C., Militaru, E., Pirciog, S., Ciuca, V., Cambir, A. & Barti, C. (2011), „The analysis of the importance of the consumption from own resources in reducing Romanian poverty incidence based on simulations of poverty rates by disposable income”, în volumul conferinței *Recent Researches in Economics and Management Transformation, Proceedings of IASME/WSEAS International Conference on Economy and Management Transformation*. Ediția a 6-a. Franța: WSEAS Press, 31-36.

Susanu, M. (2011). Dynamics of Remittances towards Romania after EU Adhesion. *Annals of “Dunărea de Jos” University of Galați Fascicle I. Economics and Applied Informatics*, 2(XVII), 11-16.

Syrquin, M. (2011), „GDP as a measure of economic welfare”, *working paper nr. 3*, International Centre for Economic Research, University of Miami, Coral Gables and ICER, Torino.

Temple, J., & McDonald, P. (2010). Immigration, labour supply and per capita Gross Domestic Product; Australia 2010-2050. *Australian Government Department of Immigration and Citizenship, Canberra Australian demographic and Social Research Institute*, 1-64.

Tiwari, A. K. & Shahbaz, M. (2010), „Modelling the Relationship between Whole Sale Price and Consumer Price Indices: Cointegration and Causality Analysis for India”, *working paper* nr. 27333, Munich Personal RePec Archive, Munich.

Țepuș, A.-M. (2007). Ipoteza wagneriană din perspective economiei românești. *Theoretical and Applied Economics*, XIX(8(573)), 128-144.

Uwujaren, G. (1977). Specification and estimation of an economy-wide macro econometric model of Nigeria. *Nigerian Journal of Economic and Social Studies*, 19(2), 23-25.

Van den Bergh, J. C. J. M. (2007), „Abolishing GDP”, *working paper* nr. 07-019/3, Tinbergen Institute, VU University Amsterdam - Department of Spatial Economics, Amsterdam.

Varjan, D., (2011), *Capitolul VI Agregate ale economiei și politicii sociale*, Centrul de Resurse pentru Economie Socială, Economie și politici sociale-Universul Economiei Sociale, pp. 1-63.

Voineagu, V., Dumitrescu, I. & Ștefănescu, D. (2009). Rationality of using composite indicators for international comparisons. *Romanian Statistical Review*, 9, 3-13.

Wang, K.- M. (2011). Does the Permanent Income Hypothesis exist in 10 asian countries?. *E + M Ekonomie a Management*, 4, 92-101.

Wooldridge, J. M., (2009), *Introductory Econometrics. A Modern Approach*, 4th edn, Michigan, USA: Student Edition package.

Zakia, Z. & Tanweer, U. I. (2015), „A Time Series Analysis of Aggregate Consumption Function for Pakistan”, *working paper* nr. 1, School of Social Sciences and Humanities (S3H) National University of Sciences and Technology (NUST) Sector H-12, Islamabad, Pakistan.

Zimmermann, K. & Zaiceva, A. (2008), „Scale, Diversity, and Determinants of Labour Migration in Europe”, *working paper* nr. 3595, Institute for the Study of Labor, Germany.

Biroul Național de Statistică al Republicii Moldova (2007), „Notă cu privire la măsurarea sărăciei”, 1-19, http://www.statistica.md/public/files/SeminareConferinte/Seminar26oct2007/Not_inf_mas_saraciei_ro.pdf.

Etymonline.com (2013), <http://www.etymonline.com/index.php?term=welfare>.

Eurostat Database (2013), „Public and private spending on education as % of GDP”, http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=educ_figdp&lang=en.

Hallo.ro (2013), <http://hallo.ro/search.do?d=en&l=ro&type=both&query=welfare>

Insse.ro (2013), „Conturile Naționale”, http://www.insse.ro/cms/files/Anuar%20statistic/11/11%20Conturi%20nationale_ro.pdf.

