REPUBLIKA SLOVENIJA
UNIVERZA V MARIBORU
EKONOMSKO-POSLOVNA FAKULTETA

Magistrsko delo

MEDČASOVNI POTROŠNI MODEL VREDNOTENJA CEN PREMOŽENJA – EMPIRIČNI TESTI

Junij, 2014

Renato Božič

REPUBLIKA SLOVENIJA
UNIVERZA V MARIBORU
EKONOMSKO-POSLOVNA FAKULTETA

Magistrsko delo

MEDČASOVNI POTROŠNI MODEL VREDNOTENJA CEN PREMOŽENJA – EMPIRIČNI TESTI

Kandidat: Renato Božič, univ. dipl. ekon., rojen leta 1982 v kraju Maribor, zaposlen v Banki Slovenije kot finančni analitik. Program in smer študija: Znanstveni magistrski program smeri Ekonomska analiza in teorija.

Tema odobrena na seji senata EPF dne 24. 1. 2014, z delovnim naslovom: Medčasovni potrošni model vrednotenja cen premoženja – empirični testi.

Mentor: prof. dr. Timotej Jagrič, CRM
Lektor: Terezija Jurca, prof. slov

Kazalo

Povzetek v
Abstract vi

Uvod 1

1.1 Opredelitev področja in opis problema 2
1.2 Namen, cilj in potek raziskave 4
1.3 Predpostavke in omejitve raziskave 6
1.4 Uporabljene metode raziskovanja 8

Teoretična izhodišča 9

2.1 Stohastični diskontni faktor 10
2.1.1 Eksistenčni pogoji 10
2.1.2 Volatilnostne meje 13
2.2 Medčasovni potrošni model 16
2.2.1 Medčasovni problem izbire 17
2.2.2 Isoelastična funkcija koristnosti 19
2.2.3 Linearno logaritemski pristop 21

Metode ocenjevanja 24

3.1 Stohastični proces 25
3.1.1 Stacionarni proces 25
3.1.2 Proces enotnega korena 26
3.2 Posplošena metoda momentov 28
3.2.1 Metoda momentov 29
3.2.2 Posplošitev metode momentov 30
3.2.2 Optimalna tehtana matrika 33

Ocenjevanje modela ... 35

4.1 Podatki ... 35
4.1.1 Zajemanje podatkov ... 36
4.1.2 Statistične lastnosti podatkov ... 39
4.1.3 Značilnosti kapitalskih trgov ... 47
4.2 Linearno logaritemski model ... 51
4.2.1 Pregled literature ... 52
4.2.2 Uganka premije za tveganje ... 53
4.2.2 Uganka netvegane obrestne mere ... 55
4.3 Nelinearni dinamični model ... 57
4.3.1 Pregled literature ... 57
4.3.2 Brezpogojni model ... 60
4.3.3 Racionalna pričakovanja ... 62

Sklep ... 65

5.1 Povzetek ugotovitev ... 65
5.2 Predlog usmeritev ... 68

Literatura ... 69

Viri ... 75

Priloge ... 76

A: Grafični prikazi ... 76
B: Kritične vrednosti ... 82
C: Slovarček tujih izrazov ... 83
D: Delovni življenjepis ... 84
E: Osebna bibliografija ... 86
F: Izjava lektorja ... 87

Kazalo slik

Slika 1.1: Potek raziskave 5
Slika 2.1: Dogajanje v prostoru $\mathcal{R}s$ 11
Slika 2.2: Dogajanje v prostoru $R2$ in $R3$ 12
Slika 2.3: Oblikovanje učinkovitega zbira premoženja 14
Slika 2.4: Oblikovanje Hansen-Jagannathanove mere 16
Slika 2.5: Investitorjeva nenaklonjenost tveganju 20
Slika 3.1: Enotni krog in enotna rešitev 27
Slika 4.1: Slovenska potrošnja gospodinjstev na prebivalca 48
Slika 4.2: Slovenski borzni indeks 49
Slika 4.3: Dividendna izplačila slovenskega borznega indeksa 50
Slika 4.4: Obrestna mera trimesečnih zakladnih menic RS 51

Kazalo tabel

Tabela 4.1: Avtokorelacijska shema 40
Tabela 4.2: Modificirani Dickey-Fullerjev test 42
Tabela 4.3: Sredina, odklon in mejne vrednosti 44
Tabela 4.4: Asimetrija, sploščenost in Jarque-Berov test 46
Tabela 4.5: Korelacijski koeficienti in frekvenca zajemanja podatkov 47
Tabela 4.6: Uganka premije za tveganje 54
Tabela 4.7: Uganka netvegane obrestne mere 56
Tabela 4.8: Ocene brezpogojnega medčasovnega potrošnega modela 61
Tabela 4.9: Instrumentalne spremenljivke po Hansenu in Singletonu 64

Povzetek

Medčasovni potrošni model z Neumen-Morgensternovo isoelastično funkcijo s konstantnim relativnim koeficientom nenaklonjenosti tveganju smo proučili z metodologijo stohastičnega diskontnega faktorja in posplošeno metodo momentov. Uganko premije za tveganje in uganko netvegane obrestne mere smo za Slovenijo, Madžarsko, Češko, Nemčijo in skupino evropskih držav EU-17 empirično testirali z linearnim in nelinearnim modelom. Rezultati kažejo, da model pojasni naše podatke zgolj ob ekstremno visokih koeficientih nenaklonjenosti tveganju in nerazumni stopnji investitorjeve časovne preference. Vključitev javnih informacij zmanjša koeficiente nenaklonjenosti tveganju in zagotovi visoko statistično značilne diskontne faktorje; vendar pa J-statistika ne potrdi pravilne specifikacije modela.

Naslov: Medčasovni potrošni model vrednotenja cen premoženja – empirični testi

Ključne besede: Medčasovni potrošni model vrednotenja cen premoženja, stohastični diskontni faktor, uganka premije za tveganje, uganka netvegane obrestne mere, posplošena metoda momentov

JEL klasifikacija: G12, E21, C5

Abstract

Consumption-based asset pricing model with von Neumann-Morgenstern isoelastic utility function and constant relative risk aversion coefficient are investigated with stochastic discount factor and generalized method of moments methodology. Equity premium puzzle and risk-free rate puzzle are empirically tested with linear and nonlinear model on Slovenian, Hungarian, Slovakian, Czech, German and EU-17 member states data. The results indicate that the model explains our data only with extremely high risk aversion coefficient and unrealistic rate of time preference. Inclusion of public information reduces risk aversion coefficient and ensures high statistically significant discount factors. However, J-statistic does not confirm correct specification of the model.

Title: Intertemporal consumption-based asset pricing model – empirical tests

Keywords: Intertemporal consumption-based asset pricing model, stochastic discount factor, risk premium puzzles, risk free puzzles, generalized method of moments

JEL klasifikacija: G12, E21, C58

»Asset pricing theory all stems from one simple concept [...]: price equals expected discounted payoff. The rest is elaboration, special cases, and a closet full of tricks that make the central equation useful for one another application[1]*.«*

John H. Cochrane

[1] John H. Cochrane, Myron S. Scholes profesor financ na Univerzi v Chicagu, Graduate School of Business; nedavni predsednik Nacionalnega urada za ekonomske raziskave (NBER), področje vrednotenja cen premoženja.

Poglavje 1

Uvod

V magistrski nalogi zagovarjamo pristop stohastičnega diskontnega faktorja (angl. Stochastic discount factor) in posplošene metode momentov (angl. Generalized method of moment). Cochrane (2005, xv) povzame takšen pristop z dvema enačbama:

$$p_t = E[(m_{t+1}x_{t+1})], \tag{1.1}$$

$$m_{t+1} = f(podatki, parametri),$$

kjer je p_t cena premoženja, x_{t+1} izplačilo premoženja, m_{t+1} pa stohastični diskontni faktor. V raziskavi izhajamo in se vračamo k osnovni enačbi cene p_t, posebno pozornost pa posvečamo različnim pojavnim oblikam stohastičnega diskontnega faktorja m_{t+1}. Medčasovni potrošni model vrednotenja cen premoženja (angl. Consumption capital asset pricing model) empirično ocenimo po Hansenu[2] in Singletonu (1982, 1983) ter Campbellu (2003); z ocenjenim modelom pa preverimo Mehrovo in Prescottovo (1985) uganko premije za tveganje (angl. Equity premium puzzle) in Weilovo (1989) uganko netvegane obrestne mere (angl. Risk free rate puzzle), ki veljata za ključni kritiki medčasovnega potrošnega modela. Testiranje izvedemo na osnovi slovenskih, madžarskih, slovaških, čeških, nemških in evropskih podatkov. Še posebej motivira spoznanje, da svetovna zakladnica znanja, po nam znanih podatkih, še ne razpolaga z evidenco ocen slovenskih podatkov.

Poglavje je zgrajeno iz več delov. V prvi točki opredelimo medčasovni potrošni model in izpostavimo raziskovalno vprašanje; v drugi točki pojasnimo namen, cilj in potek raziskave; sledi podajanje predpostavk in omejitev raziskave, poglavje pa zaključimo z diskusijo o uporabljenih raziskovalnih metodah.

[2] Leta 2014 je Lars P. Hansen za svoje prispevke, skupaj z Robertom J. Shillerjem in Eugenom F. Famo, prejel Nobelovo nagrado za ekonomijo.

1.1 Opredelitev področja in opis problema

Leta 1952 je Harry Markowitz rešil problem portfeljske izbire, tveganju nenaklonjenemu investitorju pa omogočil izbor učinkovitega portfelja, ki ob danih variancah donosov zagotavlja najvišji pričakovani donos. Sharpe (1964) in Lintner (1965) uporabita logiko optimalne portfeljske izbire in razvijeta ravnotežni model vrednotenja cen premoženja (angl. Capital asset pricing model). Izkaže se, da relevantno mero tveganja določa kovarianca med donosom premoženja in donosom trga premoženja. Glede na trg je premoženje relativno tvegano, ko je kovarianca med donosom premoženja in donosom trga visoka, in relativno manj tvegano, ko je kovarianca med donosom premoženja in donosom trga nizka. Klasični model vrednotenja cen premoženja investitorju omogoča oceniti tveganost premoženja za eno obdobje, vendar pa raziskovalcu ne omogoča spoznati, zakaj je trg premoženja tvegan. Klasični model je statičen. Campbell et al. (1997, 291) pojasnijo, da se cene premoženja v statičnih modelih oblikujejo s portfeljskimi odločitvami znotraj enega obdobja. Investitor potroši vse premoženje znotraj enega obdobja, premoženje pa enolično določi potrošnjo, tako da so preference o premoženju enake preferencam o potrošnji. Vendar tega ne vidimo v realnem življenju.

Statičnost klasičnega modela je k iskanju boljših rešitev spodbudila številne raziskovalce. Rubinstein (1976), Lucas (1978) in Breeden (1979) prvi razvijejo medčasovni potrošni model vrednotenja cen premoženja, ki investitorju omogoča oceniti tveganost premoženja za mnogo obdobij, raziskovalcem pa spoznati, zakaj je trg premoženja tvegan. Izkazalo se je, da relevantno mero tveganja določa kovarianca med izplačilom premoženja in rastjo investitorjeve potrošnje. Premoženje je na splošno tvegano, ko je kovarianca med izplačilom premoženja in rastjo potrošnje visoka, in na splošno manj tvegano, ko je kovarianca med izplačilom premoženja in rastjo potrošnje nizka. Ceteris paribus bo investitor za nakup premoženja, ki ima visoko kovarianco s potrošnjo zahteval visok donos, saj takšno premoženje povečuje volatilnost potrošnje, ker povečuje visoko potrošnjo in zmanjšuje nizko potrošnjo.

Tvegano premoženje velja za donosnejše od netveganega premoženja. Campbell (2003, 803) ocenjuje, da je povprečni realni donos prevladujočega borznega indeksa v Združenih državah v prejšnjem stoletju znašal okrog 8 %, realna obrestna mera trimesečnih zakladnih menic pa okrog 1 %. Tvegano premoženje je na drugi strani variabilnejše od netveganega premoženja. Letni standardni odklon donosa prevladujočega borznega indeksa je znašal okrog 16 %, standardni odklon realne trimesečne obrestne mere zakladnih menic pa okrog 2 %.

Zastavlja se raziskovalno vprašanje: Zakaj je donos tveganega premoženja, merjen z realnim donosom borznega indeksa, toliko višji od donosa netveganega premoženja, merjenega z realnim donosom kratkoročne obrestne mere?

Campbell (2003, 804) pojasni, da je v medčasovnem potrošnem modelu razlika med donosom tveganega in netveganega premoženja določena s količino in ceno tveganja. Količina tveganja je določena s kovarianco med donosom premoženja in potrošnjo investitorja, cena tveganja pa s koeficientom investitorjeve relativne nenaklonjenosti tveganju. Mehra in Prescott (1985) v delu *The Equity Premium: A Puzzle* označita prej zastavljeno vprašanje z uganko premije za tveganje. Uganka nastane, ko je kovarianca med donosom tveganega premoženja in rastjo potrošnje majhna, model pa zahteva nerazumno visok koeficient relativne nenaklonjenosti tveganju. Weil (1989) v delu *The Equity Premium Puzzle and the Risk-free Rate Puzzle* opozori, da investitorjeva skrajna nenaklonjenost tveganju nadalje ustvarja uganko netvegane obrestne mere. Investitor je nenaklonjen negotovi potrošnji, zato povečuje trenutno potrošnjo, ko pričakuje višjo prihodnjo potrošnjo, in zmanjšuje trenutno potrošnjo, ko pričakuje nižjo prihodnjo potrošnjo. Uganka nastane, ko investitor ob pozitivni rasti potrošnje in nizki netvegani obrestni meri zmanjšuje in ne povečuje trenutne potrošnje, zaradi česar model zahteva nizek ali celo negativen koeficient časovne preference (Investitor preferira varčevanje po ničelni ali celo negativni obrestni meri!).

Ob uganki premije za tveganje in uganki netvegane obrestne mere raziskovalci opozarjajo še na mnoge druge nekonsistentnosti medčasovnega potrošnega modela. Cochrane in Hansen (1992) opozarjata na uganko privzete premije za tveganje (angl. Default premium puzzle) in uganko terminske strukture (angl. Term structure puzzle), Campbell (2003, 805) pa izpostavlja tudi uganko volatilnosti (angl. Volatility puzzle). Kljub številnim nekonsistentnostim se v naši raziskavi osredotočamo zgolj na uganko premije za tveganje in uganko netvegane obrestne mere. Kocherlakota (1996, 44) takšno izbiro podpre z dvema argumentoma. Prvi je, da sta uganki najširše razumljeni kritiki medčasovnega potrošnega modela. Drugi pa je, da uganki odražata največjo vrzel v razumevanju makroekonomije. Če po uganki netvegane obrestne mere ne vemo, zakaj investitor varčuje tudi pri nizkem donosu, modeli agregatnega obnašanja varčevalcev zagotovo izpustijo pomemben element. Če pa po uganki premije za tveganje ne vemo, zakaj je investitor nenaklonjen procikličnemu gibanju donosa s potrošnjo, po Atkesonu in Phelanu (1994) tudi ne moremo smiselno odgovoriti na Lucasovo (1987) vprašanje o stroških, katere investitorju povzroča variabilna rast potrošnje.

Medčasovni potrošni model je ravnotežni, sodi v okvir neoklasične paradigme in predstavlja povezavo med makroekonomsko ter finančno teorijo. Cochrane (2005, xiv) pojasni, da se spoznanja v financah odražajo v makroekonomiji. Presežni donos trga je na primer višji in volatilnejši od kratkoročne obrestne mere, zato je spremembe investicij primerneje pojasnjevati s spremembami presežnega donosa kot pa s spremembami kratkoročne obrestne mere. Teorija loči relativne in absolutnih modele vrednotenja cen premoženja. Relativni modeli vrednotijo tveganost premoženja s tveganostjo drugega premoženja, absolutni modeli pa z makroekonomskimi viri tveganja. Relativni modeli nam zato omogočajo spoznati tveganost premoženja na osnovi tveganosti drugega premoženja, absolutni modeli pa – od kod izvira tveganost premoženja. Slednji se pogosteje uporabljajo v akademskih krogih in imajo pozitivni pristop k ekonomski znanosti. Medčasovni potrošni model je absolutni model in pojasnjuje ravnotežje – dogajanje na trgu po opravljenih vseh investicijskih odločitvah, ko cene že vsebujejo vse popravke za tveganja.

1.2 Namen, cilj in potek raziskave

Spoznati želimo delovanje temeljnega mehanizma, ki oblikuje cene vsakega premoženja. Eden takšnih mehanizmov je medčasovni potrošni model vrednotenja cen premoženja.

Namen raziskave je empirično testirati medčasovni potrošni model: za obdobje med prvim četrtletjem 1996 in zadnjim četrtletjem 2012 smo linearni in nelinearni potrošni model testirali na osnovi slovenskih, madžarskih, slovaških, čeških, nemških in evropskih podatkov. Linearni logaritemski model smo ocenili po vzoru Campbellove (2003) raziskave, nelinearni model pa po vzoru Hansenovih in Singletonovih (1982, 1983) raziskav.

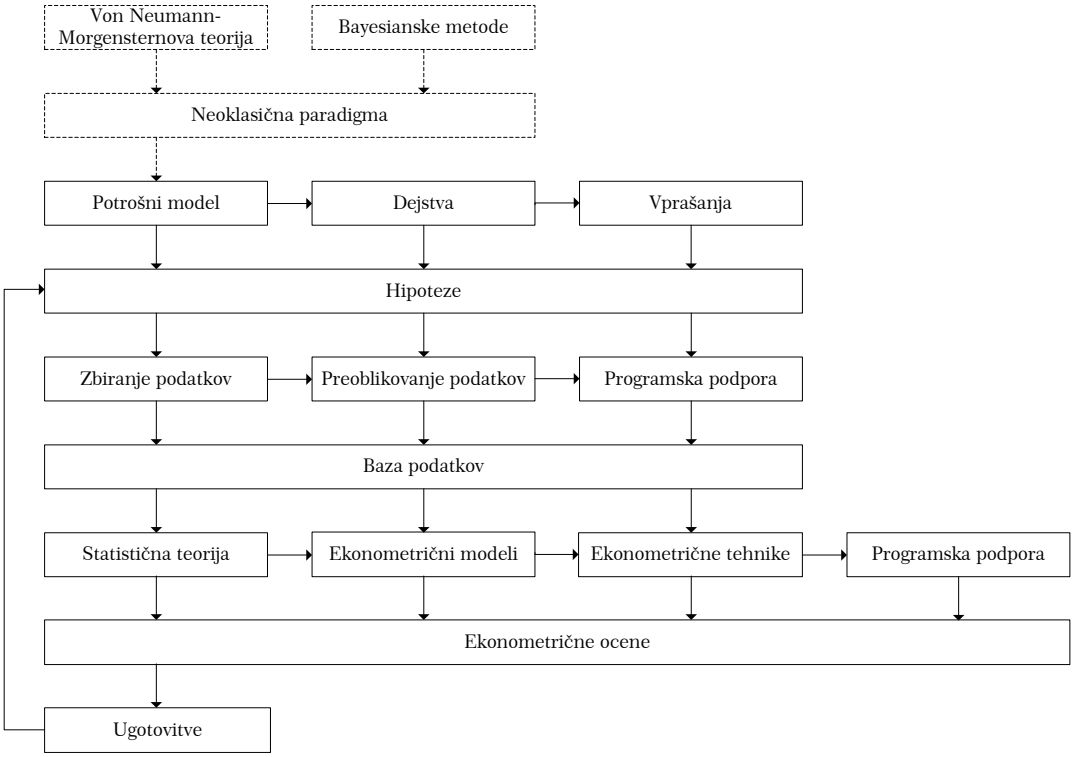
Cilj raziskave je preveriti, ali je medčasovni potrošni model sposoben pojasniti ekonomska dejstva. Natančneje: medčasovni potrošni model ni sposoben pojasniti ekonomskih dejstev, če njegove ocene slovenskih, madžarskih, slovaških, čeških, nemških podatkov izkazujejo Mehrovo in Prescottovo (1985) uganko premije za tveganje in Weilovo (1989) uganko netvegane obrestne mere.

Raziskavo smo opravili v več korakih. V prvem koraku smo izhodiščno znanje o neoklasičnih modelih vrednotenja cen premoženja pridobili iz Cochranove (2005, 2013) knjige in predavanj *Asset pricing* ter iz Campbellove, Lojeve in MacKinlayeve (1997) knjige *The Econometrics of Financial Markets,* izhodiščno znanje iz bayesianskih metod ocenjevanja modelov vrednotenja cen premoženja pa iz Hayashijeve (2000) knjige *Econometric,* Hamiltonove (1994) knjige

Time Series Analysis in Hallove (2011) knjige *Generalized Method of Moments*. V naslednjem koraku smo podrobneje proučili medčasovni potrošni model in se odločili, da model testiramo po vzoru Hansenove ter Singletonove (1982) raziskave *General instrumental variable estimation of nonlinear rational expectation*, Hansenove in Singletonove (1983) raziskave *Stochastic Consumption, Risk Aversion, and Temporal Behavior of Asset* ter Campbellove (2003) raziskave *Consumption-Based Asset Pricing*. Prva raziskava pionirsko uporabi danes široko uveljavljeno posplošeno metodo momentov, tretja raziskava pa med raziskovalci velja za izvrstno poenostavitev nelinearnega medčasovnega modela. V naslednjem koraku smo skladno z zanimanjem, ali je potrošni model sposoben pojasniti ekonomska dejstva (Glej namen in cilj raziskave.) in odgovoriti na enostavna vprašanja (Glej raziskovalno vprašanje raziskave.), postavili hipoteze raziskave in začeli z zbiranjem ter obdelavo podatkov. V zadnjem koraku smo medčasovni potrošni model ekonometrično ocenili, ocene pa primerjali z drugimi raziskovalci in začetno zastavljenimi hipotezami. Potek raziskave prikazujemo na sliki 1.1.

Slika 1.1: Potek raziskave

Črtkane črte ne nakazujejo poteka raziskave, temveč paradigme, na katerih je medčasovni potrošni model vrednotenja cen premoženja grajen. Pomagali smo si s splošno analitičnim programom MS Excel, statističnima programoma STATA in EViews, oblikovalnima programoma MS Viso in Corel.



Vir: Lastni prikazi

1.3 Predpostavke in omejitve raziskave

Testirali bomo dve skupini hipotez. Prva skupina se nanaša na podatke (Glej i in ii.), druga pa na posamične neskladnosti med empiričnimi ocenami potrošnega modela in ekonomsko stvarnostjo (Glej iii in iv.).

i. Vhodni podatki so stacionarni: stacionarnost bomo preverili grafično, z avtokorelacijsko shemo in s testi enotnega korena. Hipotezo bomo zavrnili, če bo absolutna vrednost Dickey-Fullerjevega testa manjša od kritične vrednosti τ-statistike.
ii. Slučajne napake vhodnih podatkov se porazdeljujejo normalno: porazdelitve slučajnih napak bomo preverili grafično, s testi asimetrije in sploščenosti. Hipotezo bomo zavrnili, če bo p-vrednost Jarque-Berovega testa nižja od 0,5.
iii. Uganka premije za tveganje je prisotna: uganka bo prisotna, če bo kovarianca med donosim borznega indeksa s rastjo potrošnjo majhna, potrošni model pa bo za pojasnitev presežnega donosa zahteval nerazumno visok koeficient nenaklonjenosti k tveganju. Hipotezo bomo zavrnili, če bo koeficient relativne nenaklonjenosti tveganju nižji od 10.
iv. Uganka netvegane obrestne mere je prisotna: uganka bo prisotna, če bo tveganju nenaklonjen investitor, ob pozitivni rasti potrošnje in nizki netvegani obrestni meri, zmanjševal trenutno potrošnjo, zaradi česar bo medčasovni potrošni model za pojasnitev presežnega donosa zahteval nerazumno vrednost investitorjeve časovne preference. Hipotezo bomo zavrnili, če bo koeficient časovne preference nižji od 0.

Oblikovali smo štiri skupine predpostavk, in sicer: splošne predpostavke (Glej i.), predpostavke medčasovnega potrošnega modela (Glej ii, iii in iv.) in stohastičnega diskontnega faktorja (Glej v in vi.) ter predpostavki metod ocenjevanja (Glej vii in viii.).

i. Vse ostalo je nespremenjeno (lat. Ceteris paribus): predpostavka bo uporabljena zmeraj, ko bomo med mnogimi povezanimi spremenljivkami proučevali zgolj izbrane spremenljivke.
ii. Obstaja reprezentativna potrošnja: agregatna potrošnja na prebivalca odraža potrošnjo reprezentativnega investitorja. Predpostavka pogojuje obstoj reprezentativnega investitorja in popolnih kapitalskih trgov (Cochrane 2005, 35).
iii. Obstaja reprezentativni investitor: investitor maksimira isoelastično funkcijo koristnosti s koeficientom konstantne relativne nenaklonjenosti tveganju (angl. Constant relative risk aversion coefficient) (Campbell et al. 1997, 305).

iv. Trg kapitala je popoln: prvič – trg vključuje mnogo kupcev in prodajalcev, vsaka transakcija pa je premajhna, da bi vplivala na ceno; drugič – ni transakcijskih stroškov, kapital in dohodek pa nista obdavčena; tretjič – obstaja popolna deljivost premoženja, majhen investitor pa lahko kupi poljubno število enot premoženja; četrtič – investitor dostopa do vseh informacij brezplačno (Levy 2012, 135).

v. Velja zakon ene cene (angl. Law of one price): portfelja z enakim izplačilom x imata enako ceno p, nasprotno arbitraža z nakupom cenejše in s prodajo dražje različice enakega portfelja izenači ceni. Zakon zagotavlja obstoj enkratnega diskontnega faktorja m, ki vrednoti izplačilo vsakega premoženja preko $p = E(mx)$ (Cochrane 2005, 61).

vi. Odsotnost arbitraže (angl. Absence of arbitrage): če je izplačilo prvega enako izplačilu drugega portfelja, občasno pa tudi višje, potem je cena prvega višja od cene drugega portfelja. Odsotnost arbitraže zagotavlja obstoj dosledno pozitivnega diskontnega faktorja, ki vrednoti izplačilo vsakega premoženja preko $p = E(mx)$ (Ibid., 61.).

vii. Donos in potrošnja sta porazdeljena pogojno homoskedastično in logaritemsko normalno: predpostavka omogoča uporabo logaritemske različice potrošnega modela. Predpostavka ni realna, je pa zaradi priročnih statističnih značilnosti koristna, ker omogoča izgradnjo dobre intuitivne osnove za razumevanje naprednejših metod ocenjevanja medčasovnega potrošnega modela (Campbell et al. 1997, 306).

viii. Donos in potrošnja sta stacionarna in ergodična: predpostavka omogoča uporabo posplošene metode momentov. Cenilka je robustna in dopušča avtokorelacijo, heteroskedastičnost ter nenormalno porazdeljevanja donosa in potrošnje (Campbell et al. 1997, 208).

V nadaljevanju smo izpostavili dve omejitvi. Prva omejitev se nanaša na zbiranje podatkov, druga pa na ocenjevanje modela.

i. Podatki so slabo razpoložljivi in pomanjkljivi: ob splošno slabo razpoložljivih finančno ekonomskih podatkih je končna potrošnja gospodinjstev razpoložljiva zgolj na četrtletni frekvenci, kar onemogoča ocenjevanje potrošnega modela na nižjih frekvencah, avkcije trimesečnih zakladnih menic RS pa so neredne, kar zahteva dodatno ocenjevanje manjkajočih obrestnih mer.

ii. Spremenljivke modela so slabo reprezentativne: tržna kapitalizacija borznega indeksa v nobeni državi ne presega ene tretjine vrednosti bruto državnega proizvoda, po Campbellu (2003, 809) pa je borzni indeks reprezentativna spremenljivka državnega premoženja zgolj v visoko kapitaliziranih državah, kjer delež tržne kapitalizacije presega tri četrtine bruto državnega proizvoda.

1.4 Uporabljene metode raziskovanja

V raziskavi se prepletata deskriptivni in analitični pristop, prevladuje pa analitični pristop v samem raziskovanju: deskriptivni pristop je izraziteje prisoten v drugem in tretjem poglavju oziroma pri teoretičnih izhodiščih in metodah ocenjevanja medčasovnega potrošnega modela. Obe poglavji opisujeta (metoda deskripcije) in povzemata spoznanja drugih raziskovalcev (metoda kompilacije), vključujeta pa tudi naša stališča, ki so rezultat posplošenih spoznanj drugih raziskovalcev (metoda indukcije). Analitični pristop je izraziteje prisoten v četrtem poglavju oziroma pri empiričnem testiranju modela.

Znotraj analitičnega pristopa se prepletata deduktivni in induktivni način sklepanja, prevladuje pa induktivni način: stilizirana dejstva oziroma uganki medčasovnega potrošnega modela nakazujeta, da model pomanjkljivo pojasnjuje ekonomsko stvarnost (metoda dedukcije), kar smo preverili empirično na osnovi domačih in tujih podatkov (metoda indukcije). Stacionarnost podatkov smo empirično testirali z modificiranim Dickey-Fullerjevim (1979) testom, medčasovni potrošni model pa z Campbellovim (2003) linearno logaritemskim pristopom in Hansenovo (1982) posplošeno metodo momentov. Po Hallu (2011, 1) je posplošena metoda momentov odpravila posamične slabosti metode največjega verjetja (angl. Maximum likelihood estimation), do nedavnega najboljše znane metode ocenjevanja znotraj Neumann-Morgensternove statistične paradigme.

Ekonomsko stvarnost smo ocenjevali v okviru Neumann-Morgensternove statistične teorije in bayesianskih tehnik ocenjevanja. Nasproti neoklasične paradigme zagovorniki vedenjske teorije dokazujejo, da se ljudje ne odločajo skladno z Neumann-Morgensternovo (1947) verjetnostno teorijo, temveč s Kahneman-Tverskyevo (1979) teorijo pričakovanj[3] in hevrističnim principom (Shefrin 2008, 1-2).

[3] Leta 2002 sta Kahneman in Tversky za teorijo pričakovanj, ki je spodkopala temelje Neumann-Morgensternove statistične teorije in na njej grajene modele vrednotenja cen premoženja, prejela Nobelovo nagrado za ekonomijo.

Poglavje 2

Teoretična izhodišča

Po teoriji vrednotenja cen premoženja je trenutna cena p_t enaka prihodnjemu izplačilu premoženja x_{t+1}, ki je zaradi cene časa in tveganja, upoštevajoč vse trenutno razpoložljive informacije I_t, diskontirano s prihodnjim stohastičnim diskontnim faktorjem m_{t+1}:

$$p_t = E[(m_{t+1}x_{t+1}) \mid I_t]. \tag{2.1}$$

Izhodiščna enačba cene (2.1) je tako splošna, da je mogoče širok spekter modelov vrednotenja cen premoženja razumeti zgolj kot posebne primere njene eksplicitnejše rabe. Naj poudarimo, da sta cena in izplačilo široko opredeljena pojma, po Cochranu (2005, 8) in Smithu ter Wickensu (2002, 399-400) pa podajamo tri pogoste primere.

i. Delnica poseduje ceno p_{t+1} in prinaša dividendo d_{t+1}. Prihodnje izplačilo je $p_{t+1} + d_{t+1}$ in izhodiščna enačba cene $p_t = E[(m_{t+1}x_{t+1}) \mid I_t]$.
ii. Donos premoženja R_{t+1} je sprememba začetnega denarnega vložka. Prihodnje izplačilo je x_{t+1}/p_t in izhodiščna enačba donosa $1 = E[(m_{t+1}R_{t+1}) \mid I_t]$.
iii. Presežni donos R^e_{t+1} je razlika med spremembama začetnega denarnega vložka v tvegano R_{t+1} in netvegano R^f_{t+1} premoženje. Prihodnje izplačilo je $R_{t+1} - R^f_{t+1}$ in izhodiščna enačba presežnega donosa $0 = E[(m_{t+1}R^e) \mid I_t]$.

Po Grossmanu in Shillerju[4] (1981, 222) matematično upanje pogojujejo vse informacije I_t, ki so investitorju dosegljive v času t. Čeprav je investitorjevo obnašanje nenehno pogojeno z razpoložljivimi informacijami, le-teh v nadaljevanju nismo zmeraj eksplicitno zapisali.

Poglavje smo razdelili na dva dela. V prvem delu smo proučili splošne teoretične zakonitosti izhodiščne enačbe (2.1) in stohastičnega diskontnega faktorja, v drugem delu pa medčasovni potrošni model in specifično uporabljen stohastični diskontni faktor.

[4] Leta 2014 je Robert J. Shiller za svoje prispevke, skupaj z Lars P. Hansenom in Eugenom F. Famo, prejel Nobelovo nagrado za ekonomijo.

2.1 Stohastični diskontni faktor

Preden predstavimo medčasovni potrošni model in eksplicitno uporabljen stohastični diskontni faktor, proučimo njegove splošne značilnosti. Natančneje, zanimajo nas minimalne zahteve, ki zagotavljajo obstoj pozitivnega stohastičnega diskontnega faktorja na realnih (nepopolnih) trgih in njegove meje volatilnosti (angl. Volatility bound), ki omogočajo pojasniti donos danega zbira premoženja.

Po Cochranu (2013) pozitivni diskontni faktor pogojuje zakon ene cene in odsotnost arbitraže. Po zakonu ene cene imata dva portfelja z enakim izplačilom enako ceno, nasprotno arbitražna priložnost s prodajo dražje za cenejšo različico enakega portfelja nemudoma izenači ceno. Teorem zagotavlja obstoj diskontnega faktorja, ki ceni vsa izplačila preko $p = E(mx)$. Po teoremu odsotnosti arbitraže ima premoženje A višjo ceno od premoženja B, če je izplačilo premoženja A zmeraj vsaj tako dobro kot izplačilo premoženja B. Teorema zagotavljata obstoj pozitivnega diskontnega faktorja, ki ceni vsa izplačila preko $p = E(mx)$. Sta rezultat dela Rubinsteina (1976), Rossa (1978) in Harrisona ter Krepsa (1979).

2.1.1 Eksistenčni pogoji

Eksistenco stohastičnega diskontnega faktorja pogojujeta zakon ene cene in odsotnost arbitraže, kar rigorozno predstavita Hansen in Richard (1987) v članku *The Role of Conditioning Information in Deducing Testable Restrictions Implied by Dynamic Asset Pricing Models*. Preden pojasnimo minimalne zahteve za obstoj pozitivnega diskontnega faktorja na nepopolnih trgih, proučimo zakonitosti $p = E(mx)$ na popolnih trgih. Po Cochranu (2013) smo uporabili prostorski vektorski pristop (angl. State space approach); za vsako stanje opazovanja pa opredeli vse možne diskontne faktorje m in vsa možna izplačila x. Naj bodo naključne spremenljivke vektorji v prostoru $\mathcal{R}^s$ oziroma splošneje − vektorji v Hilbertovem funkcijskem prostoru L^2:

$$m = [m(1)\, m(2)\, \cdots\, m(S)]' \in \mathcal{R}^s\ (L^2)\,, \tag{2.2}$$

$$x = [x(1)\, x(2)\, \cdots\, x(S)]' \in \mathcal{R}^s\ (L^2).$$

Prostor $\mathcal{R}^s$ ponazarja dogajanje na popolnem trgu, ki za vsa možna stanja $S = (1, 2, \ldots, S)$ zajema vse možne diskontne faktorje in vsa možna izplačila. Vsi vektorji cen ležijo na hiperravninah, ki so ortogonalne (pravokotne) na diskontni faktor. Ker sta diskontni faktor in

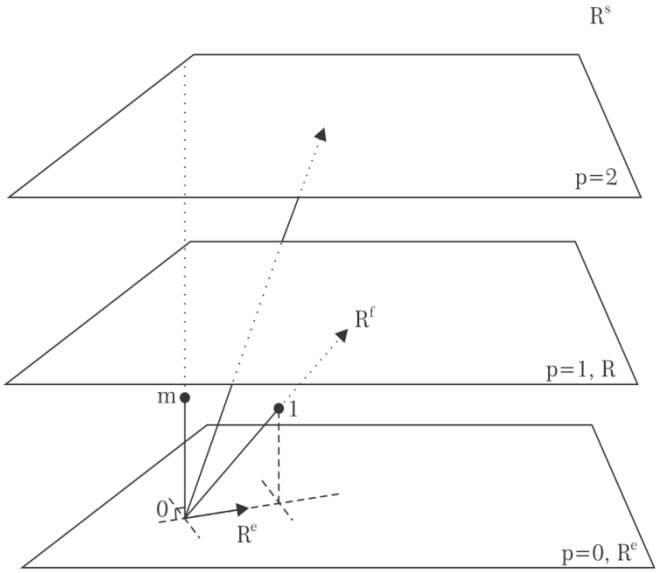
izplačilo vektorja, ceno določa skalarni produkt med njima. Po Cochranu (2005, 57) je skalarni produkt med diskontnim faktorjem in izplačilom enak velikosti projekcije x na m krat m oziroma dolžini $|m|$ krat dolžini $|x|$ krat kosinusu njunega kota θ:

$$p(x) = \sum_{s} m(s)x(s) = m \cdot x = |m| \times |\text{proj}(x|m)| = |m| \times |x| \times \cos(\theta). \tag{2.3}$$

Slika 2.1 prikazuje tri ravnine v prostoru $\mathcal{R}^s$. Ker so ravnine ortogonalne na vektor diskontnega faktorja, vsak vektor izplačil (izplačilo je lahko presežni donos R^e, donos R ali drugi cenovni objekti), ki poteka iz izhodišča na posamično ravnino z vektorjem diskontnega faktorja, tvori enak skalarni produkt oziroma ceno.

Slika 2.1: Dogajanje v prostoru $\mathcal{R}^s$

V S- razsežnostnem vektorskem prostoru hiperravnin so prikazane ravnine cen p =1, p =2 in p =3. Diskontni faktor m je na ravnine ortogonalen, skalarni produkt z izplačilom na enako ravnino zmeraj tvori enako ceno, kar velja za vsako stanje opazovanj $S = (1, 2, \ldots, S)$.



Vir: Lastni prikazi, izhodišče Cochrane (2005, 65 in 86) ter Cochrane (2013)

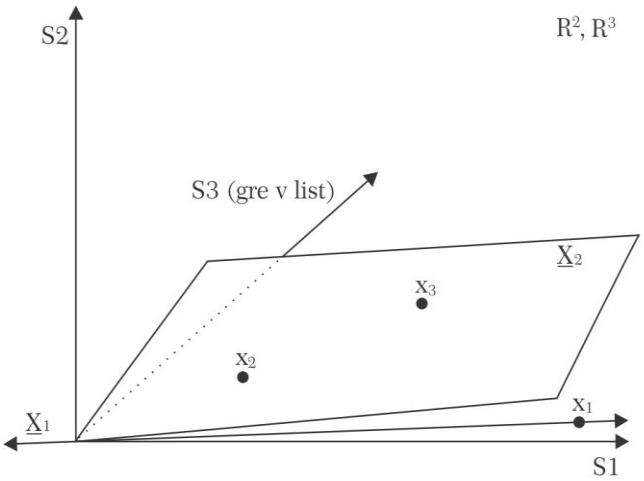
Ravnino $\mathrm{p} = 0$ ustvarja izhodiščna enačba za presežni donos $0 = E(mR^e)$. Ker na tej ravnini ležijo vsi vektorji presežnega donosa, vektor diskontnega faktorja pa je nanjo strogo ortogonalen (z nje izhaja in je na njo pravokoten), velja, da je skalarni produkt med vsakim takšnim presežnim donosom in diskontnim faktorjem enak 0. Ravnino $\mathrm{p} = 1$ ustvarja izhodiščna enačba za donos $1 = E(mR)$. Ker iz izhodišča na to ravnino potekajo vsi vektorji donosa, vektor diskontnega faktorja pa je nanjo ortogonalen, je skalarni produkt med vsakim

takšnim vektorjem donosa in vektorjem diskontnega faktorja enak 1. Podobno skalarni produkt med vsakim vektorjem izplačila na ravnino $\mathrm{p} = 2$ in vektorjem diskontnega faktorja zmeraj tvori ceno 2. Po Cochranu (2013) označimo še izplačilo, ki je enako 1 v vseh stanjih opazovanj S. Če netvegano izplačilo podaljšamo do ravnine $\mathrm{p} = 1$ postane netvegana obrestna mera R^f (netvegana obrestna mera je nekoliko večja od 1). Prostor $\mathcal{R}^s$ ponazarja dogajanje na popolnih trgih; v realnosti pa trgi niso popolni, ker nikjer ni mogoče najti kupca, ki bi kupil vsako izplačilo, ki bi ga želeli prodati.

Omejen prostor izplačil $\underline{X}$ ponazarja dogajanje na nepopolnem trgu oziroma v podprostoru $\mathcal{R}^s$. Slika 2.2 prikazuje dva primera omejenega prostora izplačil $\underline{X}$ oziroma prostor $\underline{X}_1$ z enim osnovnim izplačilom x_1 in prostor $\underline{X}_2$ z dvema osnovnima izplačiloma x_2 in x_3. Z različno količino izplačila x_1 investitor doseže katero koli točko na premici $\underline{X}_1$, z linearnim kombiniranjem izplačila x_2 in x_3 pa katero koli točko na ravnini $\underline{X}_2$. Investitor se z oblikovanjem portfelja prosto giblje po premici oziroma ravnini, ker pa je trg omejen, ne more s premice oziroma z ravnine.

Slika 2.2: Dogajanje v prostoru R^2 in R^3

Osnovno izplačilo x_1 v prostoru $\mathcal{R}^2$ in osnovna izplačila x_2 in x_3 v prostoru $\mathcal{R}^3$ prikazujemo na eni sliki. Če bi omejena prostora izplačil $\underline{X}_1$ in $\underline{X}_2$ prikazali ločeno, bi prvič prikazali premico $\underline{X}_1$, razpeto med dve stanji opazovanj S_1 in S_2, drugič pa ravnino $\underline{X}_2$, razpeto med tri stanja opazovanj S_1, S_2 in S_3.



Vir: Lastni prikazi, izhodišče Cochrane (2005, 63) in Cochrane (2013)

Cochrane (2005, 62-64) pojasni, da zakon ene cene zahteva prosto oblikovanje portfelja in linearnost funkcije cene. Investitor prosto oblikuje portfelj, ko z linearnim kombiniranjem enega oziroma dveh premoženj doseže katero koli točko na omejenem prostoru $\underline{X}_1$ oziroma $\underline{X}_2$.

Za izplačilo x_1 formalno velja $x_1 \in \underline{X}_1 \Longrightarrow ax_1 \in \underline{X}_1$ za kateri koli realni a, za izplačila x_2, x_3 pa $x_2, x_3 \in \underline{X}_2 \Longrightarrow ax_2 + bx_3 \in \underline{X}_2$ za kateri koli realni a in b. Funkcija cene je linearna, ko investitor s prepakiravanjem portfelja ne ustvari vrednosti, kar formalno zapišemo $p(ax_1 + bx_2) = ap(x_1) + bp(x_2)$. Torej če lahko investitor na nepopolnem trgu prosto oblikuje portfelj, prepakiravanje portfelja pa ne doda vrednosti, obstaja unikatni (enkratni) diskontni faktor $m \in \underline{X}$, ki preko $p = E(mx)$ ceni vsak $x \in \underline{X}$.

Kaj natančno pomeni pojem »odsotnost arbitraže«? Cochrane (2013) pojasni, da ljudje običajno pojem arbitraže povezujejo z zaslužkom, ki ga investitor doseže z netveganim nakupom premoženja po nizki in s prodajo po visoki ceni. V naši raziskavi je takšen zaslužek krit z odmiki od zakona ene cene. Cochrane (2005, 67-70) doda, da prostor izplačil $\underline{X}$ in funkcija $p(x)$ ne dopušča arbitražne priložnosti, ko ima vsako izplačilo x, ki je zmeraj nenegativno $x \geq 0$ oziroma pozitivno $x > 0$, s pozitivno verjetnostjo $\pi > 0$, pozitivno ceno $p(x) > 0$. Naj navedemo primer. Loterijska srečka, kjer vemo, da ne moremo izgubiti denarja ($x \geq 0$), morda pa ga lahko dobimo ($\pi > 0$), mora imeti pozitivno ceno ($p(x) > 0$). Odsotnost arbitraže v naši raziskavi pomeni, da ima portfelj, ki morda prinaša pozitivno izplačilo, gotovo pa ne izgube, pozitivno ceno. Če torej velja zakon ene cene, arbitraža pa ni mogoča, obstaja striktno pozitivni diskontni faktor $m > 0$, ki preko $p = E(mx)$ ceni vsak $x \in \underline{X}$. Dodajmo, da popolni trg zagotavlja unikatno (enkratno) pozitivni diskontni faktor, na nepopolnem trgu pa je dosledno pozitivnih diskontnih faktorjev lahko več.

2.1.2 Volatilnostne meje

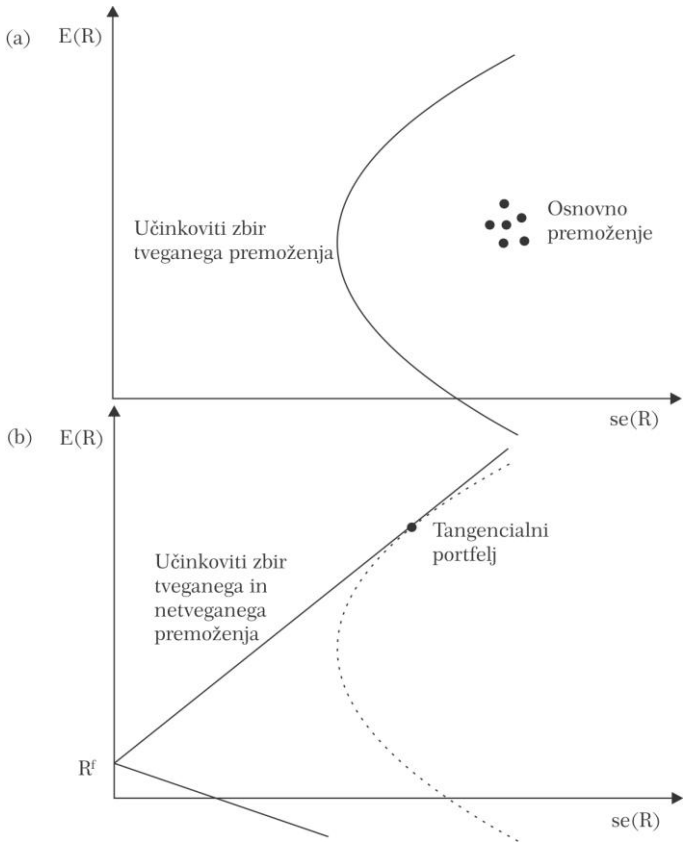
Čeprav je meje volatilnosti stohastičnega diskontnega faktorja pojasnil že Shiller (1982) v članku *Consumption, Asset Markets and Macroeconomic Fluctuation*, sta meje volatilnosti splošneje opredelila šele Hansen in Jagannathan (1991) v članku *Implications of Security Market Data for Models of Dynamic*. Hansenov in Jagannathanov (1991, 226) pristop je splošen, hkrati pa veljavnost pogojuje zgolj zakon ene cene (portfelji z enakim izplačilom imajo enako ceno) in odsotnost arbitraže (nenegativna izplačila, ki so pozitivna, imajo s svojo pozitivno verjetnostjo pozitivno ceno).

Hansen-Jagannathanova meja je najnižja volatilnostna meja stohastičnega diskontnega faktorja, ki je še konsistentna z donosom danega zbira premoženja (Campbell et al. 1997,

296). Volatilnostna meja je tesno povezana z učinkovitim zbirom premoženja, ki ga običajno[5] ponazorimo z diagramom srednje vrednosti $E(R)$ in standardnega odklona $\sigma(R)$. Oblikovanje učinkovitega zbira prikazujemo na sliki 2.3.

Slika 2.3: Oblikovanje učinkovitega zbira premoženja

Slika (a) prikazuje osnovno tvegano premoženje, iz katerega oblikujemo portfelje. Vsi možni portfelji se nahajajo na hiperboličnem učinkovitem zbiru tveganega premoženja in desno od njega, vsi možni učinkoviti portfelji pa zgolj na hiperboličnem učinkovitem zbiru. Sliki (b) smo dodali netvegano premoženje, ki ga kombiniramo s tveganim premoženjem. Vsi možni portfelji so zdaj na širšem klinastem učinkovitem zbiru tveganega in netveganega premoženja ter desno od njega, vsi možni učinkoviti portfelji pa zgolj na klinastem učinkovitem zbiru. V prostoru srednje vrednosti $E(R)$ in standardnega odklona $se(R)$ učinkoviti zbir tveganega in netveganega premoženja ponazarja povezava med netveganim premoženja in tangencialnim portfeljem.



Vir: Lastni prikazi, izhodišče Campbell et al.(1997, 186-189), Cochrane (2005, 81) in Cochrane (2013)

[5] Cochrane (2005, 84-88 in 92-97) ter Cochrane (2013) alternativno gradi učinkovit zbir premoženja in volatilnostno mejo z ortogonalno dekompozicijo v dinamičnem vektorskem prostoru. Ker učinkovit zbir ni neposreden predmet naše raziskave, poglavja pa nismo želeli dodatno razširiti, smo učinkovit zbir in volatilnostne meje diskontnega faktorja ponazorili v okornejšem klasičnem prostoru srednje vrednosti in standardnega odklona donosa premoženja.

Po Cochranu (2005, 81) učinkoviti zbir pomembno oblikujeta korelacija med osnovnim tveganim premoženjem in prisotnost netveganega premoženja. Nižja korelacija poveča ostrost oblike učinkovitega zbira, saj majhno povečanje donosa zahteva veliko dodatnega standardnega odklona, prisotnost netveganega premoženja pa hiperbolično oblikovan učinkoviti zbir spremeni v klinasto oblikovan učinkoviti zbir premoženja.

Po Campbellu et al. (1997, 184-188) je učinkoviti zbir rešitev problema minimiziranja standardnih odklonov pri konstantnih donosih premoženja, kar grafično ponazarja portfelje, ki se pri enaki srednji vrednosti donosov nahajajo skrajno levo na skali standardnega odklona (na učinkovitem zbiru). Če točko netveganega premoženja povežemo s tangento na učinkoviti zbir tveganega premoženja (portfelj na tej točki imenujemo tangencialni portfelj), dobimo klinasti učinkoviti zbir tveganega in netveganega premoženja, čigar naklon je enak maksimalnemu Sharpovemu razmerju (razmerje med srednjo vrednostjo in standardnim odklonom donosa). Po Hansenu in Jagannathanu (1991, 228) učinkoviti zbir odraža čudovito dvojnost s Hansen-Jagannathanovo mejo (glej sliko 2.4). Po Cochranu (2005, 92-94) je učinkoviti zbir vseh diskontnih faktorjev povezan z učinkovitim zbirom portfeljev preko

$$\frac{\sigma(\mathrm{m})}{\mathrm{E}(\mathrm{m})} \geq \frac{|\mathrm{E}(\mathrm{R}^{\mathrm{e}})|}{\sigma(\mathrm{R}^{\mathrm{e}})}. \tag{2.4}$$

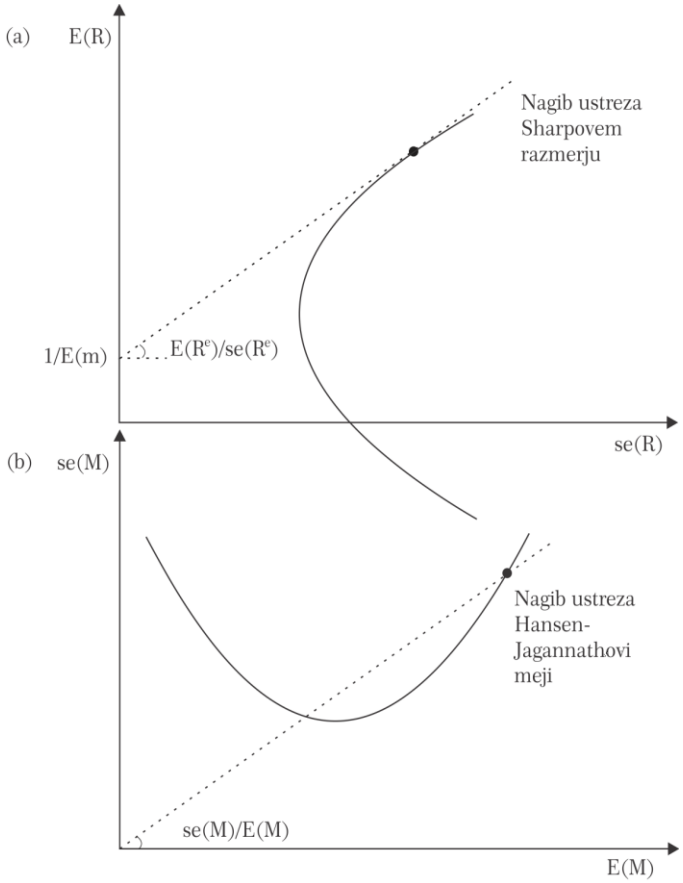
Sharpovo razmerje $|\mathrm{E}(\mathrm{R}^{\mathrm{e}})|/(\mathrm{R}^{\mathrm{e}})$ je torej enako ali manjše od nagiba Hansen-Jagannathanove meje $\sigma(\mathrm{m})/\mathrm{E}(\mathrm{m})$. Višje kot je Sharpovo razmerje, ožja je Hansen-Jagannathanova meja:

$$\min_{\text{za vsak m, ki ceni x}\in\underline{\mathrm{X}}} \frac{\sigma(\mathrm{m})}{\mathrm{E}(\mathrm{m})} = \max_{\text{za vsak donos R}^{\mathrm{e}}\text{ v }\underline{\mathrm{X}}} \frac{\mathrm{E}(\mathrm{R}^{\mathrm{e}})}{\sigma(\mathrm{R}^{\mathrm{e}})}.$$

Čeprav se bomo z razgradnjo $p = E(mx)$ izdatneje ukvarjali v naslednji točki, pa le povejmo, da je donos netveganega premoženja $R^f = 1/E(m)$, ker izhodiščna enačba za donos $1 = E(mR^i)$ po razgrajeni kovariance postane $1 = E(mR^f) = E(m)E(R^f) + cov(m, R^f)$, velja pa $cov(m, R^f) = 0$. Če povečamo netvegano obrestno mero $1/E(m)$, se nagib tangente na hiperbolični zbir zmanjša, Hansen-Jagannathanova meja pa se zoži. Ko še višja netvegana obrestna mera $1/E(m)$ premakne tangento v položaj, ko doseže najvišjo točko na hiperboličnem zbiru, Hansen-Jagannathanova meja doseže minimum. Oblikovanje Hansen-Jagannathanove meje prikazujemo na sliki 2.4.

Slika 2.4: Oblikovanje Hansen-Jagannathanove mere

Slika (a) prikazuje hiperbolični učinkovit zbir premoženja, slika (b) pa Hansen-Jagannathanovo mejo. Na sliki (b) sta osi zamenjani, ker srednjo vrednost diskontnega faktorja spreminjamo eksogeno, opazujemo pa prilagajanje standardnega odklona.



Vir: Lastni prikazi, izhodišče Campbell et.al.(1997, 299), Cochrane (2005, 93) in Cochrane (2013)

2.2 Medčasovni potrošni model

Medčasovni potrošni model je delo več avtorjev, še posebej pa velja izpostaviti Rubinsteinov (1976) prispevek v članku *The Valuation of Uncertain Income Streams and the Price of Options*, Lucasovega (1978) v članku *Asset Prices in an Exchange Economy* in Breednovega (1979) v članku *An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities*. Po Kocherlakoti (1996, 42-43) medčasovni potrošni model združi investitorje v Lucas-Breednovega reprezentativnega investitorja, ki na osnovi agregatne rasti potrošnje na prebivalca in donosa premoženja reši medčasovni problem izbire. Po Cochranu (2005, 3) se izkaže, da tveganost premoženja določa kovarianca med marginalno koristjo od

potrošnje in izplačilom premoženja. Investitorjeve občutke zajema marginalna korist od potrošnje; ker pa je ta visoka, ko je celotna potrošnja nizka, in nizka, ko je celotna potrošnja visoka, je tudi celotna potrošnja pomemben indikator.

Poglavje je sestavljeno iz treh delov, vsak del pa enačbo $p = E(mx)$ eksplicitneje opredeli. Začeli smo z medčasovnim problemom izbire in isoelastično funkcijo koristnosti, končali pa z linearno poenostavitvijo medčasovnega potrošnega modela.

2.2.1 Medčasovni problem izbire

Reprezentativni investitor se nenehno sooča s simultano odločitvijo, koliko potrošiti danes in koliko v prihodnje, ter hkrati s tem: koliko privarčevati danes in koliko v prihodnje. Po Gouriou (2010, 5) investitor pri pogojih $(p.p.)$ trenutne C_t in prihodnje C_{t+1} potrošnje maksimira naslednjo funkcijo koristnosti:

$$\max_{\{\xi\}} u(C_t) + E_t[\beta u(C_{t+1})] \quad p.p. \tag{2.5}$$

$$C_t = e_t - p_t\xi,$$
$$C_{t+1} = e_{t+1} + x_{t+1}\xi.$$

Izhodiščni obseg potrošnje je e, želen obseg premoženja ξ, subjektivni diskontni faktor pa β. Nakup premoženja ξ po ceni p_t zmanjša trenutno potrošnjo C_t, prodaja izplačila x_{t+1} premoženja ξ pa poveča prihodnjo potrošnjo C_{t+1}. Upoštevamo omejitve in zapišemo Eulerjev prvostopenjski pogoj za optimalno potrošnjo in portfeljsko izbiro:

$$p_t u'(C_t) = E[\beta u'(C_{t+1})x_{t+1}]. \tag{2.6}$$

Po Cochranu (2005, 5) pojasnimo dobljene pogoje ravnotežja: $p_t u'(C_t)$ meri izgubo koristi od trenutne potrošnje C_t, zaradi nakupa dodatne enote premoženja ξ, $E[\beta u'(C_{t+1})x_{t+1}]$ pa prirast pričakovane, diskontirane koristi, zaradi višje prihodnje potrošnje C_{t+1} na račun prodaje dodatne enote premoženja ξ. Investitor trguje s premoženjem ξ, dokler marginalna korist ni enaka marginalni izgubi. Množenje (2.6) z $u'(C_{t+1})$ da eksplicitnejša raba $p = E(mx)$:

$$p_t = E\left[\beta \frac{u'(C_{t+1})}{u'(C_t)} x_{t+1}\right]. \tag{2.7}$$

Campbell et al. (1997, 294) razlaga, da dobljen stohastični diskontni faktor $\beta\big(u'(C_{t+1})/u'(C_t)\big)$ imenujemo cenovno jedro (angl. Pricing kernel) oziroma marginalna stopnja substitucije, ker

odraža investitorjevo pripravljenost, da zamenja trenutno C_t za prihodnjo C_{t+1} potrošnjo. Po Cochranu (2005, 13) uporabimo razgradnja kovariance $cov(m,x) = E(mx) - E(m)E(x)$ in še eksplicitneje zapišemo $p = E(mx)$:

$$p_t = \frac{E[x_{t+1}]}{R_t^f} + \frac{cov[\beta u´(C_{t+1}), x_{t+1}]}{u´(C_t)}. \tag{2.8}$$

Po Cochranu (2013) ima dobljena enačba cene dva dela. Prvi – idiosinkratični del odraža ceno časa, drugi – sistematični del pa ceno tveganja. Netvegano izplačilo ni korelirano s potrošnjo in je kovarianca med potrošnjo ter diskontnim faktorjem nič. Tvegano premoženje je korelirano s potrošnjo, popravek za tveganje pa predstavlja drugi del enačbe. Po Cochranu (2005, 13-15) poudarimo, da cene premoženja ne določa varianca izplačila, temveč kovarianca med izplačilom in potrošnjo. Investitor ne mara negotove potrošnje in je za izplačilo, ki povečuje volatilnost potrošnje, pripravljen plačati manj kot za izplačilo, ki zmanjšuje volatilnost potrošnje. Premoženje z visokim izplačilom v času visoke potrošnje (nizke marginalne koristi) in nizkim izplačilom v času nizke potrošnje (visoke marginalne koristi) bogati investitorja, ko je že »bogat«, in siromaši, ko je že »reven«. Ekstremno nasprotni primer je zavarovanje. Ker izplačilo dospe, ko je potrošnja skrajno nizka (skrajno visoka marginalna korist), je investitor zadovoljen z nakupom zavarovalne police, pa čeprav mu hiša verjetno nikdar ne bo pogorela. Ker v empiričnem delu izplačilo premoženja merimo z donosom, komentirajmo še donosu prilagojeno dvodelno enačbo cene:

$$E_t\left[R_t^i\right] = R_t^f - \frac{cov\left[u´(C_{t+1}), 1 + R_{t+1}^i\right]}{E_t[u´(C_{t+1})]}. \tag{2.9}$$

Donos premoženja je sestavljen iz netvegane obrestne mere in popravka za tveganje. Pričakovani donos premoženja bo višji, čim višja bo kovarianca med pričakovanim donosom in potrošnjo. Premoženje z visoko kovarianco bo imelo pogosteje visok donos, ko bo marginalna korist od potrošnje nizka (in bo potrošnja visoka), in nizek donos, ko bo marginalna korist od potrošnje visoka (in bo potrošnja nizka). Visoka kovarianca torej povečuje volatilnost potrošnje, zato bo investitor zahteval višji donos za nakup takšnega premoženja (Ibidem).