Insse.ro (2017), „Numărul bunurilor de folosință îndelungată la 1000 locuitori sau 100 gospodării”, <http://statistici.insse.ro/shop/?page=tempo3&lang=ro&ind=CLV105A>.

Insse.ro (2017), „ABF Bunuri de folosință îndelungată la 100 gospodării”, <http://statistici.insse.ro/shop/index.jsp?page=tempo3&lang=ro&ind=BUF101A>

Kushnir, I. (2016), „World macroeconomic research, 1970-2013”, <http://www.ivanstat.com/ro/index.html>.

Romanian Statistical Yearbook (2009), National Institute of Statistics, București, România.

Transmonee 2012 Database (2012), http://www.transmonee.org/Downloads/EN/2012/TransMonEE_2012.xls.

World Bank (2011), „Migration and Remittances Factbook 2011”, <http://siteresources.worldbank.org/INTLAC/Resources/Factbook2011-Ebook.Pdf>.

WorldBank Database (2013), <http://data.worldbank.org/country/Romania>.

ANEXE

Anexa A. Tabelul 8.1 PIB/loc (GDP/capita), HFCE/loc (HFCE/capita) și versiunile HFCE transformate în perioada 1990-2011 (per capita prețuri constante \$ SUA 2005)

Anul	GDP/loc	HFCE/loc	HFCE/loc ajustat și corectat	HFCE/loc corectat cu Gini
1990	3835	2351	1667	1915
1991	3370	1999	1382	1589
1992	3100	1898	1322	1508
1993	3151	1919	1329	1514
1994	3281	1967	1407	1557
1995	3523	2226	1583	1705
1996	3674	2412	1702	1853
1997	3460	2331	1679	1785
1998	3301	2348	1751	1809
1999	3267	2326	1814	1790
2000	3340	2331	1736	1779
2001	3580	2623	1921	1939
2002	3819	2743	2055	2034
2003	4029	2952	2219	2183
2004	4379	3290	2445	2421
2005	4572	3543	2640	2603
2006	4944	3501	2671	2567
2007	5250	3869	2941	2814
2008	5675	4200	3072	3118
2009	5310	3228	2562	2400
2010	5233	3280	2559	2430
2011	5406	3280	2413	2430

Sursa: Prelucrare pe baza de date WorldBank și prelucrări ale autorului

Lista abrevierilor și acronimelor folosite în lucrare

ADF	Augmented Dickey-Fuller
AF	Autocorrelation Function
AIH	Absolute Income Hypothesis
ANS	Adjusted Net Savings
AR	AutoRegressive process
AR/MA	AutoRegressive/Moving Average
COICOP	Classification of Individual Consumption According to Purpose
CONS	Consumul privat/Consumul populației/Consumul gospodăriilor/ Cheltuielile de Consum Final ale Gospodăriilor
CV	Coeficient de Variație
DHFCE	Seria HFCE diferențiată
DLCONS	Seria CONS logaritmată și diferențiată
DLGNI	Seria GNI logaritmată și diferențiată
DW	Durbin-Watson
ECM	Error Correction Model
EF	Ecological Footprint
GDP	Gross Domestic Product
GNHI	Gross National Happiness Indicator
GNI	Gross National Income (a se vedea VNB)
GPI	Genuine Progress Indicator
GS	Genuine Savings
HDI	Human Development Index
HFCE	Household Final Consumption Expenditure
HPI	Happy Planet Index
ISEW	Index of Sustainable Economic Welfare
KPSS	Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin
LCONS	Seria CONS logaritmată
LGNI	Seria GNI logaritmată
LOGHFCE	Seria HFCE logaritmată
LOGREMIT	Seria REMIT logaritmată
LOGRESID	Seria RESID logaritmată
MEW	Measure of Economic Welfare

MPC	Marginal Propensity to Consume
OECD	Organisation for Economic Co-operation and Development
OLS	Ordinary Least Squares
PAF	Partial Autocorrelation Function
PIB	Produsul Intern Brut
PIH	Permanent Income Hypothesis
PP	Phillips-Perron
REMIT	Remittances (Remitențele migranților)
RESID	Residuals (variabila reziduală)
SIC	Schwarz Information Criterion
SWOT	Strengths, Weaknesses, Opportunities, Threats
UE	Uniunea Europeană
VNB	Venitul Național Brut