Po Cochranu (2013) pojasnimo dve dejstvi. Prvo: enačbe opisujejo ravnotežje in investitorja po sistematično izvedenih vseh želenih nakupih premoženja ξ. Zdaj investitor opazuje izplačilo x_{t+1} in ceno p_t, z nakupom ali s prodajo premoženja pa morebitni neskladnosti takoj prilagodi potrošnjo $u´(C_{t+1})/u´(C_t)$. Če je cena p_t prenizka, investitor kupi premoženje ξ, zniža trenutno potrošnjo C_t in poveča prihodnjo potrošnjo C_{t+1}, kar prilagodi izplačilo x_{t+1} in dvigne

ceno p_t v ravnotežje. In drugo dejstvo je, da enačbe opisujejo marginalne nakupe ali prodaje premoženja (na primer za 1 evro). Če bi investitor opravil velik nakup ali prodajo premoženja (na primer za 1 milijon evrov), ravnotežna enačba ne bi bila več veljavna.

2.2.2 Isoelastična funkcija koristnosti

Koristnost potrošnje v razmerah tveganja pogosto analiziramo z Neuman-Morgensternovo isoelastično funkcijo koristnosti s koeficientom konstantne relativne nenaklonjenosti tveganju oziroma Arrow-Prattovim koeficientom nenaklonjenosti tveganju, ker sta ga Arrow (1971) v članku *Essays in the Theory of Risk Bearing* in Pratt (1964) v članku *Risk Aversion in the Small and in the Large* prva pojasnila. Isoelastična funkcija koristnosti bo imela naslednjo obliko in značilnosti:

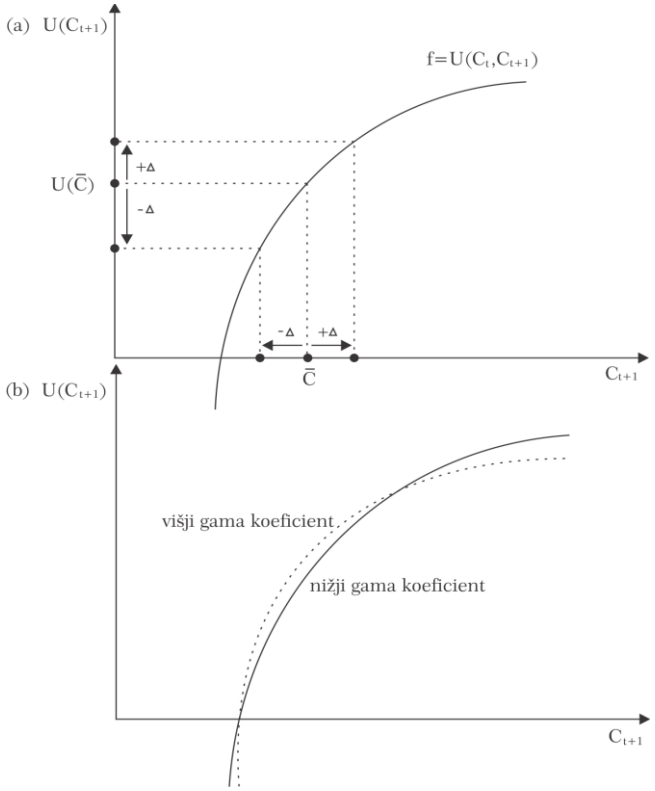
$$U(C_t) = \begin{cases} \dfrac{C_t^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} & \gamma > 0, \quad \gamma \neq 1 \\ \ln(C_t) & \gamma = 1 \end{cases} . \tag{2.10}$$

Po Bernoulliju (1954) je limita, ko gre $\gamma \to 1$, logaritemska funkcija koristnosti $U(C_t) = \ln(C_t)$. Investitorjeve občutke zajema marginalna korist, priročno pa je izračunati odvod isoelastične funkcije po potrošnji $U'(C_t) = C_t^{\gamma}$. Po Cochranu (2013) funkcija preprosto in konsistentno odraža dejstvo, da investitor preferira takojšno potrošnjo in manj tvegano premoženje. Poglejmo sliko 2.5 in se vprašamo, kako investitor občuti pridobitev Δ premoženja in kako izgubo Δ premoženja.

Za poudarek enake verjetnosti pridobitve ali izgube premoženja naj investitor preprosto stavi na eno od strani kovanca. Dobitek prihodnjo potrošnjo in njeno korist poveča za $+\Delta$, izguba pa prihodnjo potrošnjo in njeno korist zmanjša za $-\Delta$. Potencialna korist je očitno manjša od potencialne izgube (Cochrane 2013) (odsek $+\Delta$ potrošnje na abscisni je večji kot odsek $+\Delta$ koristi potrošnje osi na ordinatni osi). Zakaj? Ker konkavnost krivulje odraža dejstvo, da vsaka dodatna enota obstoječemu premoženju prinese manj koristi, investitor pa po Cochranu (2013) občuti izgubo intenzivneje, kot občuti dobitek [opozori že Bernoulli (1954)]. Intenzivnost investitorjevih občutkov določa koeficient nenaklonjenosti tveganju γ, ki določa konkavnost krivulje (Glej sliko 2.5 b.). V klasičnem medčasovnem potrošnem modelu je koeficient γ reciprok koeficienta elastičnosti medčasovne substitucije ψ – investitorjeva visoka nenaklonjenost tveganju je enaka investitorjevi nepripravljenosti na medčasovno substitucijo potrošnje.

Slika 2.5: Investitorjeva nenaklonjenost tveganju

Slika (a) prikazuje spremembo prihodnje celotne potrošnje C_{t+1} in njene koristi $U(C_{t+1})$, in sicer zaradi dobitka oziroma izgube stave na eno od strani kovanca. Slika (b) prikazuje višjo konkavnost krivulje zaradi višjega γ.



Vir: Lastni prikazi, izhodišče Bernoulli (1954, 26) in Cochrane (2013)

Po Campbellu et al. (1997, 305), Carmichaelu (1998, 7-8) in Cochranu (2013) ima (2.10) več zanimivih lastnosti. (i) Omogoča nevtralno naklonjenosti tveganju ($\gamma = 0$) in logaritmične poenostavitve. (ii) Po obsegu je invariantna oziroma rezistentna na prilagajanje velikosti premoženja. (iii) Podpira agregiranje investitorjev v posamičnega investitorja. Hall (1988, 344) ob prikladnih lastnostih dvomi v tako rigidno povezavo med koeficientom nenaklonjenosti tveganju in elastičnostjo medčasovne substitucije ($\psi = 1/\gamma$). Ob tem nenaklonjenost tveganju obstaja le v razmerah negotovosti, medčasovna substitucija pa tudi v razmerah popolne gotovosti. Epstein in Zin (1989, 1991) ter Weil (1989) prvi ločijo rigidno povezavo med γ in ψ, ohranijo pa po obsegu invariantno funkcijo. Uporabimo priročni odvod funkcije $U'(C_t) = C_t^{\gamma}$ in v prejšnjem poglavju izpeljan $m = \beta\big(U'(C_t)/U'(C_t)\big)$, enačbo $p = E(mx)$ pa zapišimo, kot sta jo prva zapisala Grosman in Shiller (1981, 224):

$$p_t = E\left[\beta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma} x_{t+1}\right]. \tag{2.11}$$

Nelinearna enačba cene je eksplicitnejša raba (2.7). Če po Cochranu (2013) pri danem naključnem izplačilu x_{t+1}, diskontnem faktorju β in koeficientu nenaklonjenosti tveganju γ preverimo investitorjevo potrošnjo, vemo, kakšno ceno p_t bo investitor pripravljen plačati za izplačilo x_{t+1}. Ker v raziskavah pogosto uporabljamo donos, smo enačbo (2.11) prilagodili še razmeram, ko je cena 1, izplačilo pa je donos:

$$1 = E\left[\beta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma}\left(1 + R_{t+1}^i\right)\right]. \tag{2.12}$$

V nadaljevanju smo predpostavili homoskedastično in logaritemsko normalno porazdelitev donosa in potrošnje, medčasovni potrošni model pa proučili v linearno logaritemski obliki. Po Campbellu et al. (1997, 306) je poenostavitev koristna, ker omogoča izgradnjo dobre intuitivne osnove za razumevanje naprednejših metod ocenjevanja medčasovnega potrošnega modela.

2.2.3 Linearno logaritemski pristop

Leta 1983 sta Hansen in Singleton predpostavila homoskedastično in logaritemsko normalno porazdelitev donosa ter potrošnje, linearno poenostavljeno isoelastično funkcijo pa pojasnila v članku *Stochastic Consumption, Risk Aversion, and Temporal Behaviour of Asset Returns*. Campbell et al. (1997, 1998, 2003) je v knjigi *The Economics of Financial Markets*, članku *Asset prices, consumption, and the business cycle* in zbirki *Handbook of the Economics for Finance* uporabil njuna izhodišča, linearno logaritemski medčasovni potrošni model pa podrobneje teoretično in empirično pojasnil.

Po Campbellu (2003, 810) ima logaritemsko normalna naključna spremenljivka X priročno lastnost: $\log E_t[X] = E_t[\log X] + 1/2\, Var_t[\log X]$, kjer je $Var_t[\log X] \equiv E_t[(\log X - E_t[\log X])^2]$, dodatno homoskedastična X pa $Var_t[\log X] = E_t[(\log X - E_t[\log X])^2] = Var_t\big[\log X - E_t[\log X]\big]$. Predpostavimo logaritemsko normalno in homoskedastično porazdelitev donosa ter potrošnje in logaritmiramo izhodiščno enačbo za donos $1 = E(m_{t+1}R_{t+1})$:

$$0 = E_t r_{i,t+1} + E_t m_{t+1} + \left(\frac{1}{2}\right)[\sigma_i^2 + \sigma_m^2 - 2\sigma_{im}]. \tag{2.13}$$

Stohastični diskontni faktor $m_t = \log M_t$, donos $r_{i,t} = \log(1 + R_t)$, varianca donosa $\sigma_i^2 = Var\big(r_{i,t+1} - E_t r_{i,t+1}\big)$, varianca stohastičnega diskontnega faktorja $\sigma_m^2 = Var(m_{t+1} - E_t m_{t+1})$,

kovarianca med $r_{i,t}$ in m_t pa $\sigma_{im} = Cov(r_{i,t+1} - E_t r_{t+1},\ m_{t+1} - E_t m_{t+1})$. Uporabimo (2.13) za zapis logaritemske različice (2.9):

$$E_t[r_{i,t+1} - r_{f,t+1}] + \frac{\sigma_i^2}{2} = -\sigma_{im}. \tag{2.14}$$

Po Campbellu (2003, 816) je polovica varianca na levi strani (2.14) Jensenova neenakost (angl. Jensen's inequality), ki je odraz uporabe logaritmov, pretvarja pa pričakovani presežni donos iz geometričnega v aritmetično povprečje. Presežni donos je visok, ko je nizka kovarianca med donosom in stohastičnim diskontnim faktorjem. Izhajajoče iz Campbellu (2003, 819-820), ima takšno premoženje pogosteje visok donos, ko je investitorjeva marginalna korist od potrošnje nizka, in nizek donos, ko je marginalna korist od potrošnje visoka. Marginalna korist je nizka, ko je celotna potrošnja visoka, in visoka, ko je celotna potrošnja nizka. Premoženja z nizko kovarianco σ_{im} torej povečuje volatilnost potrošnje, investitor pa zahteva visoko premijo za tveganje. Nadalje uporabimo (2.13) in zapišemo logaritemsko različico (2.9) za donos netveganega premoženja r_f (korelacija med r_f in m_t je nič, zato je nič tudi kovarianca σ_{fm})

$$r_{f,t+1} = -E_t m_{t+1} - \frac{\sigma_m^2}{2}. \tag{2.15}$$

Ponovno predpostavimo logaritemsko normalno in homoskedastično porazdelitev donosa in logaritmiramo (2.12):

$$0 = E_t r_{i,t+1} + log\delta - \gamma E_t \Delta c_{t+1} + \left(\frac{1}{2}\right)[\sigma_i^2 + \gamma^2 \sigma_c^2 - 2\gamma\sigma_{ic}]. \tag{2.16}$$

Logaritmirani stohastični diskontni faktor $m_{t+1} = \log(\delta) - \gamma\Delta c_{t+1}$ potrošnja pa $c_t = \log C_t$. Uporabimo (2.16) in pojasnimo razširjeno različico (2.14):

$$E_t[r_{i,t+1} - r_{f,t+1}] + \frac{\sigma_i^2}{2} = \gamma\sigma_{ic}\ . \tag{2.17}$$

Po Campbellu (2003, 804) je presežni donos pojasnjen s količino in ceno tveganja. Količina tveganja je določena s kovarianco med donosom premoženja in potrošnjo σ_{ic}, cena tveganja pa s koeficientom γ. Tveganju nenaklonjen investitor zahteva za premoženje, čigar donos se giblje prociklično s potrošnjo, višjo premijo kot za premoženje, čigar donos se giblje kontraciklično s potrošnjo. Tveganju bolj nenaklonjen investitor zahteva še višjo ceno za prevzem tveganja. Z enačbo (2.17) smo v empiričnem delu testirali uganko premije za tveganje, ki nastane, ko je kovarianca σ_{ic} premajhna in je presežni donos mogoče pojasniti zgolj z nerazumno visokim

koeficientom γ. Ponovno uporabimo (2.16) in z razširjeno različico (2.15) pojasnimo dejavnike, ki oblikujejo obrestne mere:

$$r_{f,t+1} = -log\delta + \gamma E_t \Delta c_{t+1} - \frac{\gamma^2 \sigma_c^2}{2}. \tag{2.18}$$

Po Cochranu (2013) obrestne mere oblikujejo trije dejavniki. (i) $-log\delta$ odraža investitorjevo nepotrpežljivost [Campbell (1997, 309) $-log\delta$ imenuje stopnja časovne preference]. Nepotrpežljivi investitor za preložitev trenutne potrošnje zahteva visoko obrestno mero. (ii) V času visokih obrestnih mer investitor preloži današnjo potrošnjo, investira in poveča prihodnjo potrošnjo. Visoke obrestne mere torej znižujejo trenutno potrošnjo in povečajo rast prihodnje potrošnje. Obrestne mere so občutljivejše na rast potrošnje, ko je γ višji in je elastičnost medčasovne substitucije $1/\gamma$ nižja. (iii) Previdnostno varčevanje $-(\gamma^2 \sigma_c^2/2)$. Višja variabilnost potrošnje povečuje negotovost, zaradi česar investitor skladno s koeficientom γ poveča varčevanje in zniža obrestne mere. Z enačbo (2.18) smo v empiričnem delu testirali uganko netvegane obrestne mere, ki nastane [po Campbellu (2003, 822-823) za trenutek ne upoštevamo previdnostnega varčevanja], ko visok koeficient γ ustvari tudi visok zmnožek $\gamma E_t \Delta c_{t+1}$, nizko netvegano obrestno mero pa je zato mogoče pojasniti zgolj z nizko ali celo negativno časovno preferenco.

Poglavje 3

Metode ocenjevanja

Nelinearni medčasovni potrošni model smo ocenili po dveh pristopih: najprej smo predpostavili homoskedastično in logaritemsko normalno porazdelitev donosa premoženja ter rasti potrošnje, linearno logaritemski model pa smo točkovno ocenili po Campbellu (2003); nato smo nerealni predpostavki opustili – donos premoženja se običajno ne porazdeljuje normalno, varianca pa je heteroskedastična – nelinearni model pa ocenili s Hansenovo (1982) posplošeno metodo momentov.

Osnova ideja posplošene metode momentov je cenitev parametrov na način, da se model kar najboljše prilega vzorčnim podatkom. Ortogonalne pogoje (pogoje momentov) določi raziskovalec skladno s problemom, ki ga proučuje, relativno pomembnost posamičnega pogoja pa ovrednoti tehtana matrika. Metoda je tako splošna, da je mogoče številne druge cenilke, kot na primer metodo najmanjših kvadratov, metodo instrumentalnih spremenljivk, dvostopenjsko metodo momentov razumeti zgolj kot njene posebne primere. Metoda je še posebej koristna v primerih, ko potrebujemo robustne ocene (metoda dopušča prisotnost avtokorelacije, heteroskedastičnosti in nenormalne porazdelitve podatkov) in ko ocenjujemo dinamične modele, ki vključujejo mnogo instrumentalnih spremenljivk (metoda dopušča, da število instrumentov presega število neznanih parametrov modela). Ključna prednost metode je torej robustnost, ki pa ima po Cliffu (2003, 1-2) pomanjkljivost – izgubo učinkovitosti ocen.

V tem poglavju namenjamo pozornost posplošeni metodi momentov. Ker je metoda utemeljena z asimptotičnimi značilnostmi velikega vzorca, še posebej pomembni pa sta stacionarnost in ergodičnost stohastičnega procesa, smo poglavje začeli s proučevanjem stohastičnega procesa.

3.1 Stohastični proces

Stohastični proces je zbir neskončnega števila uresničitev y_t^∞ naključne spremenljivke Y_t na neskončni sekvenci $\{y_t^\infty\}_{t=-\infty}^{\infty}$. Ko t odraža čas, stohastični proces enostavneje imenujemo časovna vrsta. Težava finančne analize je omejenost podatkov, zaradi česar pogosto celoten stohastični proces naključne spremenljivke Y_t sodimo zgolj na osnovi ene uresničitve stohastičnega procesa y_t^1 (Hamilton 1994, 43-44).

3.1.1 Stacionarni proces

Raziskovalec si običajno prizadeva, da so časovne vrste stacionarne, pogosto pa se sreča z nestacionarnimi časovnimi vrstami. Stacionarnost je zaželena, ker modelske ocene, dobljene na podlagi stacionarnih podatkih, niso uporabne zgolj na opazovani sekvenci, ampak tudi na drugih sekvencah. Ločimo strogo in šibko stacionarnost. Stroga stacionarnosti pomeni, da je skupna verjetnostna porazdelitev procesa popolnoma neodvisna od časa merjenja. Raziskovalec običajno zahteva šibko stacionarnost (kovariančno stacionarnost), ki pomeni, da je kovarianca med zaporednimi členi časovne vrste odvisna zgolj od širine časovnega razpona in ne od časa merjenja:

$$E(Y_t) = \mu \tag{3.1}$$

$$E(Y_t - \mu)(Y_{t-j} - \mu) = \gamma_j = \begin{Bmatrix} \sigma^2 & za\, j = 0 \\ 0 & za\, j \neq 0 \end{Bmatrix}.$$

Vprašanje stacionarnosti ni zmeraj jasno opredeljeno. Po Cochranu (2005, 199) je na primer stohastični proces obrestnih mer stacionaren, pa čeprav se le-te gibljejo navzgor in navzdol tako počasi, da lahko celoten cikel traja tudi štiri desetletja. Stacionarnost je povezana z ergodičnostjo časovne vrste. Pravimo, da je časovna vrsta ergodična, ko srednja vrednost časovne vrste $E(y_t)$ s povečevanjem sekvence konvergira k populacijskemu povprečju:

$$E(Y_t) = \operatorname*{plim}_{I\to\infty}(1/I)\sum_{i=1}^{I} Y_i^{(i)}. \tag{3.2}$$

3.1.2 Proces enotnega korena

Proces enotnega korena je sinonim za nestacionarni stohastični proces. Imenujemo ga trendno stacionarni proces, ko izločitev trenda naredi nestacionarni proces stacionarnega, oziroma diferenčno stacionarni proces, ko prva diferenca spremeni nestacionarni proces v stacionarnega. Zapišemo najprej stacionarni proces:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t + \psi_1\varepsilon_{t-1} + \psi_2\varepsilon_{t-2} + \cdots + \psi_p\varepsilon_{t-p} = \mu + \psi(L)\varepsilon_t, \tag{3.3}$$

kjer $\sum_{j=0}^{\infty}|\psi_j|<\infty$, koreni od $\psi(z)=0$ so izven enotnega kroga, $\{\varepsilon_t\}$ pa je beli šum s srednjo vrednostjo 0 in varianco σ^2. V primerjavi s Hamiltonom (1994) Hayashi (2000, 558) pojasni, da nekateri avtorji, kot na primer Stock (1994), zahtevajo, da ima diferenčno stacionarni proces ničelno srednjo vrednost μ. Zapišemo trendno stacionarni proces

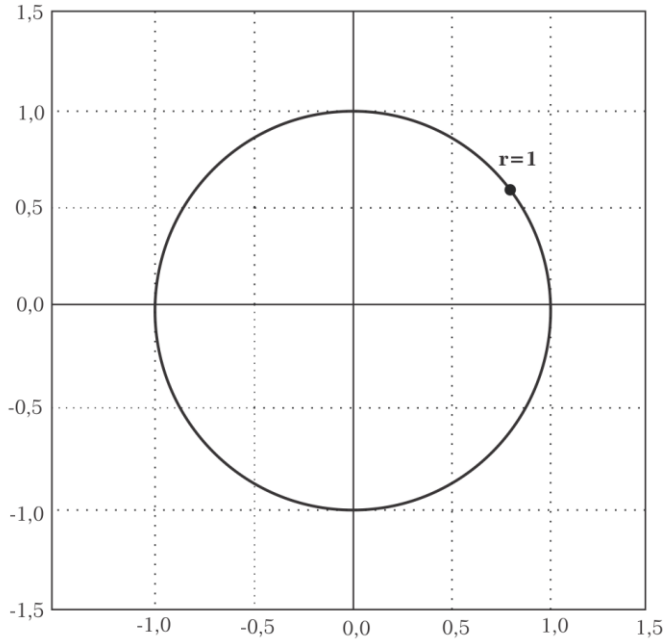
$$y_t = \alpha + \delta t + \psi(L)\varepsilon_t, \tag{3.4}$$

kjer je srednja vrednost μ stacionarnega procesa (3.3) zamenjana z linearno funkcijo trenda t, izločitev trenda $\alpha + \delta t$ torej naredi (3.4) stacionarni proces. Namesto grške delte (Δ), ki je sicer rezervirana oznaka prve diference, uporabimo operator $(1 - L)$ in po Hamiltonu (1994, 435) zapišimo še diferenčno stacionarni proces:

$$(1 - L)y_t = \delta + \psi(L)\varepsilon_t, \tag{3.5}$$

kjer $\psi(1)\varepsilon_t \neq 0$. Za razliko od (3.4) smo α na desni strani (3.5) zapisali z δ, ker konstanta v tem primeru odraža srednjo vrednost od $(1 - L)y_t$. Ko velja $L = 1$ in $\delta = 0$, dobimo prototipični primer procesa enotnega korena, ki ga imenujemo model naključnega hoda (angl. Random walk): $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$; ko velja $L = 1$ in $\delta \neq 0$, pa dobimo model naključnega hoda s smerjo (angl. Random walk with drift): $y_t = \delta + y_{t-1} + \varepsilon_t$. Ko je $L = 1$, ima karakteristična enačba $\big(1 - L(z)\big) = 0$ avtoregresijskega modela koren $z = 1$, grafično pa se nahajamo na enotnem krogu.

Slika 3.1: Enotni krog in enotna rešitev



Vir: Lastni prikazi

Šoki na takšno časovno vrsto trajajo v neskončnost, zaradi česar se časovna vrsta nikoli ne vrne k srednji vrednosti. Ko je $|L| < 1$, ima karakteristična enačba $\left(1 - L(z)\right) = 0$ koren $z > 1$, grafično pa se nahajamo izven enotnega kroga. Šoki na takšno časovno vrsto nimajo trajnega učinka, zaradi česar se časovna vrsta vrača k srednji vrednosti. Cochrane (1997, 110) pojasni, da je model naključnega hoda ekstremni proces. Cene premoženja morda res zasledujejo proces enotnega korena, vendar ne v tako ekstremni obliki. Priljubljen test enotnega korena je Dickey-Fullerjev test (1979). Ideja je preveriti, ali ima prvostopenjski avtoregresijski AR(1) model:

$$\mathrm{y_t} = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3.6}$$

avtokorelacijski koeficient $\rho = 1$ ali $|\rho|<1$. Če je $\rho = 1$, ima karakteristična enačba $\left(1 - \rho(z)\right) = 0$ enoten koren, $\{y_t\}$ pa je model naključnega hoda brez smeri. Če je $|\rho|<1$, je koren karakteristične enačbe izven enotnega kroga, $\{y_t\}$ pa je stacionaren proces. Greene (1997, 847-848) izpostavi, da je metoda najmanjših kvadratov (angl. Ordinary least squares method) pristranska, ko je $\rho = 1$, ker je $\hat{\rho}$ podcenjen, varianca pa konvergira k ρ prepočasi. Hayashi (2000, 573-575) dodaja, da je metoda najmanjših kvadratov nepristranska, če hitrost konvergence $\hat{\rho}$ k ρ povečamo ali če prilagodimo običajno t-statistiko. Za predstavitev Dickey-Fullerjevega testa zapišemo najprej AR(1) model:

$$y_t = \alpha^* + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t, \tag{3.7}$$

kjer je $\alpha^* = (1-\rho)\alpha$. Karakteristična del $\lambda^t = (1-\rho)$ diferenčne enačbe $y_t - (1-\rho)y_{t-1} = \alpha^* + \varepsilon_t$ ima enotni koren, ko je $\rho = 1$. Če je tudi $\alpha^* = 0$, imamo model naključnega hoda brez konstantnega člena, če pa $\alpha^* \neq 0$, imamo model naključnega hoda s konstantnim členom. Ker časovna vrsta pogosto izkazuje trend, razširimo (3.7) še za trend t:

$$y_t = \alpha^* + \beta^* t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t, \tag{3.8}$$

kjer je $\alpha^* = (1-\rho)\alpha + \rho\delta$ in $\delta^* = (1-\rho)\delta$. Karakteristična del $\lambda^t = (1-\rho)$ diferenčne enačbe $y_t - (1-\rho)y_{t-1} = \alpha^* + \beta^* t + \varepsilon_t$ ima enotni koren, ko je $\rho = 1$. Če velja tudi $\beta^* \neq 0$, imamo model naključnega hoda s trendom z ali brez konstantnega člena, če pa velja $\beta^* = 0$ imamo model naključnega hoda s konstantnim členom ali brez njega. V (3.7) in (3.8) smo predpostavili, da zaporedni členi slučajne spremenljivke ε_t med seboj niso korelirani. Ko to ne drži, Dickey in Fuller predlagata modificiran test, ki naj bi z zadostnim številom vključenih odvisnih spremenljivk amortiziral avtokorelacijo slučajne napake. Modificiran test odpira novo vprašanje, in sicer kolikšno je zadostno število dodanih diferenc odvisne spremenljivke, da slučajno spremenljivko očistimo avtokorelacije in zagotovimo nepristransko oceno velikosti ρ. Eden od priljubljenih kriterijev je Schwertov (1989) informacijski kriterij (angl. Schwert information criterion), ki na osnovi Monte Carlo simulacij opredeli največje potrebno število vključenih diferenc odlogov odvisne spremenljivke:

$$p_{max} = \left[12 \cdot \left(\frac{T}{100}\right)^{1/4}\right]. \tag{3.9}$$

3.2 Posplošena metoda momentov

Leta 1982 je Lars Hansen razširil klasično metodo momentov, novo posplošeno metodo momentov pa predstavil v raziskavi »*Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators*«. Osnovna ideja je oblikovanje ortogonalnih pogojev in ocenitev neznanih parametrov modela tako, da se model kar najboljše prilega podatkom. Posplošena metoda momentov je tako splošna, da je mogoče širok spekter znanih cenilk razumeti zgolj kot posebne primere njene specifične rabe. Prednosti metode pridejo še posebej do izraza preko robustnosti cenilke in možnosti, da število ortogonalnih pogojev presega število parametrov.

Hayashi (2000, 186) pojasni, da je najpomembnejša predpostavka metode najmanjših kvadratov ortogonalnost med slučajno napako in pojasnjevalnimi spremenljivkami; brez nje je metoda najmanjših kvadratov neučinkovita in nekonsistentna. V praksi ortogonalni pogoji pogosto niso izpolnjeni, saj je ena ali več pojasnjevalnih spremenljivk endogenih (nepredterminiranih oziroma neortogonalnih do slučajne napake). Če endogeno pojasnjevalno spremenljivko uspemo nadomestiti z instrumentalno spremenljivko, ki je korelirana s pojasnjevalno spremenljivko, ne pa tudi s slučajno napako, lahko uporabimo metodo instrumentalnih spremenljivk. V praksi pojasnjevalne spremenljivke pogosto nadomeščamo z več instrumentalnimi spremenljivkami, pri čemer nas omejuje identifikacijska omejitev. Hayashi (2000, 200-202) pojasni, da je sistem enačb prekomerno identificiran, ko je število instrumentalnih spremenljivk večje od števila pojasnjevalnih spremenljivk oziroma ko je število ortogonalnih pogojev večje od števila parametrov. Prekomerno identificiranih sistemov enačb ni mogoče rešiti s cenilkami skupine klasične metode momentov. Rešitev problema prekomerne identifikacije omejitev omogočajo cenilke minimalne distance (angl. Minimum distance estimators), ki relativno pomembnost ortogonalnih pogojev vrednotijo s tehtano matriko. Izkaže se, da je znotraj cenilk minimalne distance optimalna Hansenova (1982) tehtana matrika, ki je enaka inverzu asimptotične variančno kovariančne matrike.

Poglavje je zgrajeno iz treh delov. V točki 3.2.1 predstavimo klasično metodo momentov, v točki 3.2.2 posplošeno metodo momentov, v točki 3.2.3 pa pomen optimalne tehtane matrike.

3.2.1 Metoda momentov

Posplošena metoda momentov je razširitev klasične metode momentov, ki pokriva širok spekter znanih cenil. Metoda momentov ceni neznane parametre na osnovi ortogonalnih pogojev, ki jih raziskovalec oblikuje po meri problema, ki ga proučuje. Za pojasnitev klasične metode momentov kot Yoshimoto (2008, 1) zahtevajmo neodvisen, enakomerno porazdeljenim vzorec $\{w_i\}_{i=1}^{N}$ s K neznanimi parametri $\underbrace{\theta}_{K\times 1} = [\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_K]'$ in zapišimo $K \times 1$ dimenzionalna funkcijo $\varphi(x_i, \theta)$:

$$\underbrace{\varphi(w_i, \theta)}_{K\times 1} = \begin{bmatrix} \varphi_1(w_i, \theta) \\ \varphi_2(w_i, \theta) \\ \vdots \\ \varphi_K(w_i, \theta) \end{bmatrix}, \tag{3.10}$$

s K ortogonalnimi pogoji, ki ustrezajo populaciji:

$$\underbrace{E[\varphi(w_i,\theta)]}_{K\times 1} = E\begin{bmatrix}\varphi_1(w_i,\theta)\\ \varphi_2(w_i,\theta)\\ \vdots\\ \varphi_K(w_i,\theta)\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}E[\varphi_1(w_i,\theta)]\\ E[\varphi_2(w_i,\theta)]\\ \vdots\\ E[\varphi_K(w_i,\theta)]\end{bmatrix} = 0_{K\times 1} \tag{3.11}$$

oziroma s K ortogonalnimi pogoji, ki ustrezajo vzorcu:

$$\underbrace{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\varphi(w_i,\theta)}_{K\times 1} = \begin{bmatrix}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\varphi_1(w_i,\theta)\\ \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\varphi_2(w_i,\theta)\\ \vdots\\ \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\varphi_K(w_i,\theta)\end{bmatrix} = 0_{K\times 1}. \tag{3.12}$$

Bistvena značilnost sistemov enačb, ki jih ocenimo z metodo momentov, je zahteva, da število ortogonalnih pogojev ne sme preseči števila neznanih parametrov $\theta = [\theta_1, \theta_1, \dots, \theta_K]'$. Naj bo torej število ortogonalnih pogojev enako številu neznanih parametrov [ko je število pogojev manjše od števila parametrov, lahko rešljivost sistema dosežemo z dodatnimi ortogonalnimi pogoji] in zapišimo ocene vektorja parametrov:

$$\hat{\theta}_{MM} = \left[\hat{\theta}_{1,MM}, \hat{\theta}_{2,MM}, \dots, \hat{\theta}_{K,MM}\right]'. \tag{3.13}$$

3.2.2 Posplošitev metode momentov

Klasična metoda momentov zahteva, da je število ortogonalnih pogojev enako številu neznanih parametrov, posplošena metoda momentov pa dopušča, da število ortogonalnih pogojev tudi presega število neznanih parametrov. V slednjem primeru sistem ortogonalnih pogojev ni neposredno rešljiv, temveč je potrebno najprej definirati matriko, ki bo ovrednotila pomembnost posamičnega ortogonalnega pogoja. Za posplošitev metode momentov kot Yoshimoto (2008, 1) zahtevajmo neodvisen, enakomerno porazdeljenim vzorec $\{w_i\}_{i=1}^{N}$ s K neznanimi parametri $\underbrace{\theta}_{K\times 1} = [\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_K]'$ in zapišimo $M \times 1$ dimenzionalno funkcija $\varphi(x_i, \theta)$:

$$\underbrace{\varphi(w_i,\theta)}_{M\times 1} = \begin{bmatrix} \varphi_1(w_i,\theta) \\ \varphi_2(w_i,\theta) \\ \vdots \\ \varphi_M(w_i,\theta) \end{bmatrix}, \tag{3.14}$$

z M ortogonalnimi pogoji, ki ustrezajo populaciji:

$$\underbrace{E[\varphi(w_i,\theta)]}_{M\times 1} = E\begin{bmatrix} \varphi(w_i,\theta) \\ \varphi_2(w_i,\theta) \\ \vdots \\ \varphi(w_i,\theta) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} E[\varphi_1(w_i,\theta)] \\ E[\varphi_2(w_i,\theta)] \\ \vdots \\ E[\varphi_M(w_i,\theta)] \end{bmatrix} = 0_{M\times 1} \tag{3.15}$$

oziroma M ortogonalnimi pogoji, ki ustrezajo vzorcu:

$$\underbrace{m_n(\theta)}_{M\times 1} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \underbrace{\varphi(w_i,\theta)}_{M\times 1} = \begin{bmatrix} \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \varphi_1(w_i,\theta) \\ \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \varphi_2(w_i,\theta) \\ \vdots \\ \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \varphi_M(w_i,\theta) \end{bmatrix} = 0_{M\times 1}. \tag{3.16}$$

Ker sistem enačb zajema več ortogonalnih pogojev kot je neznanih parametrov, je potrebno definirati pozitivno $M \times M$ tehtano matriko, ki bo tehtala relativno pomembnost posamičnega ortogonalnega pogoja. Izbira tehtane matrike je arbitrarna, vendar kot bomo pojasnili v nadaljevanju, obstaja optimalna izbira tehtane matrike, ki zagotavlja minimalne napake cenitve. Po Hallu (2011, 8) sta pod metodo najmanjših hi-kvadratov (angl. Method of minimum chi-square) v začetku prejšnjega stoletja Neyman in Pearson prva podala rešitev prekomerno identificiranega sistema enačb, po Hamiltonu (1994, 441) so se s tovrstnimi problemi ukvarjali tudi Cramér (1946), Ferguson (1958), Rothenberg (1973) in Malinvaud (1970). Vendar šele Hansen (1982) utemelji, da je optimalna tehtana matrika enaka inverzu variančno kovariančne matrike V_n^{-1}. Uporabimo optimalno tehtano matriko in zapišimo ciljno funkcijo:

$$\underbrace{Q_n(\theta)}_{1\times 1} = \underbrace{m_n(\theta)'}_{1\times M} \underbrace{V_n^{-1}}_{M\times M} \underbrace{m_n(\theta)}_{M\times 1}. \tag{3.17}$$

Zakaj uporabiti tehtano matriko V_n^{-1}? Po Cochranu (2005, 194) je že intuitivno pravilno, da variabilnejšim ortogonalnim pogojem namenimo manjšo težo. Če želimo večjim variancam nameniti manjšo težo kot manjšim, je torej pravilno uporabiti tehtano matriko, ki na diagonali

uporabi inverze varianc ortogonalnih pogojev. Vendar pa ocene posplošene metode momentov dobimo šele z rešitvijo minimiziranega problema ciljne funkcije:

$$\underbrace{\hat{\theta}_{GMM}}_{K\times 1} = \arg\min_{\theta}\{Q_n(\theta)\} \tag{3.18}$$

$$= \arg\min_{\theta}\{m_n(\theta)' V_n^{-1} m_n(\theta)\}$$

$$= \arg\min_{\theta}\left\{\overbrace{\underbrace{m_n(\theta)'}_{1\times M}\ \underbrace{V_n^{-1}}_{M\times M}\ \underbrace{m_n(\theta)}_{M\times 1}}^{1\times 1}\right\}.$$

Ker ciljna funkcija s prekomerno identificiranimi pogoji nikdar ne doseže vrednosti nič, se je potrebno zadovoljiti z vrednostjo, ki je kar najbližje nič. Pri tem se postavlja vprašanje, kakšna je še dovoljena razdalja od nič, da model po statističnih standardih še zadovoljivo pojasnjuje podatke. Hansen (1982) razvije test prekomerne identifikacije omejitev, poznan tudi kot J-statistika, ki se porazdeljuje po χ^2 porazdelitvi s stopnjo prostosti enaki velikosti prekomerne identifikacije omejitev:

$$J_T = N[m_n(\theta)' V_n^{-1} m_n(\theta)] \sim \chi^2(M-K). \tag{3.19}$$

Z J-statistiko testiramo ničelno domnevo, da se model kot celota zadovoljivo prilega podatkom. Če je izračunana J-statistika pri zadovoljivi statistični natančnosti in dani stopnji prostosti višja od kritične vrednosti χ^2 porazdelitve, zavržemo ničelno domnevo in sprejmemo sklep, da se model kot celota podatkom ne prilega zadovoljivo. Hayashi (2000, 218) opozarja na tri dejstva. (i) Test preverja zadovoljivost vseh omejitev. Ker visoka J-statistika signalizira napačne ortogonalne pogoje ali/in modelske predpostavke, lahko visoko J-statistiko interpretiramo z napačnimi ortogonalnimi pogoji le, ko smo popolnoma prepričani v pravilnost uporabljenih modelskih predpostavk. (ii) Zaradi izgube stopenj prostosti od M do $M-K$ je test občutljiv za napake v ortogonalnih pogojih. (iii) Leta 1996 je več raziskav, objavljenih v Journal of Business and Economic Statistic, izrazilo skrb zaradi lastnosti majhnega vzorca, saj se je pokazalo, da je J-statistika majhnega vzorca precenjena, zaradi česar uspemo ničelno domnevo prepogosto zavreči

3.2.2 Optimalna tehtana matrika

Kadar je število ortogonalnih pogojev enako številu neznanih parametrov, se ortogonalni pogoji med seboj popolnoma ujemajo, vrednost ciljne funkcije pa zmeraj doseže nič. Kakor hitro pa število ortogonalnih pogojev preseže število neznanih parametrov, vsi ortogonalni pogoji niso popolnoma izpolnjeni, vrednost ciljne funkcije pa nikdar ne doseže vrednosti nič. Relativno pomembnost posamičnega ortogonalnega pogoja določimo s tehtano matriko, ki je po Hansenu (1982) optimalna, ko je enaka inverzu asimptotične variančno kovariančne matrike. S tem tehtana matrika nameni manjšo težo bolj negotovim ortogonalnim pogojem in večjo težo manj negotovim ortogonalnim pogojem. Glede na upoštevanje heteroskedastičnosti in avtokorelacije pri ocenjevanju asimptotične kovariančne matrike danes poznamo številne pristope; še posebej priljubljeni so Whitov (1980), Hansenov (1982), Neweyjev in Westov (1987), Gallantov (1987). V naši raziskavi smo heteroskedastično in avtokorelacijsko konsistentne ocene vektorja parametrov zahtevali po Neweyju in Westu (1987).

Izračun optimalne tehtane matrike zahteva oceno vektorja parametrov, istočasno pa izračun vektorja parametrov zahteva oceno tehtane matrike. Hansen (1982) problem odvisnosti reši v dveh korakih. V prvem koraku vektor parametrov $\hat{\theta}_0$ izračuna s suboptimalno tehtano matriko V_1, enako identitetni matriki I ali $(T^{-1}Z'Z)^{-1}$:

$$\hat{\theta}_0 = \arg\min_{\theta} \{m_n(\theta)' V_1 \, m_n(\theta)\}. \tag{3.20}$$

V drugem koraku izračuna varianco od $\varphi(w_i, \theta_0)$:

$$\hat{\Omega} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left[\varphi(w_i, \hat{\theta}_0)\varphi(w_i, \hat{\theta}_0)'\right], \tag{3.21}$$

vektor parametrov $\hat{\theta}_1$ pa z optimalno tehtano matriko $V_2 = \hat{\Omega}^{-1}$:

$$\hat{\theta}_1 = \arg\min_{\theta}\{m_n(\theta)' V_2 m_n(\theta)\}, \tag{3.22}$$

kar po minimizaciji ciljne funkcije zagotavlja ocene 2-stopenjske posplošene metode momentov. Postopek lahko nadaljujemo, kar vodi v izračun optimalne tehtane matrike V_3 in oceno vektorja parametrov $\hat{\theta}_2$ itd. Nadaljevanje postopka vodi v N-stopenjsko posplošeno metodo momentov, iteracije do najmanjših učinkovitih sprememb ciljne funkcije pa v iterativno posplošeno metodo momentov. Vendar pa opisani postopek minimiziranja ciljne funkcije velja zgolj za linearno oblikovane ortogonalne pogoje, ne pa tudi za nelinearne

ortogonalne pogoje. Hall (2011, 57-58) dodaja, da problem minimiziranja nelinearnih ortogonalnih pogojev ni neposredno rešljiv, temveč je potrebno vektor parametrov oceniti po pravilu poskusa in napake. Ker se v naši raziskavi ukvarjamo z ocenjevanjem linearnega in nelinearnega medčasovnega potrošnega modela, diskusijo v nadaljevanju razširimo še ocenjevanju sistema ortogonalnih pogojev, ki niso linearni v parametrih.

Iteracijski postopek izračuna vektorja neznanih parametrov nelinearnih modelov torej znotraj vsakokratnega minimiziranja ciljne funkcije zahteva še dodatni iteracijski postopek. Hall (2011, 58) pojasni, da je postopek izračuna v današnjih ekonometričnih programih rutina. Dodatni iteracijski postopek začnemo z izbiro začetnega parametra ocen $\bar{\theta}_0$. Če izbran začetni parameter ocen $\bar{\theta}_0$ zagotavlja najnižjo vrednost ciljne funkcije $Q_n(\theta)$, noben drug parameter ocen ne zagotavlja nižje vrednosti ciljne funkcije $-$ iteracijski postopek je torej končan. Če pa program ugotovi, da vrednost parametra $\bar{\theta}_1$ zagotavlja $Q_n(\bar{\theta}_1)<Q_n(\bar{\theta}_0)$, preveri, če morda vrednost parametra $\bar{\theta}_2$ zagotavlja $Q_n(\bar{\theta}_2)<Q_n(\bar{\theta}_1)$ itd. Program najde rešitev, ko nobena druga vrednost ocen parametra $\bar{\theta}$ ne zagotavlja nižje vrednosti $Q_n(\theta)$ oziroma ko za poljubno majhno pozitivno konstanto ε velja:

$$\left\|\bar{\theta}(i+1)-\bar{\theta}(i)\right\|<\varepsilon. \tag{3.23}$$

Izbor začetnih vrednosti je pomemben, ker ocene parametra $\bar{\theta}$, ki zagotavljajo nižje vrednosti ciljne funkcije $Q_n(\theta)$, zmanjšajo število iteracij in težav z iskanjem rešitve. Hall (2011, 59) predlaga, da kadar izbrane začetne vrednosti prametra $\bar{\theta}_0$ ne zagotovijo konvergence k minimalni vrednosti ciljne funkcije, poskusimo konvergenco doseči z drugačnimi začetnimi vrednostmi $\bar{\theta}_0$ – in zaključi, da šele kadar z več poskusi začetnih vrednosti $\bar{\theta}_0$ ne dosežemo konvergence, podvomimo v pravilno oblikovanost ortogonalnih pogojev.

Poglavje 4

Ocenjevanje modela

V obdobju med prvim četrtletjem 1996 in zadnjim četrtletjem 2012 smo medčasovni potrošni model vrednotenja cen premoženja empirično testirali na slovenskih, madžarskih, slovaških, čeških, nemških in evropskih podatkih. Medčasovni potrošni model smo preverili v linearni in nelinearni obliki. Linearni model smo proučili po vzoru Campbella (2003), ki model oceni v linearno logaritemski obliki, uganko premije za tveganje in uganko netvegane obrestne mere pa preveri na primeru enajstih držav. Nelinearni model smo proučili po vzoru Hansena in Singletona (1982, 1983), ki kapitalske podatke Združenih držav pionirsko ocenita s posplošeno metodo momentov.

Poglavje je zgrajeno iz treh delov. V prvem delu najprej proučimo podatke, v drugem in tretjem delu pa linearni in nelinearni medčasovni potrošni model empirično testiramo.

4.1 Podatki

Potrošnjo investitorja, donos in dividendo tveganega premoženja ter donos netveganega premoženja smo proučili za Slovenijo, Madžarsko, Slovaško, Češko, Nemčijo in skupino evropskih držav EU-17. Podatke smo pridobili od Bloomberga, Eurostata, Ministrstva za finance RS in OECD.

Poglavje je razdeljeno na tri dele. V prvem delu predstavimo zajemanje podatkov, v drugem statistične lastnosti podatkov, v tretjem pa značilnosti izbranih kapitalskih trgov.

4.1.1 Zajemanje podatkov

Končno potrošnjo gospodinjstev smo na četrtletni frekvenci po trenutnih cenah v milijonih evrov pridobili od Eurostata. Potrošnjo gospodinjstev EU-17 smo zaradi nedostopnih podatkov zajeli s celotno potrošnjo. Spremembe nivoja cen smo merili z deflatorji končne potrošnje gospodinjstev s stalno osnovo v letu 2005, le-te pa smo mesečno pridobivali od Eurostata. Slovenske, madžarske, slovaške, češke in nemške deflatorje smo uspeli pridobiti za potrošnjo gospodinjstev, deflatorje EU-17 pa le za celotno potrošnjo. Manjkajočo vrednost češkega deflatorja v prvem četrtletju 1996 smo nadomestili z višjenivojskim deflatorjem, manjkajoče vrednosti slovaškega deflatorja med prvim in drugim četrtletjem leta 1997 pa z dinamiko slovaškega harmoniziranega indeksa cen. Deflatorji končne potrošnje so očiščeni vpliva sezone in prilagojeni delovnim dnem.

Ceno borznega indeksa smo na mesečni frekvenci pridobili od Bloomberga. Slovenski borzni indeks smo merili z indeksoma SBI20 in SBITOP, madžarskega z indeksom BUX, slovaškega z indeksom SKSM, praškega z indeksom PX, nemškega z indeksom DAX in evropskega z indeksom SX5E za EU-17. Slovenski borzni indeks smo do oktobra 2010 merili z indeksom SBI20, po oktobru 2010 pa – zaradi zamenjave – z naslednjim indeksom SBITOP. Dividendo borznega indeksa smo merili s preteklim dvanajstmesečnim povprečjem vrednosti izplačanih dividend. Dividende smo na mesečni ravni pridobili od Bloomberga. Predpostavlja se, da je bruto dividenda enaka neto dividendi, če družba v indeksu poroča zgolj en podatek. Zaradi nedostopnosti podatkov vrednosti izplačanih dividend v znatnem delu celotnega obdobja nismo uspeli pridobiti.

Kratkoročne obrestne mere Slovenije in Madžarske smo merili z obrestnimi merami trimesečnih državnih menic; prve smo pridobili od Ministrstva za finance RS, druge pa od Bloomberga. Obrestne mere Slovaške, Češke, Nemčije in EU-17 smo merili s kratkoročnimi obrestnimi merami OECD. Slednje odražajo obrestne mere trimesečnih zakladnih menic, trimesečne medbančne obrestne mere oziroma trimesečne obrestne mere primerljivih instrumentov denarnega trga. Opazili smo, da je kratkoročna obrestna mera Nemčije po letu 1999 enaka trimesečni obrestni meri EU-17, le-ta pa se po letu 1999 bistveno ne razlikuje od obrestne mere trimesečnega euribora.

Podatke logaritemskega modela smo preoblikovali na osnovi ponovitve rezultatov Campbellove (2003) raziskave[6] *Consumption-Based Asset Pricing*. Posplošena metoda momentov ne zahteva posebnih prilagoditev podatkov, zato v nadaljevanju prikazujemo prilagoditve podatkov zgolj za logaritemski model.

Rast potrošnje reprezentativnega investitorja smo merili z logaritmirano rastjo četrtletne realne potrošnje na prebivalca $\ln \Delta C_t^r$ in jo v raziskavi okrajšujemo z Δc. Rast nominalne potrošnje ΔC_t^n smo izračunali po principu začetka in principu konca četrtletja. Po principu začetka četrtletja smo rast potrošnje izračunali kot razmerje med potrošnjo v prihodnjem četrtletju $\mathrm{C}_{\mathrm{t+1}}$ in potrošnjo v tekočem četrtletju C_{t}, po principu konca četrtletja pa kot razmerje med potrošnjo v tekočem četrtletju C_t in potrošnjo v predhodnem četrtletju C_{t-1}:

$$\Delta C_t^n = \frac{C_t^n}{C_{t-1}^n} \tag{4.1}$$

$$\Delta C_t^r = \frac{\Delta C_t^n}{\Delta DEF_t \cdot \Delta PREB_t}$$

$$\ln \Delta C_t^r = \ln \Delta C_t^n - \ln \Delta DEF_t - \ln \Delta PREB_t.$$

Donos borznega indeksa smo merili z logaritmiranim četrtletnim realnim donosom borznega indeksa $\ln R_t^i$, ki ga v raziskavi okrajšujemo z r^i. Nominalni donos opazovanega borznega indeksa $R_t^{i,n}$ smo izračunali kot razmerje med seštevkom cene P_t in dividende D_t borznega indeksa v tekočem četrtletju ter ceno borznega indeksa v predhodnem četrtletju P_{t-1}. Cene in dividende smo iz mesečne frekvence preračunali v četrtletno, upoštevajoč vrednosti zadnjega meseca vsakega četrtletja. Če bi na primer cena borznega indeksa aprila, maja in junija znašala 10, 11 in 12 indeksnih točk, potem bi cena indeksa v drugem četrtletju znašala 12 indeksnih točk. Donos slovenskega borznega indeksa SBI20 smo po oktobru 2008 merili z dinamiko donosa slovenskega borznega indeksa SBITOP. Postopek izračuna prikazujemo pod (4.2):

$$R_t^{i,n} = \frac{P_t + D_t}{P_{t-1}} \tag{4.2}$$

[6] John Campbell na internetnem portalu harvardske univerze pod naslovom *Replication data for: Consumption-Based Asset Pricing* v študijske namene omogoči raziskovalcem ponovitev rezultatov njegove študije Consumption-Based Asset Pricing iz leta 2003.

$$R_t^i = \frac{R_t^{i,n}}{\Delta HICP_t}.$$

Rast vrednosti izplačanih dividend smo merili z logaritmirano četrtletno realno rastjo vrednosti izplačanih dividend borznih indeksov $\ln \Delta D_t^r$, ki jo v raziskavi označujemo tudi z Δd. Rast nominalne vrednosti izplačanih dividend ΔD_t^n smo izračunali kot razmerje med vrednostjo dividend v tekočem četrtletju D_t in vrednostjo dividend v predhodnem četrtletju D_{t-1}. Dividende smo iz mesečne v četrtletno frekvenco preračunali tako, da smo upoštevali vrednosti zadnjega meseca vsakega četrtletja:

$$\Delta D_t^n = \frac{D_t}{D_{t-1}} \tag{4.3}$$

$$\Delta D_t^r = \frac{\Delta D_t^n}{\Delta HICP_t}$$

$$\ln \Delta D_t^r = \ln \Delta D_t - \ln \Delta HICP_t.$$

Donos netveganega premoženja smo merili z logaritmirano realno kratkoročno obrestno mero instrumentov denarnega trga $\ln R_t^{f,r}$, ki jo v raziskavi označujemo tudi z r^f. Ob upoštevanju obrestnih mer zadnjih mesecev vsakega četrtletja smo le-te iz mesečne frekvence preračunali na četrtletno. Obrestne mere Slovenije in Slovaške smo zaradi manjkajočih vrednosti v 20 % in 4 % nadomestili z izračuni odsekov linearne funkcije. Ker sprejete obrestne mere veljajo naslednje tri mesece, smo realne obrestne mere v tekočem četrtletju t izračunali tako, da smo upoštevali spremembe cen v prihodnjem četrtletju $t + 1$:

$$R_t^{f,r} = \frac{R_t^{f,n}}{\Delta HICP_{t+1}} \tag{4.4}$$

$$\ln R_t^{f,r} = \ln R_{f,t} - \ln \Delta HICP_{t+1}.$$

Spremembe cen potrošnje smo merili s četrtletnimi deflatorji končne potrošnje DEF_t s stalno osnovo v letu 2005. Zajeti deflatorji so že odražali stopnje rasti glede na predhodno četrtletje, zato jih nismo dodatno prilagajali:

$$\Delta DEF_t = DEF_t. \tag{4.5}$$

Spremembe cen smo merili s četrtletno rastjo mesečnega harmoniziranega indeksa cen s stalno osnovo v letu 1996. Rast cen $\Delta HICP_t$ tekočega četrtletja smo izračunali kot razmerje

med vrednostjo indeksa v zadnjem mesecu tekočega četrtletja $HICP_t$ in vrednostjo indeksa v zadnjem mesecu predhodnega četrtletja $HICP_{t-1}$. Na primer rast drugega četrtletja predstavlja razmerje med junijskim in marčevskim indeksom. Zaradi manjkajočih vrednosti indeksov pred prvim četrtletjem leta 1996 smo predpostavili, da rast cen v prvem četrtletju leta 1996 predstavlja razmerje med marčevskim in januarskim indeksom:

$$\Delta HICP_t = \frac{HICP_t}{HICP_{t-1}}. \tag{4.6}$$

Rast prebivalstva smo merili s četrtletno rastjo števila prebivalstva. Tekočo četrtletno rast števila prebivalstva $\Delta PREB_t$ smo izračunali kot razmerje med številom prebivalstva v tekočem četrtletju $PREB_t$ in številom prebivalstva v predhodnem četrtletju $PREB_{t-1}$. Ob upoštevanju konstantne medletne stopnje rasti smo število prebivalstva iz letne frekvence preračunali na četrtletno. Če je bilo na primer lani osem milijonov prebivalcev, letos pa dvanajst milijonov, je v letošnjem prvem, drugem, tretjem in četrtem četrtletju bilo devet, deset, enajst in dvanajst milijonov prebivalcev. Rast cen smo izračunali kot:

$$\Delta PREB_t = \frac{PREB_t}{PREB_{t-1}}. \tag{4.7}$$

4.1.2 Statistične lastnosti podatkov

Rast končne potrošnje, donos borznega indeksa, rast dividend borznega indeksa, dividend donosa borznega indeksa in kratkoročno obrestno mero smo proučevali v realnih in logaritemskih velikostih. V tabeli 4.1 smo za obe skupini podatkov izračunali avtokorelacijske koeficiente.

Tabela 4.1: Avtokorelacijska shema

Med prvim četrtletjem 1996 in zadnjim četrtletjem 2012 smo za prvi, četrti, osmi in šestnajsti red avtokorelacije izračunali avtokorelacijske koeficiente (AC) s pripadajočo p-statistiko (p). Rast potrošnje ΔC smo merili po principu začetka četrtletja C_1 in po principu konca četrtletja C_2. Donos borznega indeksa smo označili z R^i, rast dividendnih izplačil borznega indeksa z D, dividendni donos z DY in kratkoročno obrestno mero denarnega trga z R^f.