Lista tabelelor din lucrare

- Tabelul 2.1 Grupuri clasificate după HFCE/loc în prețuri constante \$ internaționali 2011 la PPC – pag. 26
- Tabelul 2.2 Grupuri clasificate după HFCE/loc în prețuri constante \$ SUA 2005 – pag. 27
- Tabelul 2.3 Diferențele între grupuri în perioadele 2008, 2009 și 2013 – pag. 28
- Tabelul 2.4 Variația categoriilor de consum – pag. 29
- Tabelul 2.5 Grupuri clasificate după categorii de consum – pag. 30
- Tabelul 2.6 Diferențe între valorile medii ale categoriilor de consum în grupul I (2008) – pag. 31
- Tabelul 2.7 Diferențe între valorile medii ale categoriilor de consum în grupul II (2008) – pag. 32
- Tabelul 2.8 Diferențe între valorile medii ale categoriilor de consum în grupul III (2008) – pag. 33
- Tabelul 2.9 Diferențe între valorile medii ale categoriilor de consum în grupul I (2009) – pag. 34
- Tabelul 2.10 Diferențe între valorile medii ale categoriilor de consum în grupul II (2009) – pag. 35
- Tabelul 2.11 Diferențe între valorile medii ale categoriilor de consum în grupul III (2009) – pag. 36
- Tabelul 2.12 Diferențe între valorile medii ale categoriilor de consum în grupul I (2013) – pag. 37
- Tabelul 2.13 Diferențe între valorile medii ale categoriilor de consum în grupul II (2013) – pag. 38
- Tabelul 2.14 Diferențe între valorile medii ale categoriilor de consum în grupul III (2013) – pag. 39
- Tabelul 3.1 Rezultatele de detectare a rădăcinii unitate folosind testele ADF, PP și KPSS pentru seriile CONS, GNI, LCONS și LGNI – pag. 47
- Tabelul 3.2 Rezultate estimate pentru modelul AIH I – pag. 48
- Tabelul 3.3 Rezultate estimate pentru modelul AIH II – pag. 48-49
- Tabelul 3.4 Rezultate estimate pentru modelul PIH I – pag. 49
- Tabelul 3.5 Rezultate estimate pentru modelul PIH II – pag. 50
- Tabelul 3.6 Teste de performanță a modelelor estimate – pag. 51
- Tabelul 4.1 Rezultatele testelor de detectare a rădăcinii unitate ADF și PP pentru seria HFCE (seria originală) – pag. 60

Tabelul 4.2 Rezultatele testelor de detectare a rădăcinii unitate ADF și PP pentru seria DHFCE (seria diferențiată) – pag. 60
Tabelul 5.1 Rezultatele testului rădăcină unitate pentru PIB și CONS – pag. 70
Tabelul 5.2 Rezultatele testului rădăcină unitate pentru RESID – pag. 71
Tabelul 6.1 Statistici descriptive pentru Consum privat și Rata brută a migrației nete – pag. 79
Tabelul 6.2 Rezultatele regresiei de tip panel pentru Modelul 1 – pag. 81
Tabelul 6.3 Rezultatele regresiei de tip panel pentru Modelul 2 – pag. 82
Tabelul 6.4 Testarea modelelor estimate – pag. 83
Tabelul 6.5 Rezultatele regresiei de tip panel pentru Modelul 3 și 4 – pag. 84-85
Tabelul 7.1 Rezultatele testului rădăcină unitate pentru HFCE și REMIT – pag. 92
Tabelul 7.2 Rezultatele testului rădăcină unitate pentru LOGHFCE și LOGREMIT – pag. 92
Tabelul 7.3 Rezultatele testului rădăcină unitate pentru RESID și LOGRESID – pag. 94
Anexa A. Tabelul 8.1 PIB/loc (GDP/capita), HFCE/loc (HFCE/capita) și versiunile HFCE transformate în perioada 1990-2011 (per capita prețuri constante \$ SUA 2005) – pag. 139