Država	Red	ΔC_1		$\log \Delta C_1$		ΔC_2		$\log \Delta C_2$		R^i		$\log R^i$		ΔD		$\log \Delta D$		DY		$\log DY$		R^f		$\log R^f$	
		AC	p	AC	p	AC	p	AC	p	AC	p	AC	p	AC	p	AC	p	AC	p	AC	p	AC	p	AC	p
SI	1	−0,10	0,42	−0,10	0,42	−0,09	0,47	−0,09	0,46	0,40	0,00	0,39	0,00	−0,27	0,15	−0,28	0,13	0,85	0,00	0,85	0,00	0,04	0,76	0,04	0,77
	4	−0,10	0,27	−0,10	0,26	−0,12	0,18	−0,12	0,18	−0,04	0,02	−0,03	0,02	−0,23	0,34	−0,25	0,27	0,31	0,00	0,31	0,00	0,35	0,04	0,36	0,04
	8	0,15	0,39	0,15	0,39	0,19	0,27	0,19	0,27	−0,02	0,00	−0,03	0,00	−0,24	0,28	−0,29	0,08	−0,03	0,00	−0,03	0,00	0,34	0,00	0,34	0,00
	16	0,08	0,17	0,08	0,18	0,11	0,54	0,11	0,55	−0,15	0,01	−0,14	0,02	0,00	0,75	0,00	0,38	−0,27	0,00	−0,27	0,00	0,20	0,00	0,20	0,00
HU	1	0,40	0,00	0,40	0,00	0,40	0,00	0,40	0,00	0,08	0,48	0,07	0,58	−0,09	0,47	−0,12	0,36	0,76	0,00	0,76	0,00	0,08	0,52	0,07	0,54
	4	0,16	0,00	0,15	0,00	0,20	0,00	0,20	0,00	−0,05	0,83	−0,07	0,80	0,08	0,86	0,07	0,79	0,26	0,00	0,26	0,00	0,58	0,00	0,58	0,00
	8	0,14	0,00	0,14	0,00	0,16	0,00	0,16	0,00	0,06	0,77	0,06	0,73	0,03	0,99	0,02	0,96	0,15	0,00	0,15	0,00	0,38	0,00	0,38	0,00
	16	0,20	0,00	0,19	0,00	0,19	0,00	0,19	0,00	−0,02	0,85	−0,03	0,85	−0,12	0,96	−0,13	0,93	0,21	0,00	0,21	0,00	0,39	0,00	0,39	0,00
SK	1	0,24	0,04	0,24	0,05	0,28	0,02	0,27	0,03	0,35	0,00	0,31	0,01	0,08	0,62	0,15	0,35	0,67	0,00	0,67	0,00	0,16	0,18	0,15	0,21
	4	0,03	0,00	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,08	0,01	0,11	0,02	0,12	0,44	0,09	0,28	0,02	0,00	0,02	0,00	0,52	0,00	0,51	0,00
	8	0,04	0,02	0,04	0,03	0,04	0,02	0,03	0,02	0,10	0,04	0,07	0,05	−0,25	0,41	−0,25	0,30	−0,11	0,00	−0,11	0,00	0,30	0,00	0,30	0,00
	16	0,05	0,28	0,05	0,31	0,01	0,20	0,01	0,24	−0,17	0,21	−0,16	0,22	0,06	0,91	0,09	0,82	−0,07	0,04	−0,07	0,04	0,25	0,00	0,25	0,00
CZ	1	0,08	0,50	0,08	0,51	0,01	0,94	0,01	0,94	0,14	0,23	0,14	0,22	0,38	0,04	0,36	0,05	0,76	0,00	0,76	0,00	0,44	0,00	0,44	0,00
	4	0,33	0,05	0,34	0,04	0,43	0,00	0,43	0,00	−0,13	0,46	−0,13	0,42	−0,10	0,28	−0,13	0,31	0,11	0,00	0,11	0,00	0,47	0,00	0,47	0,00
	8	0,05	0,05	0,05	0,04	0,19	0,00	0,20	0,00	−0,10	0,36	−0,09	0,29	0,05	0,72	0,07	0,74	−0,04	0,00	−0,04	0,00	0,37	0,00	0,37	0,00
	16	−0,04	0,08	−0,04	0,07	0,04	0,00	0,04	0,00	−0,03	0,71	−0,07	0,58	−0,09	0,97	−0,10	0,95	−0,20	0,00	−0,20	0,00	0,38	0,00	0,38	0,00
DE	1	−0,34	0,00	−0,34	0,00	−0,34	0,00	−0,34	0,00	−0,05	0,67	−0,03	0,78	−0,02	0,86	0,00	0,97	0,85	0,00	0,85	0,00	0,37	0,00	0,37	0,00
	4	−0,17	0,02	−0,17	0,02	−0,17	0,02	−0,17	0,02	0,04	0,64	0,08	0,70	0,33	0,09	0,26	0,27	0,44	0,00	0,44	0,00	0,32	0,00	0,33	0,00
	8	−0,14	0,04	−0,14	0,04	−0,15	0,04	−0,15	0,04	0,14	0,60	0,12	0,70	0,08	0,33	0,03	0,68	0,19	0,00	0,19	0,00	0,12	0,00	0,12	0,00
	16	−0,06	0,07	−0,06	0,07	−0,05	0,08	−0,06	0,08	0,15	0,64	0,13	0,73	−0,20	0,22	−0,25	0,20	−0,02	0,00	−0,02	0,00	−0,17	0,00	−0,17	0,00
EU-17	1	0,46	0,00	0,46	0,00	0,46	0,00	0,46	0,00	−0,01	0,90	−0,01	0,96	−0,10	0,42	−0,09	0,46	0,88	0,00	0,88	0,00	0,47	0,00	0,47	0,00
	4	0,40	0,00	0,40	0,00	0,41	0,00	0,41	0,00	0,14	0,80	0,14	0,79	0,27	0,12	0,22	0,24	0,55	0,00	0,55	0,00	0,38	0,00	0,38	0,00
	8	0,14	0,00	0,14	0,00	0,13	0,00	0,13	0,00	0,13	0,73	0,12	0,73	0,07	0,31	0,04	0,52	0,35	0,00	0,36	0,00	0,23	0,00	0,23	0,00
	16	0,10	0,00	0,10	0,00	0,08	0,00	0,08	0,00	0,08	0,83	0,08	0,82	−0,13	0,61	−0,14	0,74	0,09	0,00	0,09	0,00	−0,06	0,00	−0,06	0,00

Vir: Lastni izračuni

Po Campbellu (2003, 812) lahko rast potrošnje merimo po pristopu začetka (angl. Beginning of quarter approach) in pristopu konca četrtletja (angl. End of quarter approach). Pravilo časovne domene je potrebno, ker je raven potrošnje prej kategorija toka med dvema obdobjema kot pa stanje na določen trenutek obdobja. Potrošnja je merjena po principu začetka četrtletja, če je tekoča rast enaka potrošnji v naslednjem četrtletju, deljeni s potrošnjo v tekočem četrtletju. Potrošnja je merjena po principu konca četrtletja, če je tekoča rast enaka potrošnji v tekočem četrtletju, deljeni s potrošnjo v predhodnem četrtletju. Raziskovalcu priporoča preveritev obeh pristopov, uporabi pa naj tisti pristop, ki ustvari višjo korelacijo med rastjo potrošnje in donosom borznega indeksa. Časovno domeno merjenja potrošnje smo uporabili v linearnem logaritemskem modelu, ne pa v nelinearnem modelu, kjer Hansen in Singleton (1982) – neodvisno od velikosti korelacije – uporabita pristop konca četrtletja.

Jakost serijske korelacije je močna in vztrajna pri dividendnem donosu, kratkoročni obrestni meri in madžarski ter evropski potrošnji. Avtokorelacijski koeficient je tukaj običajno najvišji pri prvem redu avtokorelacije AR(1), pri višjih redih avtokorelacije pa se postopoma zmanjšanje. Zmanjševanje je še posebej počasno pri madžarski in evropski potrošnji, madžarskem dividendnem donosu in madžarski, slovaški in češki kratkoročni obrestni meri. Na primer avtokorelacijski koeficient evropske potrošnje začne pri 0,46, negativno vrednost pa doseže šele pri devetnajstem odlogu slučajne spremenljivke. Pri ostalih podatkih je avtokorelacija blaga in prehodna. Avtokorelacijski koeficienti teh podatkov se na povečevanje avtokorelacijskega reda običajno odzivajo z izmenjavo predznaka, ne pa s postopnim zmanjšanjem vrednosti. Na primer avtokorelacijski koeficient domače potrošnje, merjen po principu konca četrtletja, do AR(16) enajstkrat zamenja predznak. Zaključimo, počasno zmanjševanje avtokorelacijskega koeficienta je značilnost nestacionarnih podatkov, izmenjevanje predznaka pa značilnost stacionarnih podatkov.

V tabeli 4.2 smo prisotnost enotnega korena testirali z modificiranim Dickey-Fullerjevim (1979) testom. Optimalno število odlogov odvisne spremenljivke smo izračunali po Schwertovem (1989) informacijskem kriteriju, kritične p-vrednosti pa po MacKinnu (1990).

Tabela 4.2: Modificirani Dickey-Fullerjev test

Med prvim četrtletjem 1996 in zadnjim četrtletjem 2012 smo izračunali τ-statistiko modificiranega Dickey-Fullerjevega testa (ADF) in MacKinnovo p-vrednost (p). τ-statistiko prikazujemo za model naključnega hoda brez konstantnega člena in trenda (Brez), s konstantnim členom (Smer) in s konstantnim členom ter trendom (Trend). Rast potrošnje ΔC smo merili po principu začetka četrtletja C_1 in po principu konca četrtletja C_2. Donos borznega indeksa smo označili z R^i, rast dividendnih izplačil borznega indeksa z D, dividendni donos z DY in kratkoročno obrestno mero denarnega trga z R^f.

Država	Odlog	ΔC_1		$\log \Delta C_1$		ΔC_2		$\log \Delta C_2$		R^i		$\log R^i$		ΔD		$\log \Delta D$		DY		$\log DY$		R^f		$\log R^f$	
		ADF	p	ADF	p	ADF	p	ADF	p	ADF	p	ADF	p	ADF	p	ADF	p	ADF	p	ADF	p	ADF	p	ADF	p
SI	Brez	−2,52	0,01	−2,52	0,01	−2,27	0,02	−2,28	0,02	−5,25	0,00	−5,36	0,00	−4,24	0,00	−6,53	0,00	0,30	0,77	0,30	0,77	−3,18	0,00	−3,17	0,00
	Smer	−9,54	0,00	−9,52	0,00	−8,58	0,00	−8,59	0,00	−5,28	0,00	−5,34	0,00	−4,41	0,00	−5,00	0,00	−0,71	0,83	−0,72	0,83	−3,13	0,03	−3,12	0,03
	Trend	−10,47	0,00	−10,43	0,00	−9,51	0,00	−9,50	0,00	−5,26	0,00	−5,32	0,00	−4,28	0,01	−5,14	0,00	−3,36	0,08	−3,39	0,08	−4,43	0,00	−4,44	0,00
HU	Brez	−2,10	0,04	−2,11	0,03	−2,07	0,04	−2,07	0,04	−7,56	0,00	−7,72	0,00	−8,08	0,00	−8,44	0,00	−0,63	0,44	−0,61	0,45	−1,29	0,18	−1,28	0,18
	Smer	−2,34	0,16	−2,35	0,16	−2,23	0,20	−2,23	0,20	−7,95	0,00	−7,91	0,00	−8,34	0,00	−8,55	0,00	−2,72	0,08	−2,72	0,08	−3,42	0,01	−3,42	0,01
	Trend	−3,28	0,08	−3,28	0,08	−3,03	0,13	−3,03	0,13	−7,93	0,00	−7,88	0,00	−8,35	0,00	−8,57	0,00	−3,58	0,04	−3,58	0,04	−3,76	0,03	−3,75	0,03
SK	Brez	−2,92	0,00	−2,95	0,00	−2,65	0,01	−2,69	0,01	−5,71	0,00	−5,98	0,00	−5,21	0,00	−4,79	0,00	−1,58	0,11	−1,56	0,11	−1,92	0,05	−1,95	0,05
	Smer	−3,75	0,01	−3,78	0,00	−3,34	0,02	−3,38	0,02	−5,70	0,00	−5,94	0,00	−5,14	0,00	−4,78	0,00	−2,88	0,06	−2,87	0,06	−1,87	0,34	−1,89	0,33
	Trend	−6,75	0,00	−6,77	0,00	−3,62	0,04	−3,65	0,03	−5,71	0,00	−5,97	0,00	−5,05	0,00	−4,75	0,00	−2,94	0,16	−2,93	0,17	−8,19	0,00	−8,24	0,00
CZ	Brez	−2,74	0,01	−2,71	0,01	−1,83	0,06	−1,83	0,06	−6,74	0,00	−6,85	0,00	−2,44	0,02	−2,18	0,03	−0,10	0,64	−0,08	0,65	−2,17	0,03	−2,17	0,03
	Smer	−2,90	0,05	−2,84	0,06	−1,86	0,35	−1,83	0,36	−7,00	0,00	−6,98	0,00	−2,38	0,16	−2,15	0,23	−2,77	0,08	−2,76	0,08	−2,20	0,21	−2,21	0,21
	Trend	−2,94	0,16	−2,88	0,18	−2,00	0,59	−1,83	0,36	−7,11	0,00	−7,08	0,00	−2,95	0,17	−2,90	0,18	−3,16	0,11	−3,16	0,12	−4,14	0,01	−4,14	0,01
DE	Brez	−10,01	0,00	−10,03	0,00	−10,02	0,00	−10,04	0,00	−7,59	0,00	−7,79	0,00	−7,61	0,00	−7,54	0,00	−0,32	0,57	−0,30	0,57	−2,89	0,00	−2,84	0,01
	Smer	−11,47	0,00	−11,47	0,00	−11,41	0,00	−11,41	0,00	−8,49	0,00	−8,34	0,00	−7,86	0,00	−7,65	0,00	−2,16	0,22	−2,15	0,23	−5,24	0,00	−5,33	0,00
	Trend	−11,45	0,00	−11,45	0,00	−11,37	0,00	−11,38	0,00	−8,42	0,00	−8,28	0,00	−7,79	0,00	−7,58	0,00	−3,01	0,14	−3,00	0,14	−6,53	0,00	−6,70	0,00
EU-17	Brez	−1,89	0,06	−1,89	0,06	−1,97	0,05	−1,97	0,05	−7,45	0,00	−7,62	0,00	−8,69	0,00	−8,63	0,00	−0,09	0,65	−0,05	0,66	−4,42	0,00	−4,43	0,00
	Smer	−1,95	0,31	−1,95	0,31	−1,99	0,29	−1,98	0,29	−8,16	0,00	−8,08	0,00	−8,80	0,00	−8,65	0,00	−1,86	0,35	−1,84	0,36	−4,78	0,00	−4,78	0,00
	Trend	−3,52	0,05	−3,52	0,05	−3,45	0,05	−3,45	0,05	−8,13	0,00	−8,04	0,00	−8,88	0,00	−8,73	0,00	−3,13	0,11	−3,11	0,11	−6,04	0,00	−6,05	0,00

Vir: Lastni izračuni

Iz Priloge je razvidno, da kritične vrednosti τ–statistike pri petdesetih opazovanjih in stopnji značilnosti 0,05 za model brez konstantnega člena znašajo –1,95, za model s konstantnim členom –2,93 in za model s konstantnim členom in trendom –3,50. Iz tabele 4.2 je razvidno, da ničelne domneve modificiranega Dickey–Fullerjevega testa nismo uspeli zavreči pri dividendnem donosu, madžarski, češki in evropski potrošnji ter pri slovaški netvegani obrestni meri. Ker v teh primerih časovne vrste niso stacionarne, saj vsebujejo enotni koren in (ali) stohastični trend, uvodoma zastavljene hipoteze: »[v]hodni podatki so stacionarni« pa zato ne moramo sprejeti.

Tabela 4.3 prikazuje srednje vrednosti[7], standardne odklone[8] in mejne vrednosti realnih podatkov celotnega obdobja. V sklopu raziskave smo preverili še nominalne podatke in realne ter nominalne podatke za podobdobji, ki smo ju oblikovali v skladu z gospodarskim ciklom na obdobje stabilnega gibanja gospodarske aktivnosti pred četrtim četrtletjem 2008 in obdobje nestabilnega gibanja gospodarske aktivnosti po tretjem četrtletju 2008. Ugotovili smo, da ima nestabilno obdobje večinoma negativen prispevek k srednjim vrednostim celotnega obdobja, izjema so le češki, nemški in evropski borzni indeksi, kjer donos drugega obdobja presega donos prvega obdobja. Povprečni letni logaritmiran donos slovenskega borznega indeksa je na primer v celotnem obdobju znašal 2,0 %, logaritmirana rast potrošnje po principu začetka četrtletja pa 2,3 %, čeprav je povprečni donos slovenskega borznega indeksa v stabilnem obdobju znašal 6,6 %, rast domače potrošnje pa 3,3 %. Primerjava nominalnih in realnih podatkov nakazuje višje stopnje inflacije v obdobju stabilnega gibanja gospodarske aktivnosti in bistveno nižje stopnje inflacije v obdobju nestabilnega gibanja gospodarske aktivnosti. Povprečna domača letna inflacija je na primer v prvem obdobju znašala 5,8 % in drugem 1,8 %, rast cen potrošnje pa v prvem obdobju 2,1 % in drugem 1,1 %.

Variabilnost, merjena s povprečnim letnim standardnim odklonom, je najvišja pri rasti dividend borznih indeksov in donosu borznih indeksov, bistveno nižja pa pri netvegani obrestni meri, rasti potrošnje in dividendnem donosu. Letni standardni odklon logaritmirane rasti dividend in donosa slovenskega borznega indeksa je na primer znašal 43,7 % in 24,8 %, letni standardni odklon logaritmirane netvegane obrestne mere in rasti potrošnje (princip začetek četrtletja) pa 2,0 % in 2,6 %.

---

[7] Srednje vrednosti smo na letno raven preračunali z množenjem četrtletnih podatkov z faktorjem 400 (srednje vrednosti logaritemskih podatkov odražajo geometrična povprečja, ki so manjša od aritmetičnih povprečij).

[8] Standardne odklone pa z množenjem četrtletnih podatkov s faktorjem 200 (standardni odklon serijsko nekoreliranih podatkih narašča s kvadratnim korenom časa).

Tabela 4.3: Sredina, odklon in mejne vrednosti

Med prvim četrtletjem 1996 in zadnjim četrtletjem 2012 smo izračunali srednje vrednost, standardne odklone in mejne vrednosti za rast potrošnje ΔC, donos borznega indeksa R^i, rast ΔD in donos DY dividend borznega indeksa ter za kratkoročno obrestno mero denarnega trga R^f. Rast potrošnje ΔC smo merili po principu začetka C_1 in konca četrtletja C_2.

Država	Mera	ΔC_1	$\log \Delta C_1$	ΔC_2	$\log \Delta C_2$	R^i	$\log R^i$	ΔD	$\log \Delta D$	DY	$\log DY$	R^f	$\log R^f$
SI	Sredina	2,29	2,25	2,03	2,00	4,95	1,98	6,30	−3,84	9,72	9,58	0,79	0,77
	Odklon	2,60	2,58	2,40	2,38	24,07	24,81	52,82	43,73	2,52	2,45	2,05	2,04
	Minimum	−18,41	−18,85	−18,41	−18,85	−149,68	−187,49	−141,64	−174,84	3,09	3,08	−7,35	−7,41
	Maksimum	25,19	24,43	25,19	24,43	140,35	120,30	444,36	298,85	20,67	20,15	11,02	10,87
	Opazovanja	68	68	67	67	68	68	26	26	27	27	59	59
HU	Sredina	2,00	1,96	2,15	2,11	20,23	14,66	24,25	12,11	8,06	7,96	3,12	3,07
	Odklon	2,62	2,61	2,57	2,56	33,08	32,58	63,26	44,44	1,99	1,94	2,75	2,73
	Minimum	−12,18	−12,37	−12,18	−12,37	−161,06	−206,10	−185,92	−250,05	1,72	1,72	−10,32	−10,45
	Maksimum	16,55	16,22	16,55	16,22	215,56	172,43	779,60	432,59	23,13	22,48	17,23	16,87
	Opazovanja	68	68	67	67	68	68	61	61	62	62	68	68
SK	Sredina	3,34	3,29	3,13	3,09	6,14	2,99	4,00	−15,54	13,38	13,13	1,54	1,49
	Odklon	2,43	2,43	2,39	2,39	25,91	24,93	68,98	62,89	2,62	2,54	3,26	3,27
	Minimum	−19,93	−20,44	−19,93	−20,44	−104,20	−120,71	−230,49	−343,42	4,33	4,31	−19,50	−19,99
	Maksimum	14,28	14,03	10,32	10,19	180,64	149,06	567,23	353,19	23,76	23,08	14,78	14,52
	Opazovanja	68	68	63	63	68	68	34	34	35	35	68	68
CZ	Sredina	2,27	2,23	1,93	1,90	12,45	9,32	15,86	9,53	18,07	17,63	1,62	1,60
	Odklon	2,79	2,76	2,43	2,42	24,98	24,61	40,20	34,06	3,14	3,00	2,23	2,22
	Minimum	−10,55	−10,69	−10,55	−10,69	−95,94	−109,69	−111,70	−130,98	5,22	5,19	−8,63	−8,72
	Maksimum	24,99	24,24	9,54	9,43	146,09	124,53	303,62	225,91	31,17	30,02	16,28	15,96
	Opazovanja	68	68	67	67	68	68	27	27	28	28	68	68
DE	Sredina	0,80	0,80	0,80	0,79	19,35	15,47	9,04	6,71	10,84	10,68	1,19	1,14
	Odklon	1,20	1,20	1,21	1,21	26,69	26,94	21,86	21,35	1,86	1,80	1,06	1,06
	Minimum	−8,97	−9,07	−8,97	−9,07	−139,57	−171,66	−143,52	−177,77	5,76	5,72	−4,29	−4,31
	Maksimum	6,49	6,44	6,49	6,44	148,01	125,93	144,38	123,27	24,95	24,20	6,60	6,55
	Opazovanja	68	68	67	67	68	68	62	62	63	63	68	68
EU-17	Sredina	0,85	0,85	0,84	0,84	15,50	12,56	6,05	4,60	13,01	12,77	0,94	0,93
	Odklon	0,72	0,72	0,72	0,72	23,64	23,43	17,33	16,85	2,73	2,63	1,06	1,06
	Minimum	−4,68	−4,70	−4,68	−4,70	−108,56	−126,65	−99,81	−114,83	5,60	5,56	−3,18	−3,20
	Maksimum	3,41	3,39	3,41	3,39	139,87	119,95	114,20	100,46	30,78	29,66	7,14	7,07
	Opazovanja	68	68	67	67	68	68	59	59	60	60	68	68

Vir: Lastni izračuni

V tabeli 4.4 smo prikazali koeficiente asimetrije in sploščenosti ter Jarque-Berov (1980) test. Iz statistične teorije izhaja, da je porazdelitev slučajnih napak normalna, če sta koeficienta asimetrije in sploščenosti približno 0 in 3, Jarque-Berova statistika pa približno 0. Ničelne domneve, da se slučajne napake porazdeljujejo normalno, pogosteje nismo uspeli potrditi. Hkrati pa tudi ne moramo sprejeti uvodoma zastavljene hipoteze: »[s]lučajne napake vhodnih podatkov se porazdeljujejo normalno« Na primer koeficienta asimetrije in sploščenosti logaritmirane rasti domače potrošnje, izračunane po principu začetka četrtletja, znašata 0,6 in 11,5. Sploščena in levo ukrivljena porazdelitev slučajnih napak domače potrošnje se odrazi tudi na Jarque-Berovem testu, ki doseže visoko vrednost 207. Kljub temu velja upoštevati, da je asimptotični Jarque-Berov test zanesljiv za velike vzorce, naši vzorci podatkov pa obsegajo največ 68 opazovanj.

Po vzoru Campbella (2003, 813) smo raziskavo nadaljevali z analizo medsebojne povezanosti spremenljivk, posebno pozornost pa smo posvetili korelaciji med rastjo potrošnje in donosom borznega indeksa. Potrošnjo smo merili po tistem pristopu, ki zagotavlja največjo korelacijo z borznim indeksom. Z izjemo evropske potrošnje so potrošnje bolje korelirane z borznim indeksom, če jih merimo po principu začetka četrtletja. V linearnem logaritemskem modelu smo zato slovensko, madžarsko, slovaško, češko in nemško potrošnjo merili po principu začetka četrtletja, evropsko potrošnjo pa po principu konca četrtletja. Med obema principoma so razlike še posebej očitne pri domači potrošnji, kjer korelacijski koeficient po principu začetka četrtletja znaša 0,24 in po principu konca četrtletja 0,01, najmanj očitne pa pri češki potrošnji, kjer korelacijski koeficient po principu začetka četrtletja znaša −0,06 in po principu konca četrtletja −0,04.

V tabeli 4.5 smo prikazali za različne frekvence zajemanja podatkov korelacijske koeficiente izbranih parov spremenljivk. Korelacija med potrošnjo in borznim indeksom ter med potrošnjo in dividendnim donosom je pogosteje pozitivna, korelacija med borznim indeksom in kratkoročno obrestno mero pa pogosteje negativna. Za podatke enajstih gospodarskih velesil podobno ugotovi tudi Campbell (2003, 810), ki za različne frekvence zajemanja podatkov oceni korelacijo med rastjo potrošnje, merjene po principu začetka in konca četrtletja, in borznim indeksom ter korelacijo med borznim indeksom in rastjo dividend borznega indeksa.

Tabela 4.4: Asimetrija, sploščenost in Jarque-Berov test

Med prvim četrtletjem 1996 in zadnjim četrtletjem 2012 smo izračunali koeficient asimetrije in sploščenosti ter Jarque-Berov test (JB) prikazujemo s pripadajočo p-statistiko. Rast potrošnje ΔC smo merili po principu začetka četrtletja C_1 in po principu konca četrtletja C_2. Donos borznega indeksa smo označili z R^i, rast dividendnih izplačil borznega indeksa z D, dividendni donos z DY in kratkoročno obrestno mero denarnega trga z R^f.

Država	Mera	ΔC_1	$\log \Delta C_1$	ΔC_2	$\log \Delta C_2$	R^i	$\log R^i$	ΔD	$\log \Delta D$	DY	$\log DY$	R^f	$\log R^f$
SI	Asimetrija	0,76	0,57	0,46	0,23	−0,26	−0,87	2,69	1,13	0,52	0,50	0,36	0,33
	Sploščenost	11,59	11,47	13,91	13,69	4,06	5,31	12,68	7,25	2,30	2,28	2,87	2,84
	JB test	215,47	207,07	334,71	319,66	3,97	23,67	132,73	25,13	1,75	1,70	1,30	1,14
	p	0,00	0,00	0,00	0,00	0,14	0,00	0,00	0,00	0,42	0,43	0,52	0,57
HU	Asimetrija	−0,28	−0,33	−0,29	−0,34	0,10	−0,60	4,08	18,43	1,50	1,46	−0,04	−0,07
	Sploščenost	3,55	3,57	3,73	3,76	3,82	4,44	23,59	12,22	6,29	6,12	2,75	2,74
	JB test	178,30	2,18	2,40	2,87	2,04	9,97	1.247,02	250,63	51,17	4,72	0,19	0,25
	p	0,41	0,34	0,30	0,24	0,36	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,91	0,88
SK	Asimetrija	−1,44	−1,55	−1,72	−1,83	0,77	0,27	1,98	0,01	−0,14	−0,16	−0,63	−0,70
	Sploščenost	9,05	9,63	9,72	10,33	4,44	3,73	9,67	4,92	1,98	1,97	4,21	4,33
	JB test	127,08	151,75	149,54	176,06	12,56	23,02	85,13	5,21	1,64	1,68	8,73	10,60
	p	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,32	0,00	0,07	0,44	0,43	0,01	0,00
CZ	Asimetrija	0,50	0,41	−0,58	−0,61	0,05	−0,32	2,08	1,29	0,16	0,13	0,40	0,36
	Sploščenost	5,86	5,57	2,73	2,78	3,11	3,09	8,14	6,12	2,57	2,57	3,68	3,61
	JB test	26,02	20,60	3,97	4,25	0,06	1,16	49,22	18,46	0,34	0,30	3,11	2,50
	p	0,00	0,00	0,14	0,12	0,97	0,56	0,00	0,00	0,84	0,86	0,21	0,29
DE	Asimetrija	−0,65	−0,69	−0,64	−0,68	−0,44	−0,98	0,71	−0,35	1,37	1,34	−0,07	−0,04
	Sploščenost	6,01	6,14	5,92	6,05	3,91	4,72	6,82	8,89	5,20	5,06	2,89	2,89
	JB test	30,44	33,31	28,34	31,05	4,52	19,28	42,83	90,98	32,35	30,01	0,09	0,05
	p	0,00	0,00	0,00	0,00	0,10	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,96	0,98
EU-17	Asimetrija	−0,86	−0,88	−0,84	−0,85	−0,18	−0,58	0,73	0,13	0,81	0,78	0,34	0,32
	Sploščenost	4,82	4,88	4,78	4,83	3,43	3,66	5,83	6,21	3,60	3,49	2,80	2,78
	JB test	17,74	18,67	16,60	17,49	0,88	5,09	24,93	25,56	7,50	6,62	1,39	1,32
	p	0,00	0,00	0,00	0,00	0,64	0,08	0,00	0,00	0,02	0,04	0,50	0,52

Vir: Lastni izračuni

S povečevanjem frekvence zajemanja podatkov se korelacijski koeficienti prej povečujejo kot zmanjšujejo, kar je skladno z ugotovitvami Campbella (2003), ki še dodaja, da je časovna domena merjenja potrošnje manj pomembna, ko je frekvenca zajemanja podatkov večja.

Tabela 4.5: Korelacijski koeficienti in frekvenca zajemanja podatkov

Za frekvenco enega, dveh in štirih četrtletij smo izračunali korelacijske koeficiente s pripadajočo p-statistiko. Rast potrošnje ΔC smo merili po principu začetka četrtletja C_1 in po principu konca četrtletja C_2.

Država	Obdobje	f_i	$\rho(\log C_1, \log R^i)$		$\rho(\log C_1, \log R^i)$		$\rho(\log C_1, \log \Delta D)$		$\rho(\log R^i, \log \Delta D)$		$\rho(\log R^i, \log R^f)$	
			ρ	p	ρ	p	ρ	p	ρ	p	ρ	p
SI	1996.1–2012.3	1	0,24	0,05	0,01	0,96	–0,07	0,73	–0,11	0,60	–0,13	0,31
	1996.4–2012.2	2	0,39	0,03	0,32	0,08	–0,14	0,68	–0,26	0,42	–0,18	0,32
	1996.4–2011.4	4	0,36	0,19	0,53	0,04	–0,64	0,25	–0,17	0,78	–0,39	0,15
HU	1996.1–2012.3	1	0,01	0,94	–0,15	0,22	0,04	0,74	–0,12	0,38	–0,10	0,42
	1996.4–2012.2	2	–0,10	0,61	–0,08	0,68	0,04	0,82	0,02	0,90	–0,19	0,31
	1996.4–2011.4	4	0,05	0,86	0,01	0,98	0,12	0,68	0,09	0,76	–0,35	0,20
SK	1996.1–2012.3	1	0,21	0,11	0,15	0,24	0,27	0,14	–0,07	0,71	–0,06	0,62
	1996.4–2012.2	2	0,33	0,06	0,20	0,28	0,20	0,46	0,15	0,59	0,06	0,73
	1996.4–2011.4	4	0,22	0,43	0,38	0,17	0,10	0,84	0,03	0,92	–0,19	0,51
CZ	1996.1–2012.3	1	–0,02	0,90	–0,04	0,73	0,14	0,51	–0,05	0,81	–0,16	0,20
	1996.4–2012.2	2	0,28	0,11	0,06	0,76	0,39	0,21	0,13	0,70	0,05	0,79
	1996.4–2011.4	4	0,60	0,02	0,20	0,48	–0,89	0,04	–0,89	0,04	0,49	0,07
DE	1996.1–2012.3	1	–0,06	0,61	–0,13	0,31	0,18	0,18	0,22	0,08	–0,33	0,01
	1996.4–2012.2	2	0,33	0,06	–0,11	0,53	0,16	0,40	0,27	0,15	–0,24	0,19
	1996.4–2011.4	4	0,58	0,02	0,16	0,57	0,25	0,38	0,39	0,17	–0,06	0,82
EU-17	1996.1–2012.3	1	0,13	0,31	0,16	0,20	0,17	0,21	0,01	0,96	–0,17	0,16
	1996.4–2012.2	2	0,53	0,00	0,25	0,17	0,15	0,44	0,07	0,73	0,07	0,72
	1996.4–2011.4	4	0,58	0,02	0,53	0,04	–0,37	0,21	0,03	0,93	0,32	0,24

Vir: Lastni izračuni

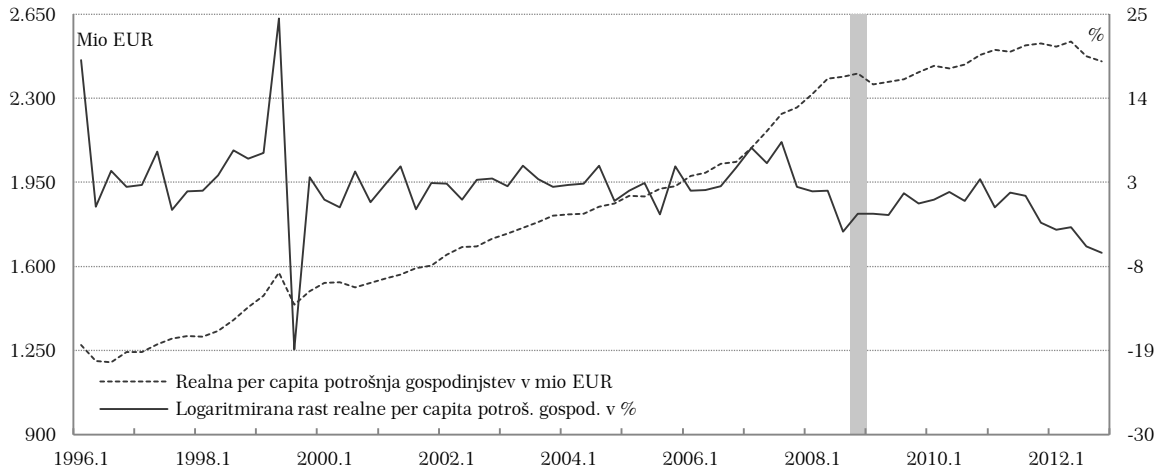
4.1.3 Značilnosti kapitalskih trgov

Medčasovni potrošnji model predpostavlja reprezentativnega investitorja, ki razpolaga z reprezentativno potrošnjo, merjeno s potrošnjo gospodinjstev na prebivalca, povprašuje pa po tveganem in netveganem premoženju, merjenim z borznim indeksom in kratkoročno obrestno mero denarnega trga. Domači kapitalski trg smo primerjali z madžarskim, slovaškim, češkim, nemškim in evropskim kapitalskim trgom, celotno obdobje opazovanj pa z obdobjem stabilnega gibanja gospodarske aktivnosti pred tretjim četrtletjem 2008 in obdobjem nestabilnega gibanja gospodarske aktivnosti po tretjem četrtletju 2008. Če ni opredeljeno drugače, so podatki logaritmirane vrednosti, ki smo jih v nadaljevanju uporabili pri ocenjevanju logaritemskega modela.

Leta 2012 je realna domača potrošnja gospodinjstev znašala 20 milijard mrd EUR (slovaška potrošnja gospodinjstev 40 mio EUR, madžarska 50 mio EUR, češka 75 mio EUR, nemška 1.471 mio EUR), na prebivalca pa 10 tisoč EUR (madžarska potrošnja na prebivalca 5 tisoč EUR, češka 7 tisoč EUR, slovaška 7 tisoč EUR, nemška 18 tisoč EUR). Domača potrošnja na prebivalca je blago oscilirajoče naraščala in v celotnem obdobju več kot podvojila začetno vrednost. Povprečna rast domače potrošnje na prebivalca je znašala 2,3 % (brez upoštevanja obdobja nestabilnega gibanja gospodarske aktivnosti po tretjem četrtletju 2008 3,3 %) in je primerljiva z madžarsko in češko rastjo potrošnje, manjša od slovaške rasti potrošnje ter večja od nemške in evropske rasti potrošnje. (Glej tabelo 4.3.) Variabilnost rasti domače potrošnje, merjene z letnim standardnim odklonom, je znašala 2,6 % in je primerljiva z madžarsko, slovaško in češko variabilnostjo potrošnje ter je večja od nemške in evropske variabilnosti potrošnje. Korelacijski koeficient med rastjo domače potrošnje in donosom slovenskega borznega indeksa je znašal 0,24 (korelacijski koeficient za Nemčijo je znašal −0,06, za Češko −0,02, za Madžarsko 0,01, za EU-17 0,16, za Slovaško 0,21). Korelacijski koeficient je v statistično značilnih primerih pozitiven, s povečevanjem frekvence zajemanja podatkov pa se povečuje. Domačo potrošnjo grafično prikazujemo na sliki 4.1, potrošnje ostalih držav pa v Prilogi.

Slika 4.1: Slovenska potrošnja gospodinjstev na prebivalca

Črtkano smo prikazali realno potrošnjo gospodinjstev na prebivalca v mio EUR, zvezno pa logaritmirano realno letno rast potrošnje gospodinjstev na prebivalca v %. Senčena navpična črta loči obdobje stabilnega od obdobja nestabilnega gibanja gospodarske aktivnosti.

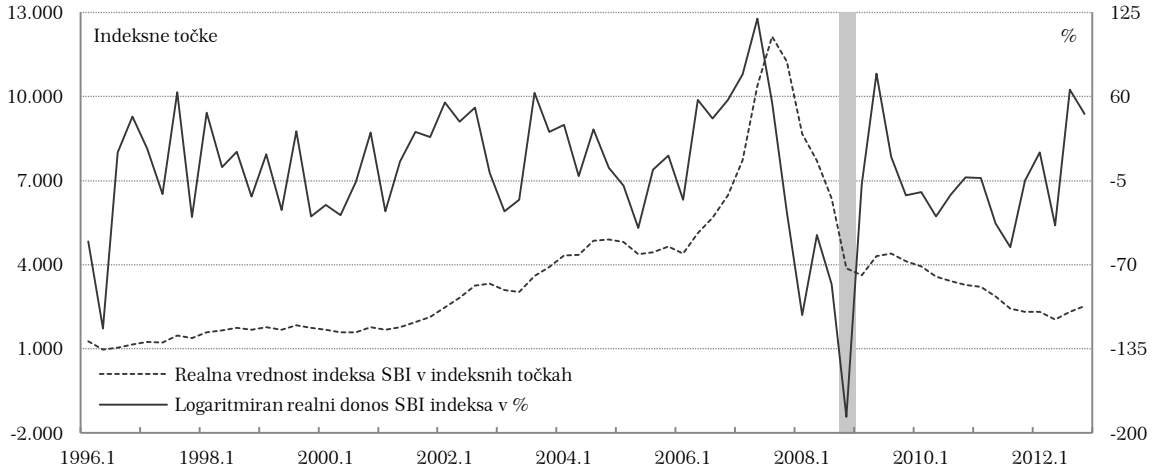


Vir: Lastni prikazi

Konec leta 2012 je tržna kapitalizacija slovenskega borznega indeksa znašala 3,8 mrd EUR (tržna kapitalizacija slovaškega borznega indeksa 2,2 mrd EUR, madžarskega borznega indeksa 14,7 mrd EUR, češkega 43,4 mrd EUR, nemškega 776,2 mrd EUR in evropskega 1.943,2 mrd EUR), tržna kapitalizacija slovenskega borznega indeksa na bruto domač proizvod pa 11 % (tržna kapitalizacija slovaškega borznega indeksa na bruto slovaški proizvod 3 %, na bruto madžarski proizvod 15 %, na evropskega 20 %, češkega 28 % in na nemškega 29 %). Pričakuje se, da raziskovalec meri trg kapitala z instrumentom, ki dosega visok delež tržne kapitalizacije v bruto državnem proizvodu. Po Campbellu (2003, 809) je borzni indeks dober instrument kapitalskega trga, če delež tržne kapitalizacije presega dve tretjini bruto državnega proizvoda, vendar pa tudi v svoji raziskavi kapitalske trge meri z nizko kapitaliziranimi borznimi indeksi. Skozi celotno obdobje je tečaj slovenskega borznega indeksa močno oscilirajoče naraščal in skoraj podvojil svojo vrednost. Povprečni donos je znašal 2,0 % (brez upoštevanja nestabilnega obdobja po tretjem četrtletju 2008: 6,6 %) oziroma manj od vseh ostalih borznih indeksov. (Glej tabelo 4.3.) Variabilnost donosa domačega borznega indeksa, merjena z letnim standardnim odklonom, je znašala 24,8 % oziroma podobno kot variabilnost slovaškega in praškega borznega indeksa: več kot variabilnost evropskega in nemškega borznega indeksa ter manj kot variabilnost madžarski borznega indeksa. Slovenski borzni indeks grafično prikazujemo na sliki 4.2, borzne indekse ostalih držav pa v Prilogi.

Slika 4.2: Slovenski borzni indeks

Črtkano smo prikazali realno vrednost SBI indeksa v indeksnih točkah, zvezno pa realni letni donos SBI indeksa v %. Senčena navpična črta loči obdobje stabilnega od obdobja nestabilnega gibanja gospodarske aktivnosti.

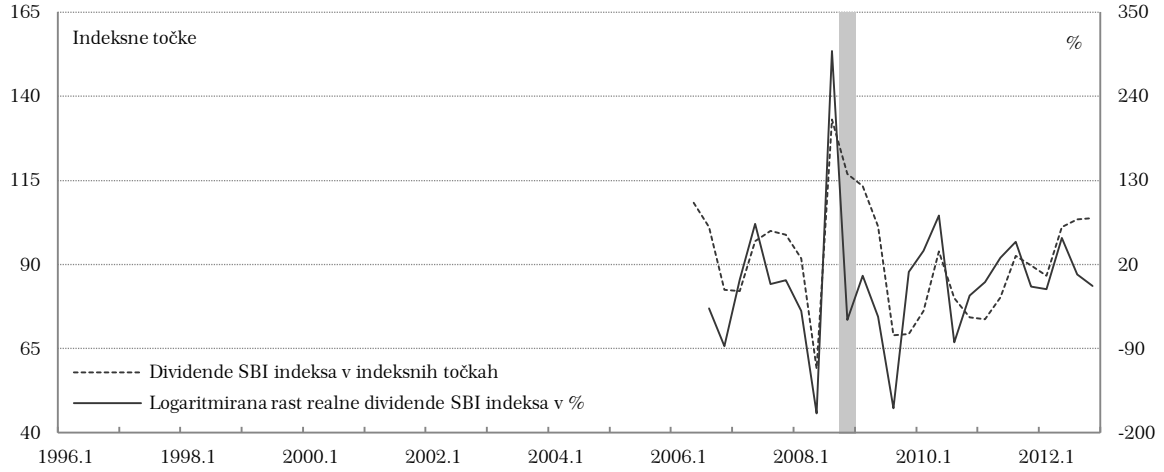


Vir: Lastni prikazi

Donos slovenskega borznega indeksa je zaradi slabo razpoložljivih dividendnih izplačil (Glej število opazovanj v tabeli 4.3.) in predpostavke (Glej 4.1.1 Zajemanje podatkov.), da je nerazpoložljiva dividenda enaka neizplačani dividendi, podcenjen v primerjavi z donosi ostalih borznih indeksov. Če bi upoštevali tuje dividende v izračunu donosa tujih borznih indeksov le v času razpoložljivih domačih dividend, bi donos slovenskega borznega indeksa presegel donos slovaškega borznega indeksa ne pa tudi donosa ostalih borznih indeksov. Če dividend v izračunu donosa sploh ne bi upoštevali, bi se povprečni donos slovenskega borznega indeksa zmanjšal na −1,8 % in ponovno presegel donos slovaškega borznega indeksa, ne pa tudi donosa ostalih borznih indeksov. Variabilnost rasti dividend slovenskega borznega indeksa, merjena z letnim standardnim odklonom, je znašala 44,6 % oziroma manj od variabilnosti rasti dividend slovaškega borznega indeksa in več od variabilnosti rasti dividend ostalih borznih indeksov. Dividendna izplačila slovenskega borznega indeksa grafično prikazujemo na sliki 4.3, dividendna izplačila ostalih borznih indeksov pa v Prilogi.

Slika 4.3: Dividendna izplačila slovenskega borznega indeksa

Črtkano smo prikazali realno dividendna izplačila SBI indeksa v indeksnih točkah, polno pa realno letno rast dividendnih izplačil SBI indeksa v %. Senčena navpična črta loči obdobje stabilnega od obdobja nestabilnega gibanja gospodarske aktivnosti.



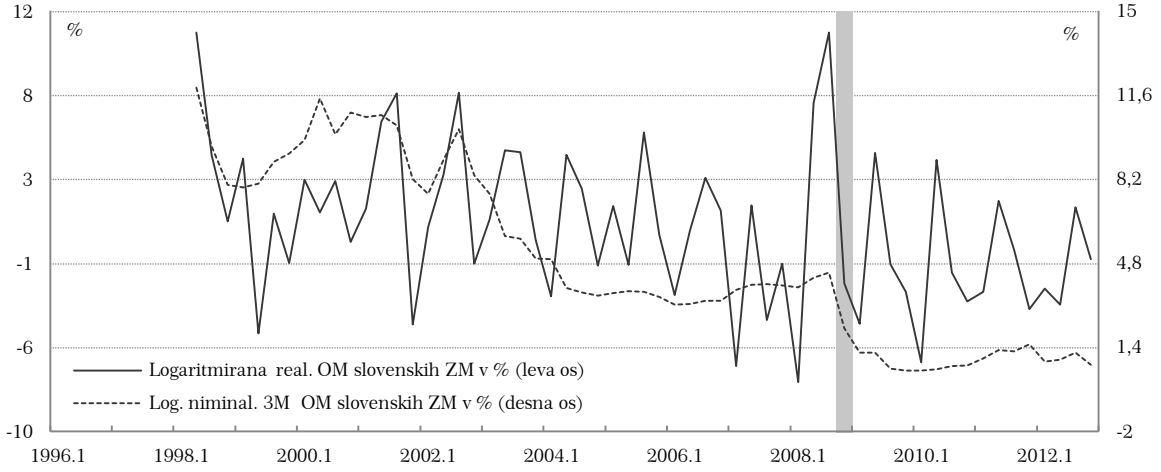
Vir: Lastni prikazi

Konec leta 2012 je realna obrestna mera trimesečnih zakladnih menice RS znašala −0,97 %, nominalna pa 0,69 %. V celotnem obdobju se je nominalna obrestna mera blago oscilirajoče zmanjševala in povprečno znašala 5,0 % (več od nemške, evropske in češke netvegane obrestne mere ter manj od slovaške in madžarske), realna obrestna pa se je močno oscilirajoče zmanjševala in povprečno znašala 0,7 % (ponovno več od nemške, evropske in češke netvegane obrestne mere in manj od slovaške in madžarske obrestne mere). Razlika med

realno in nominalno obrestno mero je odraz inflacije, ki je bila še posebej visoka v obdobju stabilnega gibanja gospodarske aktivnosti. Variabilnost realne obrestne mere trimesečnih zakladnih menic RS, merjena z letnim standardnim odklonom, je znašala 1,9 % oziroma manj od češke, slovaške in madžarske variabilnosti netveganega obrestne mere in več od nemške in evropske variabilnosti netvegane obrestne mere. Nominalno in realno obrestno mero trimesečnih zakladnih menic RS prikazujemo grafično na sliki 4.4, netvegane obrestne mere ostalih držav pa v Prilogi.

Slika 4.4: Obrestna mera trimesečnih zakladnih menic RS

Črtkano smo prikazali logaritmirano letno nominalno obrestno mero trimesečnih zakladnih menic RS v % (leva os), zvezno pa logaritmirano letno realno obrestno mero trimesečnih zakladnih menic RS v % (desna os). Senčena navpična črta loči obdobje stabilnega od obdobja nestabilnega gibanja gospodarske aktivnosti.



Vir: Lastni prikazi

4.2 Linearno logaritemski model

Linearno logaritemski medčasovni potrošni model smo empirično testirali po Campbellu (2003), ki tako poenostavljen model oceni na osnovi mednarodnih podatkov, rezultate pa predstavi v raziskavi *Consumption-Based Asset Pricing*. Naša raziskava se osredotoča na tiste dele njegove raziskave, ki empirično preverjajo uganko premije za tveganje in uganko netvegane obrestne mere.

Poglavje je zgrajeno iz treh delov. Začnemo s pregledom literature, sledi preverjanje uganke premije za tveganje, zaključimo pa s preverjanjem uganke netvegane obrestne mere.

4.2.1 Pregled literature

Mehrovo in Prescottovo (1985) ter Weilovo (1989) uganko smo empirično testirali po Campbellu (2003), ki Rubinsteinov (1979), Lucasov (1978) in Breednov (1979) medčasovni potrošni model logaritemsko poenostavi po Hansenu in Singletonu (1983). V nadaljevanju povzemamo dognanja Mehra in Prescotta (1985) ter Weila (1989) in Campbella (2003), pojasnimo pa ambicije naše raziskave.

Mehra in Prescott (1985) na realnih letnih podatkih Združenih držav med letoma 1889 in 1978 ocenita modificiran medčasovni potrošni model. Potrošnjo investitorja merita z rastjo izdatkov za potrošnjo netrajnih dobrin in storitev na prebivalca, donos in dividendo tveganega premoženja z donosom in rastjo dividend borznega indeksa Standard and Poor's, donos netveganega premoženja pa z obrestno mero trimesečnih državnih zakladnih menic. Predpostavita, da rast potrošnje sledi markovski verigi (angl. Markov chain) dveh stanj, da matematično upanje pogojujeta tekoča in pretekla potrošnja ter da je rast potrošnje popolno pozitivno korelirana z rastjo dividend borznega indeksa. Zahtevata, da diskontni faktor zavzame vrednost med 0 in 1, koeficient nenaklonjenosti tveganju pa vrednost med 0 in 10. Ker ugotovita, da model pojasni največ dvajsetino dejanske 6,18-odstotne premije za tveganje, označita problem z uganko premije za tveganje. Po Weilu (1989, 409) sta soočena z dilemo – dopustiti visok koeficient nenaklonjenosti tveganju (okrog 40 ali 50) ali zaključiti, da model ni sposoben pojasniti premije za tveganje.

Weil (1989) na podatkih Mehra ter Prescotta (1985) z naprednejšo Kreps-Porteusovo (1978, 1979) isoelastično funkcijo koristnosti ponovno oceni medčasovni potrošni model. V duhu Epstein-Zin-Weilovega (1989) modela pojasni, da razdvojitev rigidno povezanega koeficienta nenaklonjenosti tveganju od koeficienta elastičnosti medčasovne substitucije ne reši uganke premije za tveganje. Z briljantnim vpogledom v Mehrovo in Prescottova (1985) dilemo še opozori, da dovolj visok koeficient nenaklonjenosti tveganju sicer pojasni dejansko premijo za tveganje, vendar pa ustvari pogojev za uganko netvegane obrestne mere. V Neumen-Morgensternovi isoelastični funkciji koristnosti je koeficient nenaklonjenosti tveganju inverz koeficienta elastičnosti medčasovne substitucije, visoka nenaklonjenost tveganju pa z drugimi besedami pomeni nizko elastičnost medčasovne substitucije. Ker ljudje z nizko elastičnostjo medčasovne substitucije ustvarjajo rast potrošnje (prelagajo današnjo na prihodno potrošnjo) pri skrajno visoki netvegani obrestni meri (Dejanska obrestna mera je nizka!), označi problem z uganko netvegane obrestne mere.

Campbell (2003) na realnih četrtletnih in letnih podatkih Avstralije, Francije, Italije, Japonske, Kanade, Nemčije, Nizozemske, Švedske, Švice, Velike Britanije in Združenih držav na Hansenovih in Singletonovih (1983) logaritemskih predpostavkah oceni medčasovni potrošni model ter preveri Mehrovo ter Prescottovo (1985) in Weilovo (1989) uganko. Rast potrošnje Združenih držav meri z rastjo izdatkov za netrajne dobrine in storitve, rast potrošnje ostalih držav pa večinoma z rastjo celotnih izdatkov za potrošnjo. Donos in rast dividende tveganega premoženja meri z donosom in rastjo dividend prevladujočih državnih borznih indeksov, donos netveganega premoženja pa z obrestnimi merami kratkoročnih instrumentov denarnega trga. Najdaljšo četrtletno časovno vrsto sestavljajo podatki Združenih držav (od 1947.2 do 1998.4) in najkrajšo Švica (od 1982.2 do 1999.1); najdaljšo letno časovno vrsto sestavljajo podatki Združenih držav (od 1891 do 1998) in najkrajšo Švedska (od 1920 do 1998). Na podlagi mednarodnih podatkov oceni nerazumno visoke koeficiente nenaklonjenosti tveganju in potrdi uganko netvegane obrestne mere.

Po vzoru Campbella (2003) smo med prvim četrtletjem 1996 in zadnjim četrtletjem 2012 na realnih četrtletnih podatkov Slovenije, Madžarske, Slovaške, Češke, Nemčije in EU-17 ocenili medčasovni potrošni model in preverili uganko premije za tveganje ter uganko netvegane obrestne mere. Evropsko potrošnjo smo merili z rastjo celotne potrošnje na prebivalca, potrošnjo ostalih držav pa z rastjo končne potrošnje gospodinjstev na prebivalca. Donos tveganega premoženja smo merili z donosom prevladujočih državnih borznih indeksov, donos netveganega premoženja pa z donosom kratkoročnih instrumentov denarnega trga.

4.2.2 Uganka premije za tveganje

V medčasovnem potrošnem modelu premijo za tveganje določata količina in cena tveganja. Količino tveganja določa kovarianca med rastjo potrošnje in donosom premoženja σ_{ic}, ceno tveganja pa koeficient nenaklonjenosti tveganju γ. Zapišimo ponovno enačbo (2.17):

$$E\left[r_{i,t+1} - r_{f,t+1}\right] + \sigma_i^2/2 = \gamma\sigma_{ic}. \tag{4.8}$$

Polovica variance donosa tveganega premoženja na levi strani je Jensenova neenakost, ki pretvarja aritmetično v geometrično povprečje. Visoka premija za tveganje je povezana z visoko kovarianco σ_{ic}. Zakaj? Ker je donos nizek, ko bi najbolj želeli visok donos. Natančneje, ker je donos premoženja visok, ko je tudi potrošnja investitorja visoka in je dodatna enota potrošnje zaradi nizke marginalne koristi manj zaželena, in nizek, ko je tudi potrošnja investitorja nizka

in je dodatna enota potrošnje zaradi visoke marginalne koristi bolj zaželena. Uganka nastane, ko je kovarianca σ_{ic} nizka, visoko premijo za tveganje $[r_{i,t+1} - r_{f,t+1}]$ pa uspemo pojasniti z zmnožkom $\gamma\sigma_{ic}$, če močno povečamo koeficient γ. Za izbrane države uganko premije za tveganje prikazuje tabela 4.6.

Tabela 4.6: Uganka premije za tveganje

Letno aritmetično povprečje logaritmiranega presežnega donosa smo označili aer_e, letni standardni odklon pa $\sigma(er_e)$. Rast potrošnje je pri vseh državah izračunana po principu začetka četrtletja. Majhne črke označujejo logaritemske spremenljivke.

Država	Obdobje	aer_e	$\sigma(er_e)$	$\sigma(m)$	$\sigma(\Delta c)$	$\rho(er_e, \Delta c)$	$cov(er_e, \Delta c)$	γ_1	γ_2
SI	1998.2-2012.3	4,14	24,22	17,23	2,52	0,24	14,83	27,91	6,78
HU	1996.1-2012.3	17,24	33,19	53,54	2,56	0,01	0,83	2.067,60	20,26
SL	1997.1-2012.3	4,64	26,09	18,03	2,39	0,15	9,37	49,57	7,44
CZ	1996.1-2012.3	10,16	25,15	41,08	2,42	−0,02	−0,91	< 0	16,66
DE	1996.1-2012.3	17,76	27,29	65,84	1,21	−0,06	−2,08	< 0	53,76
EU-17	1996.1-2012.4	13,91	23,70	59,27	0,72	0,12	2,06	676,07	81,13

Vir: Lastni izračuni

Tretja kolona ceni levo stran (4.8) oziroma letno aritmetično povprečje presežnih donosov, četrta, peta in šesta kolona pa letne standardne odklone presežnega donosa, stohastičnega diskontnega faktorja in rasti potrošnje. Sedma in osma kolona prikazujeta korelacijo in kovarianco med presežnim donosom in rastjo potrošnje, slednji dve koloni pa koeficient nenaklonjenosti tveganju γ, izračunan po dveh scenarijih. Koeficient γ_1 upošteva dejansko kovarianco v osmi koloni, izračunano z dejanskim korelacijskim koeficientom v sedmi koloni, koeficient γ_2 pa je izračunan s kovarianco, ki upošteva popolno pozitivno korelacijo. Po Campbellu (2003, 820) sta scenarija iz diagnostičnih razlogov koristna, ker razčlenita, ali uganka izhaja iz gladke rasti (nizko oscilirajoče rasti) potrošnje ali iz nizke korelacije med donosom premoženja in rastjo potrošnje. Campbell (Ibid.) še doda, da je korelacijo težko pravilno meriti, saj je le-ta močno občutljiva na kratkoročne napake merjenja in prilagajanja zajetih potrošnih podatkov (Glej tabelo 4.5.).

Tabela 4.6 kaže, da je uganka premije za tveganje robusten fenomen našim podatkom. Koeficient γ_1 je zaradi nizke dejanske kovariance $cov(er_e, \Delta c)$ ekstremno visok, koeficient γ_2 pa je zaradi popolne korelacije $\rho(er_e, \Delta c)$ nižji, vendar le pri Sloveniji in Slovaški pod Mehrovo in Prescottovo (1985, 154) še razumljivo vrednostjo 10. Zaradi negativne korelacije $\rho(er_e, \Delta c)$ smo pri Nemčiji in Češki − v nasprotju s teoretičnimi pričakovanji − ocenili negativni koeficient γ_1. Podobno Campbell (2003, 810) oceni negativni koeficient γ za Francijo, Italijo in Švedsko, za ostale države pa ekstremno visok koeficient γ. Ob upoštevanju

popolne pozitivne korelacije $\rho(er_e, \Delta c)$ poroča nižje koeficiente γ, vendar le pri Japonski in Avstraliji pod 10. Pomnimo, da uganka premije za tveganje preko Hansen-Jagannathanove (1991) meje zahteva ekstremno volatilen stohastični diskontni faktor $\sigma(m)$. Uporabimo Sharpovo razmerje $E(R^e)/\sigma(R^e)$ in Hansen-Jagannathanovo mejo $|E(R^e)|/\sigma(R^e)$ ter ponovno zapišimo (2.4):

$$\frac{\sigma(m)}{E(m)} \geq \frac{|E(R^e)|}{\sigma(R^e)}. \tag{4.9}$$

Med izbranimi državami se letni presežni donos giblje med 4 % in 17 %, standardni odklon pa med 24 % in 33 % − Sharpovo razmerje znaša med 0,17 in 0,65. Netvegana obrestna mera se giblje med 1 % in 3 % − srednja vrednost stohastičnega diskontnega faktorja znaša med 0,97 in 0,99. Volatilnost stohastičnega diskontnega faktorja mora torej biti najmanj 0,17 (Glej tabelo 4.6.); Sharpovo razmerje za Slovenijo bo na primer konsistentno s stohastičnim diskontnim faktorjem, čigar letna volatilnost ne bo manjša od 17 %! Campbell (2003, 818) za izbrane države oceni Sharpovo razmerje med 0,17 in 0,68, podatki Združenih držav pa zahtevajo stohastični diskontni faktor, čigar letna volatilnost ni manjša od 52 %!

4.2.2 Uganka netvegane obrestne mere

Uganka premije za tveganje je povezana z visoko premijo za tveganje in nizko kovarianco med rastjo potrošnje in donosom premoženja. Če nizko kovarianco nadomestimo z visokim koeficientom γ izzovemo uganko netvegane obrestne mere. Zakaj? Ker je koeficient γ v medčasovnem potrošnem modelu inverzno povezan s koeficientom elastičnosti medčasovne substitucije ψ − visok koeficient γ je enak nizkemu koeficientu ψ. Uganka nastane, ko nizek koeficient ψ zahteva visoko netvegano obrestno mero (da varčevanja nejevoljnega investitorja spodbodimo k varčevanju), dejanska netvegana obrestna mera pa je nizka, zaradi česar je pozitivna rast potrošnje (varčevanje, oziroma zmanjševanjem trenutne in povečevanjem prihodnje potrošnje, ustvarja rast potrošnje) mogoča pri nizki ali celo negativni časovni preferenci $-\log\delta$ (diskontni faktor δ je blizu 1 ali celo večji kot 1). Spomnimo, da netvegano obrestno mero določa (2.18):

$$r_{f,t+1} = -log\delta + \gamma E_t \Delta c_{t+1} - \frac{\gamma^2 \sigma_c^2}{2}. \tag{4.10}$$

Po Campbellu (1996, 309) netvegano obrestno mero oblikujejo trije dejavniki: časovna preferenca $-log\delta$ (δ je diskontni faktor), rast potrošnje Δc_{t+1} in variabilnost potrošnje σ_c^2.