Lista figurilor și a graficelor din lucrare

Figura 1.1 Evoluția HFCE/loc, PIB/loc (exprimate în prețuri constante \$ SUA 2005) și a ponderii (%) HFCE în PIB în perioada 1990-2012 – pag. 11

Figura 1.2 Evoluția HFCE/loc, PIB/loc (exprimate în prețuri constante \$ SUA 2010) și a ponderii (%) HFCE în PIB în perioada 1990-2016 – pag. 12

Figura 1.3 Evoluția creșterii anuale (%) a HFCE/loc și a PIB/loc în perioada 1991-2016 – pag. 13

Figura 1.4 Structura cheltuielilor de consum final ale gospodăriilor după categorii de cheltuieli (% din total) în perioada 1995-2015 – pag. 14

Figura 1.5 Structura cheltuielilor de consum final ale gospodăriilor după categorii de cheltuieli (% din total) în perioada 1995-2015 – pag. 15

Figura 1.6 Principalele bunuri de folosință îndelungată (număr mediu la 100 de gospodării) în perioada 1995-2017 – pag. 16

Figura 2.1 Rata reală de creștere anuală a PIB % (t/t-1) în perioada 2003-2014 – pag. 23

Figura 2.2 Cheltuielile de consum final ale gospodăriilor pe cap de locuitor (prețuri constante \$ SUA 2005) în perioada 2000-2014 – pag. 25

Figura 3.1 Evoluția CONS și GNI în perioada 1970-2013 (prețuri constante mld. \$ 1970) – pag. 46

Figura 3.2 Evoluția LCONS și LGNI în perioada 1970-2013 (prețuri constante mld. \$ 1970) – pag. 46

Figura 4.1 Evoluția HFCE în perioada 1970-2013 (prețuri constante mld. \$ 1970) – pag. 58

Figura 4.2 Corelograma seriei HFCE cu valorile ACF și PACF – pag. 59

Figura 4.3 Rezultatele estimate ale Modelului 1 (stânga) și ale Modelului 2 (dreapta) – pag. 61

Figura 4.4 Rezultatele estimate ale Modelului 3 (stânga) și ale Modelului 4 (dreapta) – pag. 62

Figura 4.5 Rădăcinile inverse ale AR/MA – pag. 63

Figura 5.1 Evoluția PIB și CONS în perioada 1990-2012 – pag. 69

Figura 5.2 Rezultatele ecuației estimate prin OLS folosind seriile log-transformate – pag. 71

Figura 6.1 Evoluția ratei brute a migrației și a cheltuielilor gospodăriilor populației – pag. 79

Figura 7.1 Evoluția LOGHFCE și LOGREMIT pe perioada 1994-2012 – pag. 91

Figura 7.2 Rezultatele ecuației estimate prin OLS folosind seriile inițiale – pag. 93

Figura 7.3 Rezultatele ecuației estimate prin OLS folosind seriile logaritmice – pag. 94

Figura 8.1 Coeficientul Gini în perioada 1990-2011 – pag. 106

Figura 8.2 Analiza comparativă între PIB/loc (GDP/capita), HFCE/loc (HFCE/capita) și versiunile HFCE transformate în perioada 1990-2011 (per capita prețuri constante \$ SUA 2005) – pag. 108

Figura 8.3 Analiza comparativă între beneficiile adăugate și costurile deduse la și din HFCE în perioada 1990-2011 (per capita prețuri constante \$ SUA 2005) – pag. 110

Figura 8.4 Beneficiile adăugate la HFCE în perioada 1990-2011 (per capita prețuri constante \$ SUA 2005) – pag. 111

Figura 8.5 Costurile deduse din HFCE în perioada 1990-2011 (per capita prețuri constante \$ SUA 2005) – pag. 111