Prvič: netvegana obrestna mera je visoka, ko ljudje preferirajo trenutno potrošnjo, zaradi česar jih zgolj visoka obrestna mera stimulira k preferiranju bodoče potrošnje; drugič: rast potrošnje je visoka, ko je visoka obrestna mera, ker visoka obrestna mera ljudi spodbudi, da s preložitvijo trenutne in povečanjem prihodnje potrošnje ustvarijo rast potrošnje; tretjič: obrestna mera je nizka, ko je variabilnost potrošnje visoka in ljudje zaradi previdnostnega motiva preferirajo bodočo potrošnjo. Po Cochranu (2013) ima koeficient nenaklonjenosti tveganju γ dve vlogi: spreminja jakost odziva netvegane obrestne mere na spremembo rasti potrošnje $\gamma E_t \Delta c_{t+1}$ in spreminja jakost odziva netvegane obrestne na spremembo variabilnosti potrošnje $-\gamma^2 \sigma_c^2/2$. Za izbrane države uganko netvegane obrestne mere prikazuje tabela 4.7.

Tabela 4.7: Uganka netvegane obrestne mere

Letno geometrično povprečje logaritmirane netvegane obrestne mere in rasti potrošnje smo označili z $\overline{r_f}$ in $\overline{\Delta c}$. Rast potrošnje je pri vseh državah izračunana po principu začetka četrtletja. Majhne črke označujejo logaritemske spremenljivke.

Država	Obdobje	$\overline{r_f}$	$\overline{\Delta c}$	$\sigma(\Delta c)$	γ_1	$-\log \delta_1$	γ_2	$-\log \delta_2$
SI	1998.2-2012.3	0,80	1,91	2,52	27,91	−27,72	6,78	−10,68
HU	1996.1-2012.3	3,10	2,11	2,56	2.067,60	136.059,63	20,26	−26,17
SL	1997.1-2012.3	1,32	3,09	2,39	49,57	−81,62	7,44	−20,10
CZ	1996.1-2012.3	1,69	1,90	2,42	< 0	N/A	16,66	−21,79
DE	1996.1-2012.3	1,19	0,79	1,21	< 0	N/A	53,76	−19,99
EU-17	1996.1-2012.3	0,97	0,84	0,72	676,07	632,38	81,13	−49,61

Vir: Lastni izračuni

Tretja, četrta in peta kolona prikazujejo letne povprečne netvegane obrestne mere, rasti potrošnje in standardne odklone rasti potrošnje, šesta in osma kolona pa koeficiente γ iz predhodne tabele. Časovno preferenco $-\log \delta$ smo izračunali po dveh scenarijih: $-\log \delta_1$ s koeficientom γ_1 in $-\log \delta_2$ s koeficientom γ_2. Časovna preferenca je prikazana v odstotnih točkah; po Campbellu (2003, 823) jo lahko razumemo kot realno netvegano obrestno mero, ki bi prevladala, če bi potrošnja na tej ravni ostala konstantna v neskončnost, brez rasti in brez volatilnosti.

Koeficient γ_1, izračunan z dejansko korelacijo med rastjo potrošnje in donosom premoženja, za teoretično utemeljene (pozitivne) vrednosti, ustvari zahtevo po negativni časovni preferenci za slovenske in slovaške podatke ter zahtevo po pozitivni časovni preferenci za madžarske in evropske podatke. Koeficient γ_2, izračunan s predpostavljeno popolno korelacijo, zahteva pri vseh državah negativno časovno preferenco. Negativna časovna preferenca odraža uganko netvegane obrestne, ekstremno visoka časovna preferenca pa previdnostno varčevanje, ki nastane, ko ekstremno visok koeficient γ preko kvadratnega del enačbe $-\gamma^2 \sigma_c^2/2$ močno pretehta potrebo negativni časovni preferenci. Podobno tudi Campbell (2003, 824) zaradi

ekstremno visokih koeficientov γ oceni pozitivno časovno preferenco pri Nemčiji, Nizozemski, Švedski in Veliki Britaniji.

4.3 Nelinearni dinamični model

Nelinearni medčasovni potrošni model smo empirično testirali po vzoru Hansena in Singletona (1982, 1983), ki vpliv javnih informacij upoštevata z zbiri instrumentalnih spremenljivk, oblikovanih z različnimi kombinacijami odloženih pojasnjevalnih spremenljivk. Na splošno velja, da investitor oblikuje svoja pričakovanja na osnovi množice informacij z_t^*:

$$E_t = \left\{ \delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \left(1 + R_{t+1}^i \right) - 1 \right\} | z_t^* = 0, \tag{4.11}$$

raziskovalec pa ocenjuje investitorjeva pričakovanja s podmnožico informacij $z_t \subseteq z_t^*$. Ludvigson (2012, 9-10) zato pogojna pričakovanja v (4.11) preoblikuje v brezpogojni model:

$$E_t = \left\{ \delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \left(1 + R_{t+1}^i \right) - 1 \right\} z_t = 0. \tag{4.12}$$

Cochrane (2005, 131) doda, da lahko (4.12) razumemo kot pogojni model, če raziskovalec razpolaga z enakimi informacijami kot investitor. Predpostavimo, da investitor v naši raziskavi uporablja enake informacije kot raziskovalec, zaradi česar razumemo (4.12) kot pogojni model, ko je vektor z_t sestavljen iz instrumentalnih spremenljivk, in kot brezpogojni model, ko je vektorja z_t enotna matrika ι. Preostanek poglavja smo strukturirali na sledeči način: najprej smo podali pregled literature, nato pa empirično testirali medčasovni potrošni model v brezpogojni in pogojni različici.

4.3.1 Pregled literature

V akademskih krogih prevladuje prepričanje, da je teoretično močno podkovan medčasovni potrošni model empirično pomanjkljiv, ker ni sposoben pojasniti ekonomskih dejstev. Kljub številnim zavrnitvam medčasovnega potrošnega modela velja omeniti Hamorija (1992), Noda in Sugiyamo (2010), ki na podatkih Japonske, ter Bautisto (1999) in Aquina (2003), ki na podatkih Filipinov potrdijo veljavnost modela. Svetovna zakladnica znanja razpolaga s številnimi rezultati testiranj, vendar so ti večinoma zasnovani na podatkih Združenih držav, redkeje pa na podatkih drugih držav. Po nam znanih informacijah svetovna zakladnica znanja

še ne razpolaga z evidenco ocen slovenskih podatkov. V nadaljevanju smo podali ključne ugotovitve izhodiščne študije Hansena in Singletona (1982 in 1983) ter izbranih drugih študij, ki ocenjujejo evropske, britanske in skandinavske podatke.

Hansen in Singleton (1982) na osnovi realnih mesečnih podatkov Združenih držav med februarjem 1959 in decembrom 1978 ocenita pogojni medčasovni potrošni model s posplošeno metodo momentov in z metodo največjega verjetja. Potrošnjo investitorja merita z rastjo izdatkov za potrošnjo netrajnih dobrin na prebivalca ali z rastjo izdatkov za potrošnjo netrajnih dobrin in storitev na prebivalca. Donos premoženja merita z vrednostno tehtanimi donosi delnic newyorškega indeksa ali vrednostno tehtanimi donosi delnic newyorškega indeksa in enakomerno tehtanimi donosi delnic newyorškega indeksa ali enakomerno tehtanimi donosi delnic dveh industrijskih sektorjev. Investitorju razpoložljive informacije merita s štirimi zbiri instrumentalnih spremenljivk, vsak zbir pa sestavita iz posamičnih kombinacij odloženih pojasnjevalnih spremenljivk. Prvi zbir sestavita iz prvega odloga rasti potrošnje na prebivalca in prvega odloga donosa premoženja. Drugi, tretji in četrti zbir sestavita iz prvih dveh, treh in štirih odlogov rasti potrošnje na prebivalca in donosa premoženja. Posplošena metoda momentov se v primerjavi z metodo največjega verjetja izkaže za zanesljivejšo cenilko, ker zagotavlja manjše napake pri cenjenju parametrov. Diskontni faktor β je pogosto statistično značilen in manjši od 1, koeficient nenaklonjenosti tveganju γ pa pogosto statistično neznačilen in večji od 1. Vrednosti koeficienta β in γ so teoretično utemeljive, J-statistika pa presenetljivo visoka in pogosto zavrže ničelno domnevo, da je model pravilno specificiran.

Hansen in Singleton (1983) na prilagojenih realnih mesečnih podatkih Združenih držav med februarjem 1959 in decembrom 1978 ocenita brezpogojni in pogojni medčasovni potrošni modela z metodo največjega verjetja. Potrošno investitorja ponovno merita z rastjo izdatkov za potrošnjo netrajnih dobrin na prebivalca ali z rastjo izdatkov za potrošnjo netrajnih dobrin in storitev na prebivalca, donos premoženja pa tokrat s povprečjem donosov delnic newyorškega indeksa, povprečjem izbranih delnic industrijskega indeksa Dow Jones in z enomesečnim donosom državnih zakladnih menic. Investitorju razpoložljive informacije ponovno merita z zbiri instrumentalnih spremenljivk, ki jih oblikujeta s posamičnimi kombinacijami pojasnjevalnih spremenljivk. Potrošni model je tokrat ocenjen z metodo največjega verjetja, zaradi česar ocene niso neposredno primerljive z ocenami naše raziskave, vendar pa je ocenjen tudi brezpogojni model, kar je še posebej zanimivo za našo raziskavo. V brezpogojnem modelu potrošnjo investitorja merita z dvema vrstama rasti potrošnje, donos premoženja pa s povprečjem donosov delnic newyorškega indeksa in z enomesečnim donosom državnih

zakladnih menic. Diskontni faktor je statistično značilen, vendar višji od 1, koeficient nenaklonjenosti tveganju pa statistično neznačilen in nerealno visokih vrednosti.

Lund in Engsted (1996) na daljši časovni seriji realnih letnih podatkov Danske, Nemčije, Švedske in Velike Britanije ocenita medčasovni potrošni model s posplošeno metodo momentov in VAR pristopom. Potrošnjo investitorja merita z rastjo izdatkov na prebivalca, donos premoženja pa z donosom borznega indeksa. Investitorju razpoložljive informacije merita s štirimi zbiri instrumentalnih spremenljivk. Prvi zbir sestavita iz prvega odloga rasti potrošnje na prebivalca in borznega indeksa, drugi zbir pa iz drugega odloga rasti potrošnje na prebivalca in borznega indeksa. Tretji zbir sestavita iz prvih dveh odlogov razmerja D/P, četrti zbir pa iz prvih dveh odlogov rasti potrošnje na prebivalca in borznega indeksa. V klasičnem medčasovnem potrošnem modelu je diskontni faktor pogosto statistično značilen in vendar pogosto nerealno nizek ali visok. Koeficient nenaklonjenosti tveganju je pogosto statistično neznačilen. Koeficienta β in γ sta teoretično neutemeljive velikosti, kljub temu pa je J-statistika pogosto presenetljivo nizka, zaradi česar ne zavrže ničelne domneve, da je model pravilno specificiran.

Head in Smith (2002) skozi daljše časovno obdobje na osnovi realnih in nominalnih četrtletnih podatkov Združenih držav, Velike Britanije, Japonske, Kanade, Italije, Francije, Švedske in Danske s posplošeno metodo momentov ocenita klasični medčasovni potrošni model in medčasovni potrošni model z vključenimi navadami in adaptivnim učenjem. Potrošnjo investitorja merita z realno rastjo potrošnih izdatkov na prebivalca, donos premoženja pa z nominalno trimesečno obrestno mero denarnega trga. Investitorju razpoložljive informacije merita s prvim odlogom rasti realne potrošnje, rasti splošne ravni cen in nominalne trimesečne obrestne mere denarnega trga. V klasičnem medčasovnem potrošnem modelu je diskontni faktor statistično značilen in teoretično utemeljene velikosti, koeficient nenaklonjenosti tveganju pa pogosto statistično neznačilen in teoretično neutemeljene velikosti. J-statistika je visoka in pogosto zavrže ničelno domnevo, da je model pravilno specificiran.

Hyde in Sherif (2005) med prvim četrtletjem 1965 in zadnjim četrtletjem 2000 na realnih četrtletnih podatkih Velike Britanije ocenita Epstein-Zinov, Abelov in Campbell-Cochranov medčasovni potrošni model. Potrošnjo investitorja merita z rastjo izdatkov za potrošnjo netrajnih dobrin na prebivalca oziroma z rastjo izdatkov za potrošnjo netrajnih dobrin in storitev na prebivalca, donos premoženja pa z borznim indeksom ali borznim indeksom in donosom trimesečnih državnih zakladnih menic. Investitorju razpoložljive informacije merita

s štirimi zbiri instrumentalnih spremenljivk. Prvi zbir sestavita iz prvega odloga rasti agregatne potrošnje na prebivalca, donosa trimesečnih zakladnih menic in dividendnega donosa, drugi zbir pa iz prvih dveh odlogov rasti potrošnje na prebivalca in donosa trimesečnih zakladnih menic. Tretji zbir sestavita iz prvega odloga rasti potrošnje na prebivalca in donosa trimesečnih zakladnih menic, četrti zbir pa iz prvih dveh odlogov rasti potrošnje na prebivalca, donosa borznega indeksa in donosa trimesečnih zakladnih menic. V brezpogojnem medčasovnem potrošnem modelu je koeficient β statistično značilen, vendar nerealno nizkih ali visokih vrednosti. V pogojnem modelu je koeficient β statistično značilen, koeficient γ pa pogosteje statistično značilen. Ničelno domnevo, da je model pravilno specificiran, uspeta zavreči le za tretji zbir instrumentalnih spremenljivk.

V naši raziskavi smo na realnih četrtletnih podatkih Slovenije, Madžarske, Slovaške, Češke, Nemčije in EU-17 med prvim četrtletjem 1996 in zadnjim četrtletjem 2012 medčasovni potrošni model empirično testirali s posplošeno metodo momentov. Evropsko potrošnjo smo merili z rastjo celotne potrošnjo EU-17 na prebivalca, potrošnjo ostalih držav pa z rastjo končne potrošnje gospodinjstev na prebivalca. Donos in dividendo tveganega premoženja smo merili z donosom in dividendo prevladujočih državnih borznih indeksov, donos netveganega premoženja pa z donosom kratkoročnih instrumentov denarnega trga. Investitorju razpoložljive informacije smo po Hansenu in Singletonu (1982) zajeli s štirimi zbiri instrumentalnih spremenljivk.

4.3.2 Brezpogojni model

Brezpogojni model smo oblikovali po vzoru Hansena in Singletona (1983), vendar modela nismo ocenili z metodo največjega verjetja, temveč kot Hyde in Sherif (2005) s posplošeno metodo momentov. Za netvegano obrestno mero in presežni donos borznega indeksa nad netvegano obrestno mero smo najprej oblikovali ortogonalna pogoja za populacijo:

$$E_t = \begin{Bmatrix} \delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma} \left(1 + r_{f,t+1}\right) - 1 \\ \delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma} \left(r_{j,t+1} - r_{f,t+1}\right) \end{Bmatrix} \otimes z_t = 0_{2\times 1}. \tag{4.13}$$

Predpostavili smo, da investitor izbira premoženje neodvisno od razpoložljivih informacij in vektor instrumentalnih spremenljivk z_t zamenjali z enotno matriko ι. Zapišimo še pripadajoča ortogonalna pogoja, ki veljata za vzorec:

$$E_t = \frac{1}{N}\sum_{t=1}^{N}\begin{Bmatrix} \delta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma}\left(1+r_{f,t+1}\right)-1 \\ \delta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma}\left(r_{j,t+1}-r_{f,t+1}\right) \end{Bmatrix} = 0_{2\times 1}. \tag{4.14}$$

Ker model z dvema neznanima parametroma ocenjujemo z dvema ortogonalnima pogojema, je sistem enačb zadostno identificiran, posplošena metoda momentov pa se zoži na klasično metodo momentov. Ocene brezpogojnega modela prikazujemo v tabeli 4.8.

Tabela 4.8: Ocene brezpogojnega medčasovnega potrošnega modela

Ocenili smo četrtletni diskontni faktor (β) in koeficient nenaklonjenosti tveganju (γ). Stopnje prostosti smo označili z df, p-statistiko s p. Za nemške in evropske podatke nismo uspeli najti rešitve.

Država	Obdobje	β	p	γ	p	df	N
SI	1998.2-2012.3	1,061	0,000	22,767	0,749	0	57
HU	1996.1-2012.3	0,740	0,006	90,052	0,038	0	66
SK	1997.1-2012.3	1,115	0,000	18,056	0,647	0	63
CZ	1996.1-2012.3	0,877	0,060	75,796	0,272	0	66

Vir: Lastni izračuni

Diskontni faktor β je statistično zanesljiv, vendar nerealno nizke ali visoke vrednosti. Pomnimo, da uporabljamo četrtletne podatke, zaradi česar je letni diskontni faktor približno štirikrat nižji ali višji. Podobno Hansen in Singleton (1983) ocenita statistično značilen, vendar nerealno visok diskontni faktor (v prvem primeru uporabljene rasti potrošnje znaša mesečni diskontni faktor 1,001, v drugem primeru pa 1,088), Hyde in Sherif (2005) pa statistično značilen, vendar nerealno visok ali nizek diskontni faktor (v prvem primeru uporabljene rasti potrošnje znaša četrtletni diskontni faktor 1,096, v drugem primeru pa 0,992). Koeficient nenaklonjenosti tveganju γ je pogosteje statistično neznačilen in nerealno visok. Podobno Hansen in Singleton (1983) ocenita statistično neznačilen in nerealno visok koeficient nenaklonjenosti tveganju (v prvem primeru uporabljene rasti potrošnje znaša 30,58, v drugem pa celo 58,25), Hyde in Sherif (2005) pa statistično nezanesljivo visok (v prvem primeru uporabljene rasti potrošnje v znaša 25,51) ali statistično zanesljivo nizek koeficient nenaklonjenosti tveganju (v drugem primeru uporabljene rasti potrošnje znaša 0,22).

Visoki koeficienti nenaklonjenosti tveganju nakazujejo uganko premije za tveganje. V posamični primerih, ko je diskontni faktor večji od 1 govorimo o uganki netvegane obrestne mere.

4.3.3 Racionalna pričakovanja

Potrošnjo investitorja smo merili z rastjo agregatne potrošnje na prebivalca, donos premoženja pa z donosom borznega indeksa ali z donosom borznega indeksa in kratkoročno obrestno mero. Investitorjeva pričakovanja smo zajeli s štirimi zbiri instrumentalnih spremenljivk, ki smo jih oblikovali po vzoru Hansena in Singletona (1982). Za vsako državo smo medčasovni potrošni model ocenili z dvema izhodiščnima ortogonalnima pogojema. Prvič smo uporabili donos borznega indeksa:

$$E_t = \left\{ \delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \left(1 + R_{t+1}^i \right) - 1 \right\} \otimes z_t = 0, \tag{4.15}$$

drugič pa donos borznega indeksa in presežni donos borznega indeksa nad kratkoročno obrestno mero denarnega trga:

$$E_t = \begin{Bmatrix} \delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \left(1 + R_{t+1}^i \right) - 1 \\ \delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \left(R_{t+1}^i - R_{t+1}^f \right) \end{Bmatrix} \otimes z_t = 0_{2\times 1}. \tag{4.16}$$

Spremenljivka z_t označuje vektor javnih informacij, ki je sestavljen iz konstante in izbranih instrumentalnih spremenljivk $z_t = (1, z_1, z_2, \dots, z_i)'$. Operator $\otimes$ je Kroneckerjev produkt, ki odraža množenje vsakega elementa z vsakim. Vrednost optimizirane ciljne funkcije z dvema neznanima parametroma smo zmeraj ocenili z več kot dvema ortogonalnima pogojema, zaradi česar vrednost ciljne funkcije nikdar ni dosegla vrednosti nič. Ciljno funkcijo smo optimizirali s Hansenovo (1982) tehtano matriko, heteroskedastično in avtokorelacijsko konsistentne ocene parametrov pa zagotovili po Neweyju in Westu (1987). Tehtano matriko in parametre modela smo ocenili simultano, po iterativnem pristopu do konvergence. Specifikaciji modela smo presojali s Hansenovo (1982) J-statistiko.

Prvi zbir instrumentalnih spremenljivk smo sestavili iz prvega odloga rasti potrošnje na prebivalca in donosa borznega indeksa, drugi, tretji ter četrti zbir pa iz prvih dveh, prvih štirih in prvih šestih odlogov rasti potrošnje na prebivalca in donosa borznega indeksa. Za vsako državo smo model ocenili na osnovi ortogonalnih pogojev vzorca, ki smo jih oblikovali iz ortogonalnih pogojev populacije (4.15) in (4.16). Kot primer navajamo medčasovni potrošni model, ki donos premoženja meri z donosom borznega indeksa in presežnim donosom borznega indeksa nad netvegano obrestno mero, investitorju razpoložljive informacije pa z prvim zbirom instrumentalnih spremenljivk:

$$E_t = \frac{1}{N}\sum_{t=1}^{N}\begin{bmatrix} \left\{\delta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma}\left(1+R_{t+1}^{i}\right)-1\right\} \\ \left\{\delta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma}\left(R_{t+1}^{i}-R_{t+1}^{f}\right)\right\} \\ \left\{\delta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma}\left(1+R_{t+1}^{i}\right)-1\right\}\left(\frac{C_t}{C_{t-1}}\right) \\ \left\{\delta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma}\left(R_{t+1}^{i}-R_{t+1}^{f}\right)\right\}\left(\frac{C_t}{C_{t-1}}\right) \\ \left\{\delta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma}\left(1+R_{t+1}^{i}\right)-1\right\}R_t^f \\ \left\{\delta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma}\left(R_{t+1}^{i}-R_{t+1}^{f}\right)\right\}R_t^f \end{bmatrix} = 0_{6\times 1}. \tag{4.17}$$

Diskontni faktor β je v vseh različicah modela visoko statistično značilen, ocene parametra pa pogosto nerealno nizke ali visoke. V modelu z enim premoženjem se ocene naših četrtletnih diskontnih faktorjev gibljejo med 0,918 in 1,085, v modelu z dvema vrstama premoženja pa med 0,969 in 1,006. Statistično značilne mesečne diskontne faktorje ocenita tudi Hansen in Singleton (1982), vendar pa se njune ocene gostijo v ožjem razponu; med 0,942 in 0,998 v modelu z enim premoženjem ter med 0,993 in 0,999 v modelu z dvema vrstama premoženja. Koeficient nenaklonjenosti tveganju γ je v tretjini vseh specifikacij modela statistično značilen, ekonomsko pa ni zmeraj utemeljiv. V modelu z enim premoženjem se ocene koeficienta γ gibljejo med –6,447 in 22,421, od tega pa je šestina ocen statistično značilnih. V modelu z dvema vrstama premoženja se koeficient γ gibljejo med –4,017 in 1,750, od česar je polovica vseh ocen statistično značilnih. Koeficient γ je pogosto neznačilen tudi pri Hansenu in Singletonu (1982), vendar pa se njune ocene ponovno gostijo v ožjem razponu in nikdar ne dosežejo negativnih vrednosti.

J-statistika je pri vseh specifikacijah modela visoka, ničelno domnevo, da je model pravilno specificiran pa pogosto uspemo zavreči. Izjema je model z dvema premoženjema, kjer četrti zbir instrumentalnih spremenljivk pri slovenskih in tretji zbir instrumentalnih spremenljivk pri madžarskih podatkih zagotovi nizko J-statistiko, ničelne domneve pa ne uspemo zavreči. V teh primerih model dobro pojasni podatke, vrednosti diskontnega faktorja (za Slovenijo 0,998 in Madžarsko 0,993) in koeficienta nenaklonjenosti tveganju (za Slovenijo 0,459 in Madžarsko 0,195) pa se zdijo realne! Visoko J-statistiko poročajo tudi Hansen in Singleton (1982) ter Lund in Engsted (1996). Ocene pogojnega medčasovnega potrošnega modela prikazuje tabela 4.9.

Tabela 4.9: Instrumentalne spremenljivke po Hansenu in Singletonu

Medčasovni potrošni model z donosom borznega indeksa oziroma z donosom borznega indeksa in kratkoročno obrestno mero smo ocenili z iterativno posplošeno metodo momentov za štiri zbire instrumentalnih spremenljivk. Prvi zbir (1) zajema konstanto in prvi odlog rasti potrošnje na prebivalca ter donosa borznega indeksa, drugi (2), tretji (3) in četrti zbir (4) pa konstanto ter prva dva, prve štiri oziroma prvih šest odlogov potrošnje in borznega indeksa. Ocenjen četrtletni diskontni faktor (β) in koeficient nenaklonjenosti tveganju (γ) smo prikazali skupaj s pripadajočo p-statistiko (p); Hansenovo J-statistiko (J-stat) smo prikazali skupaj s pripadajočimi kritičnimi vrednostmi (χ^2_c) pri stopnji statistične značilnosti 0,95. †Slovensko obdobje opazovanja je zaradi slabše razpoložljivosti netvegane obrestne mere krajše.

Država	Obdobje	Zbir	Donos borznega indeksa								Donos borznega indeksa in kratkoročne OM							
			β	p	γ	p	J-stat	χ^2_c	df	N	β	p	γ	p	J-stat	χ^2_c	df	N
SI	1996.1-2013.3†	1	1,085	0,000	20,874	0,018	68,4	0,000	1	67	0,994	0,000	−0,611	0,134	5,821	0,711	4	58
	1996.1-2013.3†	2	0,937	0,000	−6,447	0,095	276,7	0,352	3	67	1,001	0,000	0,809	0,005	6,268	2,733	8	58
	1996.1-2013.3†	3	0,927	0,000	−4,252	0,069	478,9	2,167	7	67	0,999	0,000	0,473	0,000	9,432	7,962	16	58
	1996.1-2013.3†	4	0,918	0,000	−2,832	0,041	570,9	4,575	11	67	0,998	0,000	0,459	0,000	10,585	13,848	24	58
HU	1996.1-2013.3	1	0,962	0,000	0,440	0,923	25,5	0,000	1	67	0,993	0,000	0,103	0,704	3,349	0,711	4	67
	1996.1-2013.3	2	0,947	0,000	−2,384	0,506	139,6	0,352	3	67	0,993	0,000	0,123	0,293	5,432	2,733	8	67
	1996.1-2013.3	3	0,969	0,000	0,347	0,814	215,1	2,167	7	67	0,993	0,000	0,195	0,002	7,692	7,962	16	67
	1996.1-2013.3	4	0,931	0,000	−1,048	0,460	526,8	4,575	11	67	0,994	0,000	0,083	0,104	14,227	13,848	24	67
SK	1997.1-2013.3	1	1,053	0,000	7,768	0,093	79,7	0,000	1	63	1,009	0,000	1,381	0,035	4,598	0,711	4	63
	1997.1-2013.3	2	1,034	0,000	4,030	0,179	116,9	0,352	3	63	1,003	0,000	0,400	0,046	7,599	2,733	8	63
	1997.1-2013.3	3	1,030	0,000	2,768	0,144	349,6	2,167	7	63	1,003	0,000	0,322	0,023	13,050	7,962	16	63
	1997.1-2013.3	4	1,043	0,000	5,059	0,003	520,6	4,575	11	63	0,995	0,000	−0,148	0,047	14,225	13,848	24	63
CZ	1996.1-2013.3	1	1,002	0,000	7,714	0,183	23,0	0,000	1	67	0,977	0,000	−4,017	0,146	2,625	0,711	4	67
	1997.1-2013.3	2	0,991	0,000	6,472	0,115	99,5	0,352	3	67	1,000	0,000	1,307	0,053	7,782	2,733	8	67
	1997.1-2013.3	3	0,973	0,000	2,841	0,201	469,4	2,167	7	67	0,999	0,000	0,099	0,414	14,668	7,962	16	67
	1997.1-2013.3	4	0,962	0,000	2,332	0,193	525,1	4,575	11	67	1,000	0,000	−0,074	0,225	15,590	13,848	24	67
DE	1996.1-2013.3	1	0,965	0,000	3,153	0,529	46,3	0,000	1	67	0,996	0,000	−0,049	0,829	5,258	0,711	4	67
	1997.1-2013.3	2	0,965	0,000	4,399	0,369	128,0	0,352	3	67	0,995	0,000	−0,492	0,123	8,911	2,733	8	67
	1997.1-2013.3	3	0,958	0,000	22,421	0,535	229,1	2,167	7	67	0,995	0,000	−0,098	0,304	13,438	7,962	16	67
	1997.1-2013.3	4	0,951	0,000	0,560	0,851	378,7	4,575	11	67	0,997	0,000	0,016	0,809	15,844	13,848	24	67
EU-17	1996.1-2013.3	1	0,989	0,000	10,527	0,188	32,7	0,000	1	67	1,001	0,000	1,003	0,005	4,355	0,711	4	67
	1997.1-2013.3	2	0,990	0,000	11,155	0,062	44,1	0,352	3	67	0,998	0,000	0,700	0,000	9,782	2,733	8	67
	1997.1-2013.3	3	0,986	0,000	5,311	0,161	277,6	2,167	7	67	0,999	0,000	0,923	0,000	14,176	7,962	16	67
	1997.1-2013.3	4	1,004	0,000	10,212	0,023	537,0	4,575	11	67	1,001	0,000	1,450	0,000	15,276	13,848	24	67

Vir: Lastni izračuni

Poglavje 5

Sklep

V magistrski nalogi smo za obdobje med prvim četrtletjem 1996 in zadnjim četrtletjem 2012 na osnovi slovenskih, madžarskih, slovaških, čeških, nemških in evropskih podatkov empirično testirali linearni in nelinearni medčasovni potrošni model. Linearni model smo ocenili s Campbellovim (2003) logaritemskim pristopom, brezpogojni in pogojni nelinearni model pa po vzoru Hansena in Singletona (1982, 1983) s Hansenovo (1982) posplošeno metodo momentov. Izkaže se, da je teoretično močno podkovan medčasovni potrošni model empirično pomanjkljiv, ker ni sposoben pojasniti naših podatkov. Obe različici modela namreč izkazujeta uganko premije za tveganje in uganko netvegane obrestne mere.

Poglavje je zgrajeno iz dveh delov. V prvi točki povzamemo problematiko in rezultate testiranj linearnega in nelinearnega modela, v drugi pa podamo usmeritve prihodnjim raziskovalcem.

5.1 Povzetek ugotovitev

Uganka premije za tveganje nastane, ko medčasovni potrošni model ni sposoben razumno pojasniti premije za tveganje, raziskovalec pa je soočen z dilemo – nadomestiti nizko kovarianco med rastjo potrošnje in donosom premoženja z nerazumno visokim koeficientom nenaklonjenosti tveganju ali zaključiti, da model ni sposoben pojasniti podatkov. Ker kovarianca med rastjo potrošnje in donosom premoženja določa velikost premije za tveganje, nas je še posebej zanimalo, ali nizko kovarianco določa nizko oscilirajoča rast potrošnje ali tudi nizka korelacija med rastjo potrošnje in donosom premoženja.

V linearno logaritemskem modelu smo odgovor po Campbellu (2003) poiskali z izračunom koeficienta nenaklonjenosti tveganju po dveh scenarijih. Pri prvem z upoštevanjem dejanske, pri drugem pa popolne pozitivne korelacije med rastjo potrošnje in donosom premoženja. Drugi scenarij ni realen, vendar je iz diagnostičnih razlogov koristen, ker razdvoji prispevek k

nizki kovarianci na prispevek od nizke korelacije in na prispevek od nizko oscilirajoče rasti potrošnje.

Po scenariju dejanske korelacije linearno logaritemski medčasovni model zahteva ekstremno visoke koeficiente nenaklonjenosti tveganju pri vseh državah; izjema sta Češka in Nemčija, kjer je korelacija negativna, zaradi česar dobimo teoretično neutemeljene negativne vrednosti koeficientov. Po scenariju popolne korelacije se potreba po ekstremno visokih koeficientih nenaklonjenosti tveganju sicer zmanjša, vendar pa zaradi nizko oscilirajoče rasti potrošnje koeficienti ostajajo visoki; le pri Sloveniji in Slovaški se koeficienta zmanjšata pod Mehrovo in Prescottovo (1985, 154) najvišjo še utemeljeno vrednost 10. Koeficienti nenaklonjenosti tveganju so torej v običajnih okoliščinah, ko ni popolne ali negativne korelacije med rastjo potrošnje in donosom premoženja, pri vseh državah večji od 10, zaradi česar uvodoma postavljene hipoteze »[u]ganka premije za tveganje je prisotna« z linearno logaritemskim modelom ne uspemo zavreči. Uganka premije za tveganje je torej robusten fenomen, izhaja pa tako iz nizke korelacije med donosom premoženja in rastjo investitorjeve potrošnje kakor tudi iz nizko oscilirajoče rasti potrošnje. Dodajamo, da je koeficient nenaklonjenosti tveganju v linearno logaritemskem modelu točkovno ocenjen, zaradi česar ne razpolagamo s standardnimi napakami koeficienta.

Uganka netvegane obrestne mere nastane, ko medčasovni potrošni model ni sposoben razumno pojasniti pozitivne rasti potrošnje, raziskovalec pa je soočen z dilemo – nadomestiti nerazumno visok koeficient nenaklonjenosti tveganju z nerazumno stopnjo investitorjeve časovne preference ali zaključiti, da model ni sposoben pojasniti ekonomskih dejstev. Spomnimo naj, da je varčevanje povezano z rastjo potrošnje, visok koeficient nenaklonjenosti tveganju pa je v medčasovnem potrošnem modelu enak nizkemu koeficientu elastičnosti medčasovne substitucije. Za medčasovno zamenjavo nezainteresiran investitor varčuje ob zelo visoki obrestni meri; ker pa je dejanska netvegana obrestna mera nizka, model pozitivno rast potrošnje ob visoki nenaklonjenosti tveganju uspe pojasniti zgolj z nizko ali celo negativno stopnjo časovne preference (diskontni faktor je blizu ena ali celo večji od ena!).

Skladno s koeficientom nenaklonjenosti tveganju smo tudi stopnjo časovne preference v linearno logaritemskem modelu empirično testirali po dveh scenarijih: z upoštevanjem dejanske in popolne korelacije med rastjo potrošnje in donosom premoženja. Po scenariju dejanske korelacije model zahteva izjemno nizko stopnjo časovne preference za slovenske in slovaške podatke in izjemno visoko stopnjo časovne preference za madžarske in evropske podatke. Izjemno visoka stopnja časovne preference je odraz ekstremno visokih koeficientov

nenaklonjenosti tveganju, ki preko previdnostnega varčevanja pretehta potrebo po negativni stopnji časovne preference. Z izjemo madžarskih in evropskih podatkov uvodoma postavljene hipoteze »[u]ganka netvegane obrestne mere je prisotna« z linearno logaritemskim modelom torej nismo uspeli zavreči. Poudarjamo, da je tudi stopnja časovne preference točkovno ocenjena, zaradi česar ne razpolagamo s standardnimi napakami ocen koeficientov.

Brezpogojni in pogojni nelinearni medčasovni potrošni model smo po vzoru Hansena in Singletona (1982, 1983) empirično testirali s Hansenovo (1982) posplošeno metodo momentov. V brezpogojnem modelu smo predpostavili, da investitor izbira premoženje neodvisno od javno razpoložljivih informacij, zaradi česar smo vektor instrumentalnih spremenljivk zamenjali z enotno matriko. V pogojnem modelu smo predpostavili, da investitor pogojuje svoje odločitve z informacijami, ki smo jih zajeli z instrumentalnimi spremenljivkami. Ker brezpogojni model ne upošteva instrumentalnih spremenljivk, dva neznana parametra pa ocenjujemo z dvema ortogonalnima pogojema, je sistem enačb popolno identificiran, posplošena metoda momentov pa se zoži na klasično metodo momentov. Zaradi uporabe instrumentalnih spremenljivk število ortogonalnih pogojev v pogojnem modelu zmeraj preseže število neznanih parametrov, zaradi česar preidentificiran sistema enačb ni rešljiv brez uporabe tehtane matrike, ki konsistentno ovrednoti relevantnost posamičnega ortogonalnega pogoja. V pogojnem modelu smo koeficient nenaklonjenosti tveganju in diskontni faktor ocenili s Hansenovo (1982) tehtano matriko, heteroskedastično in avtokorelacijsko konsistentne ocene parametrov pa zagotovili po Neweyju in Westu (1987).

Brezpogojni model pri danih ortogonalnih pogojih nima rešitve za nemške in slovaške podatke. Koeficient nenaklonjenosti tveganju je ekstremno visok in statistično neznačilen pri Sloveniji, Madžarski, Slovaški in Češki; diskontni faktor pa statistično značilen, vendar nerazumno visoke vrednosti pri Sloveniji in Slovaški ter nerazumno nizke vrednosti pri Madžarski in Češki. Pomnimo, da smo uporabili četrtletne podatke, zaradi česar je letna diskontirana vrednost približno štirikrat večja. Zaradi ekstremno visokih koeficientov nenaklonjenosti tveganju začetno zastavljene hipoteze »[u]ganka premije za tveganje je prisotna« ne uspemo zavreči za slovenske, madžarske, slovaške in češke podatke; zaradi nerazumno visokih diskontnih faktorjev pa hipoteze »[u]ganka netvegane obrestne mere je prisotna« ne uspemo zavreči za slovenske in slovaške podatke.

Pogojni model smo testirali v dveh različicah, v vsaki različici pa smo uporabili štiri zbire instrumentalnih spremenljivk. V prvi različici smo donos premoženja merili z donosom borznega indeksa, v drugi različici pa z donosom borznega indeksa in presežnim donosom

borznega indeksa nad netvegano obrestno mero. Ugotovili smo, da je diskontni faktor v obeh različicah modela visoko statistično značilen, koeficient nenaklonjenosti tveganju pa nižjih vrednosti kot v brezpogojnem modelu. J-statistika je visoka, zaradi česar ničelne domneve, da je model pravilno specificiran, pogosto ne uspemo potrditi.

5.2 Predlog usmeritev

Obsežne evidence rezultatov empiričnih testiranj nakazujejo, da rigorozni medčasovni potrošni model ni sposoben zadovoljivo pojasniti makroekonomskih in finančnih podatkov. Zastavlja se vprašanje, kakšne prilagoditve so potrebne, da bi medčasovni potrošni model zadovoljivo pojasnil ekonomska dejstva. Kljub velikim intelektualnim naporom eminentnih raziskovalcev splošnega odgovora še nimamo, zdi pa se, da so posamične pomembne pomanjkljivosti izhodiščnega modela že odpravljene. Glede na rezultate naše študije in nedavna dognanja drugih raziskovalcev prihodnjim raziskovalcem predlagamo dvoje usmeritev: prva se nanaša na prilagoditve vhodnih podatkov, druga pa na uporabo naprednejših medčasovnih potrošnih modelov.

Znotraj smeri prilagajanja podatkov predlagamo razčlenitev celotnega obdobja na podobdobja in uporabo drugačnih vhodnih podatkov. Ker naše proučevano obdobje zajema izrazite gospodarske spremembe, celotno obdobje pa je mogoče razmejiti na podobdobje stabilnega gibanja gospodarske aktivnosti pred četrtim četrtletjem 2008 in na podobdobje nestabilnega gibanja gospodarske aktivnosti po tretjem četrtletju 2008, bi bilo zanimivo proučiti modelske ocene tudi za ta podobdobja. Rezultate naše raziskave ključno določajo potrošnja investitorja in donos tveganega in netveganega premoženja. Ker je te podatke mogoče meriti tudi drugače, bi bilo koristno ponoviti testiranje z drugače specificirano potrošnjo in donosom tveganega in netveganega premoženja.

Od naprednejših medčasovnih potrošnih modelov, ki odpravljajo posamične pomanjkljivosti izhodiščnega modela, in vse bolj favorizirajo posplošeno metodo momentov, izpostavljamo naslednja dva modela: Epstein-Zin-Weilov (1989) in Campbell-Cochranov (1999). Glede na to, da prvi uspešno razmeji rigidno (inverzno) povezan koeficient nenaklonjenosti tveganju od koeficienta elastičnosti medčasovne substitucije, drugi pa izhodiščni model nadgradi z upoštevanjem navad investitorjev, bi bilo koristno naše podatke testirati tudi z navedenima modeloma.

Literatura

Aquino, Q. Rodolfo. 2003. *Tests of the CCAPM in the Philippines: 1987-2000*. Cesar E.A. Virata School of Business. University of the Philippines Discussion Papers. Dostopno na: http://cba.upd.edu.ph/docs/DP/0301_AQUINO.pdf. [18. 2. 2014].

Arrow, J. Kenneth. 1971. *Essays in the Theory of Risk-Bearing*. North-Holland Pub. Co., Amsterdam.

Atkeson, Andrew in Christopher P. 1994. *Reconsidering the Cost of Business Cycles with Incomplete Markets*. Dostopno na: NBER Macroeconomic. Annual 9. http://www.nber.org/chapters/c11010.pdf. [6. 7. 2013].

Bautista, C. Carlos. 1999. Test of the C-CAPM for the Philippines: 1981-1997. The Philippine *Review of Economics and Business* 36(2): 22-32.

Bernoulli, D. 1954. Exposition of a new theory on the measurement of risk. *Econometrica* 22(1): 23-36.

Breeden, T. Douglas. 1979. An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities. *Journal of Financial Economics* 7(3): 265-296.

Božič, Renato in J. Timotej. 2012. Dinamični vpogled v tveganju prilagojene mere učinkovitosti. *IB Revija* (3-4): 63-73.

Campbell, Y. John in John Cochrane. 1993. *By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior*. NBER Working Paper 4995.

Campbell, Y. John, Andrew W. Lo. in Craig A. MacKinlay. 1997. *The Econometrics of Financial Markets*. New Jersey: Princeton University Press.

Campbell, Y. John. 1998. *Asset Prices, Consumption, and the Business Cycle*. NBER Working Paper 4995.

Campbell, Y. John. 2003. Consumption-Based Asset Pricing. V: *Handbook of Economics of Finance*. Constantinides, M. H. in R. M. S. (Editors). Amsterdam: Elsevier Science: 803-887.

Campbell, Y. John. 2007. *Replication data for: Consumption-Based Asset Pricing*. Dostopno na: http://scholar.harvard.edu/campbell/data. [16. 8. 2013].

Carmichael, Benoit. 1998. *Asset Pricing in Consumption Models: A Survey of the Literature*. Information in Financial Asset Prices - Bank of Canada. Dostopno na: http://www.bankof canada.ca/wp-content/uploads/2010/08/cn98-1.pdf. [18. 2. 2014].

Cochrane, H. John in Lars. P. Hansen. 1992. *Asset Pricing Explorations of Macroeconomics*. NBER Macroeconomic. Annual 7. Dostopno na: http://www.nber.org/chapters/c10992.pdf [18. 5. 2014].

Cochrane, H. John. 1997. Time Series for Macroeconomics and Finance. Graduate School of Business. University of Chicago. Dostopno na: http://faculty.chicagobooth.edu /john.cochrane/ research/papers/time_series_book.pdf. [24. 10. 2013].

Cochrane, H. John. 2005. *Asset Pricing*, Revised Edition. New Jersey: Princeton University Press.

Cochrane, H. John. 2013. *Asset Pricing*. University of Chicago and Booth School of Business. Coursera. Dostopno na: https://class.coursera.org/assetpricing-001/wiki/grading [18. 5. 2014].

Dickey, A. David in W. Fuller. 1979. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association* 74(366): 427-431.

Epstein, G. Larry in Stanley E. Zin. 1989. Substitution, Risk Aversion, and Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework. Econometrica 57(4): 937-969.

Epstein, G. Larry in Stanley E. Zin. 1991. Substitution, Risk Aversion, and Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Investigation. *Journal of Political Economy* 99(2): 263-286.

Fama, E. 1970. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finan*ce 47(2): 383-417.

Greene, H. William. 1997. *Econometric Analysis*. 3th Edition. New Jersey: Prentice Hall.

Grossman, J. Sanford in Robert J. Shiller. 1981. The Determination of the Variability of Stock Market Prices. *American Economic Review* 71(3): 222-227.

Hall, R. Alastair. 2011. *Generalized Method of Moments*, Advanced Texts in Econometrics, Reprinted Edition. New York: Oxford University Press.

Hamilton, D. James. 1994. *Time Series Analysis*. New Jersey: Princeton University Press.

Hamori, Shigeyuki, 1992. Test of C-CAPM for Japan: 1980-1988. *Economics Letters* 38(1): 67-72.

Hansen, L. Peter. 1982. Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimation. *Econometrica* 50(4): 1029-1054.

Hansen, L. Peter in Kenneth J. Singleton. 1982. Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Expectations Models. *Econometrica* 50(5): 1269-1286.

Hansen, L. Peter in Kenneth J. Singleton. 1983. Stochastic Consumption, Risk Aversion, and Temporal Behavior of Asset Returns. *Journal of Political Economy* 91(2): 249-265.

Hansen, L. Peter in Richard F. Scott. 1987. The Role of Conditioning Information in Deducing Testable Restrictions Implied by Dynamics Asset Pricing Models. *Econometrica* 55(3): 587-614.

Hansen, L. Peter in Ravi Jagannathan. 1991. Implications of Security Market Data for Models of Dynamic Economies. *Journal of Political Economy* 99(2): 225-262.

Harrison, J. Michael in David M. Kreps. 1979. Martingales and Arbitrage in Multiperiod Securities Markets. Journal of Economic Theory 20(3): 381-408.

Hayashi, Fumio. 2000. *Econometrics*. New Jersey: Princeton University Press.

Head, C. Allen in W. Gregor Smith. 2002. *The CCAPM meets euro-interest rate persistence,1960-2000*. Queen's Economics Department Dostopno na: Working Paper 1250. http://www.econstor.eu/bitstream/10419/67857/1/733243983.pdf. [18. 2. 2014].

Hyde, Stuard in Sherif, Mohamed. 2002. *Consumption Asset Pricing Models: Evidence from the UK*. Manchester School 73(3): 343-363.

Gourio, Francois . 2010, *Disaster Risk and Business Cycles*, Working Paper, Boston University.

Kahneman Daniel in Amos Tversky. 1979. Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica* 47(2): 263-296.

Kocherlakota, R. Narayana. 1996. The Equity Premium: It´s Still a Puzzle. *Journal of Economic Literature* 34(1): 42-69.

Levy, Haim. 2012. *The capital asset pricing model in the 21st century: analytical, empirical, and behavioral perspectives*. New York: Cambridge University Press.

Lintner, John. 1965. *The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets*. The Review of Economics and Statistics 47(1): 13-37.

Lund, Jesper in E. Tom. 1996. GMM and present value tests of the C-CAPM: Evidence from the Danish, German, Swedish, and UK stock markets. *Journal of International Money and Finance* 15(4): 497-521.

Ludvigson, C. Sydney. 2012. *Advances in Consumption-Based Asset Pricing: Empirical Tests*. NBER Working Paper 16810.

Lucas. E. Robert. 1978. Asset Prices in an Exchange Economy. *Econometrica* 46(6), 1429-1445.

Markowitz, Harry. 1952. Portfolio Selection. *Journal of Finance* 7(1): 77-91.

Mehra, Rajnish in Edward C. Prescott. 1985. The Equity Premium A Puzzle. *Journal of* Monetary Economics 15(2): 145-161.

Noda, Akihiko in S. Sugiyama. 2010. *Measuring the Intertemporal Elasticity of Substitution* for Consumption: Some Evidence from Japan. Economics Bulletin, AccessEcon, vol. 30(1): 524-533.

Pratt, J. 1964. Risk aversion in the small and in the large. *Econometrica* 32(1-2): 122-136.

Ross, A. Stephen. 1978. A Simple Approach to the Valuation of Risky Streams. *Journal of Business* 51(3): 453-475.

Rubinstein, Mark. 1976. The Valuation of Uncertain Income Streams and price of Option. *Bell Journal of Economics* 7(2): 407-425.

Sharpe, F. William. 1964. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance* 19(3): 425-442.

Shefrin, Hersh. 2008. *A Behaviour Approach to Asset Pricing*. Second edition Oxford: Academic Press.

Shiller, J. Robert. 1982. *Consumption, Asset Markets and Macroeconomic Fluctuations*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 17: 203-238.

Smith, P. N. in Michael Wickens. 2002. Asset pricing with observable stochastic discount factor. *Journal of Economic Surveys* 16(3), 397-446.

Stock, James. 1994. *Unit Roots, Structural Breaks and Trends*. Chapter 46. Handbook of Econometrics. Volume 4. New York: North Holland.

Weil, Philippe. 1989. The Equity Premium Puzzle and the Risk free Rate Puzzle. *Journal of Monetary Economics* 24(3): 401-421.

Yoshimoto, Hisayuki. 2008. *Generalized Method of Moment (GMM) Estimator*. Ph.D. Econometrics course. Dostopno na: http://hisayoshimoto.bol.ucla.edu/203c/ta_note5_version4_student.pdf. [30.10. 2013].

Viri

Bloomberg. Informacijski sistem.

Eurostat. Informacijski portal. Dostopno na: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/ statistics/search_database. [13. 4. 2014].

Ministrstvo za finance. Informacijski portal. Dostopno na: http://www.mf.gov.si/.[13. 4. 2014].

Organization for Economic Co-operation and Development. Informacijski portal. Dostopno na: http://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=86. [13. 4. 2014].

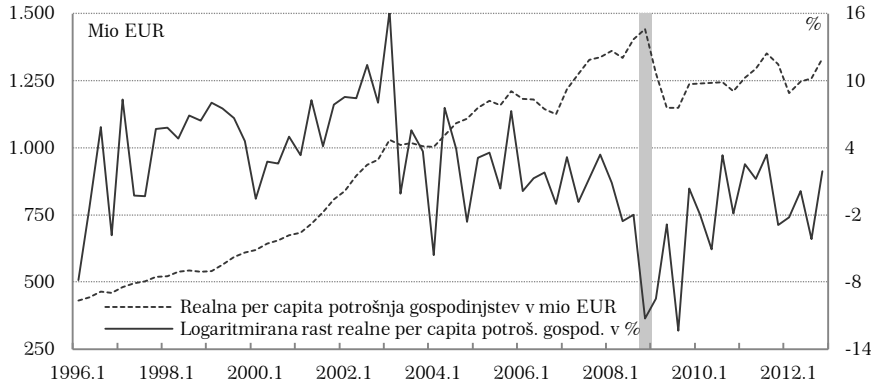
Priloge

A: Grafični prikazi

Potrošnjo, borzi indeks, dividendo borznega indeksa in kratkoročno obrestno mero v absolutnih in relativnih velikostih smo prikazali grafično. Rasti, donosi in obrestne mere so preračunane na letno raven. Sivi pas razmejuje celotno obdobje na obdobje stabilnega gibanja gospodarske aktivnosti pred četrtim četrtletjem 2008 in na obdobje nestabilnega gibanja gospodarske aktivnosti po tretjem četrtletju 2008.

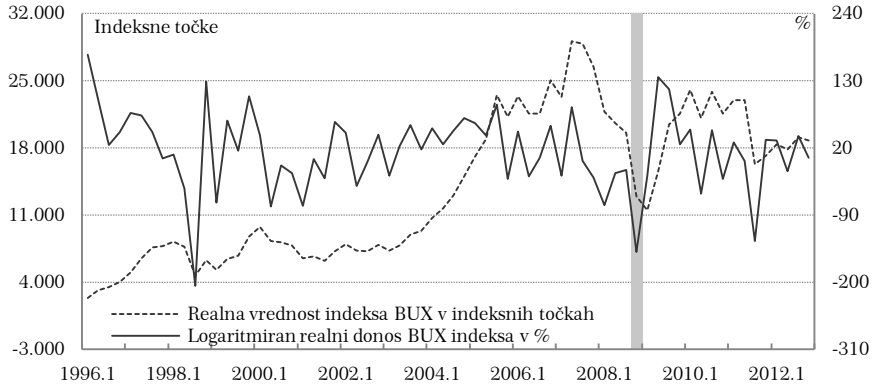
Madžarska

Potrošnja gospodinjstev



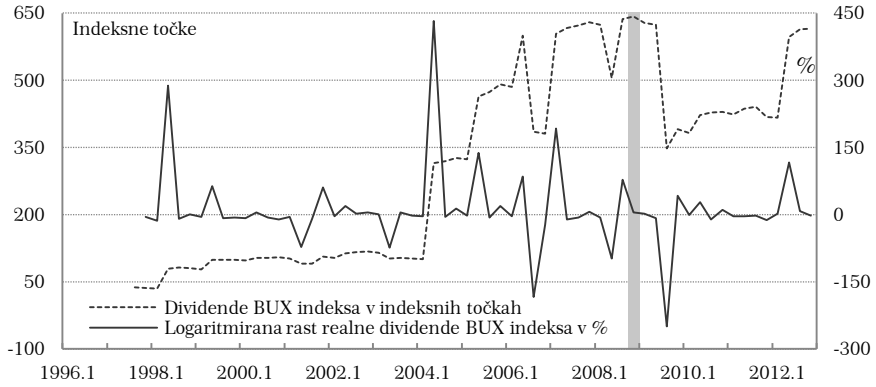
Vir: Lastni prikazi

Borzni indeks BUX



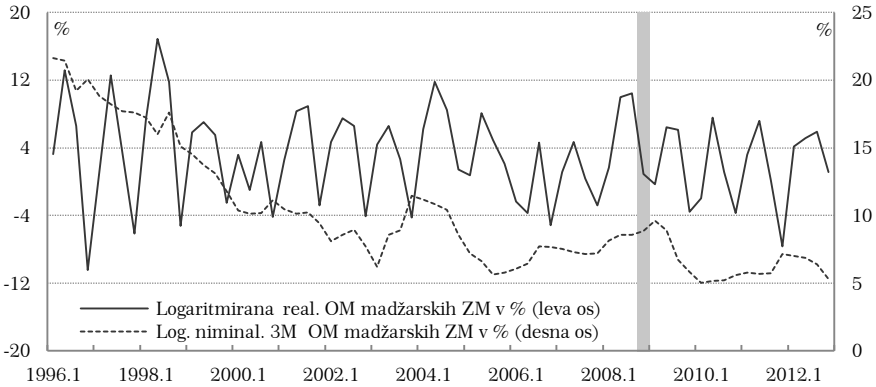
Vir: Lastni prikazi

Dividenda borznega indeksa BUX



Vir: Lastni prikazi

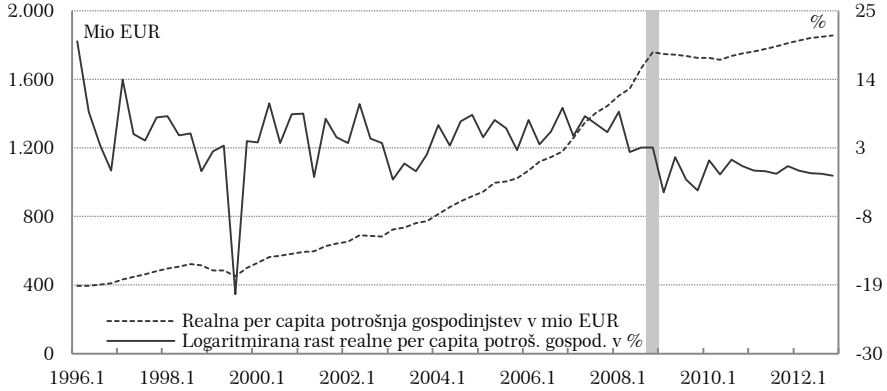
Obrestna mera kratkoročnih zakladnih menic



Vir: Lastni prikazi

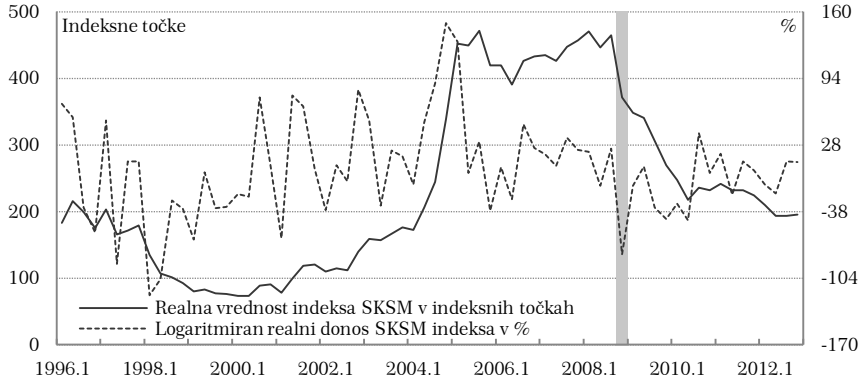
Slovaška

Potrošnja gospodinjstev



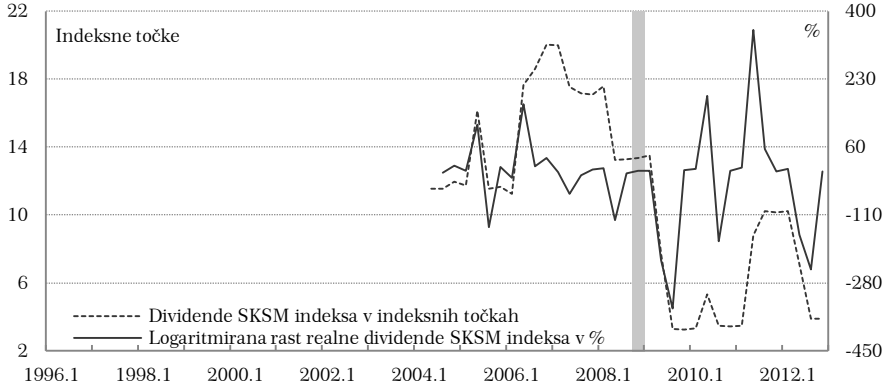
Vir: Lastni prikazi

Borzni indeks SKSM



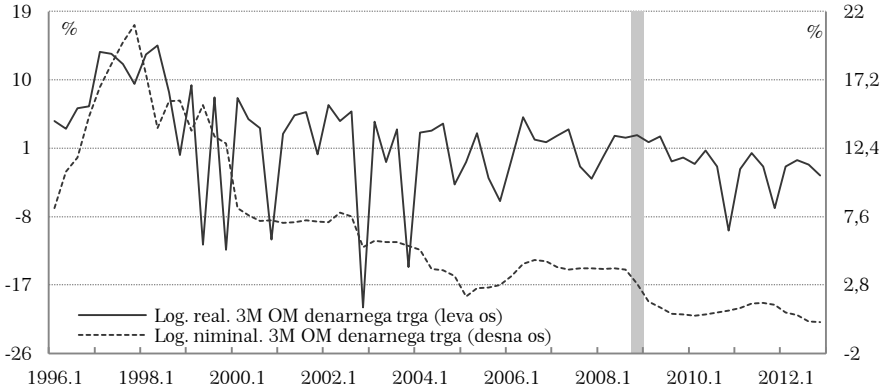
Vir: Lastni prikazi

Dividenda borznega indeksa SKSM



Vir: Lastni prikazi

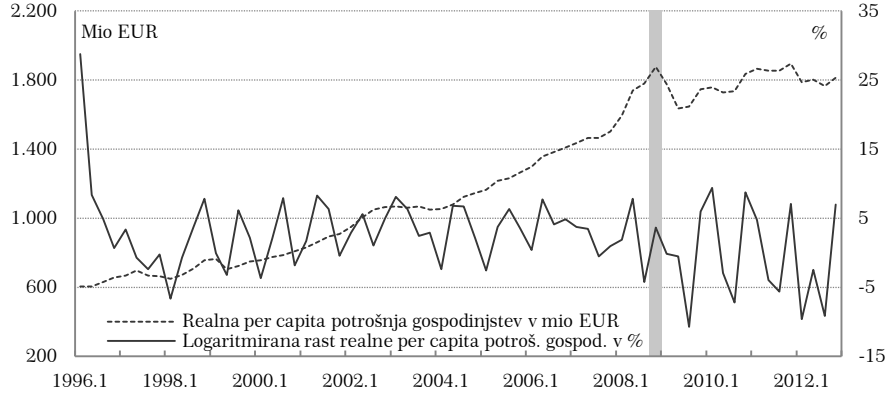
Kratkoročna obrestna mera denarnega trga OECD



Vir: Lastni prikazi

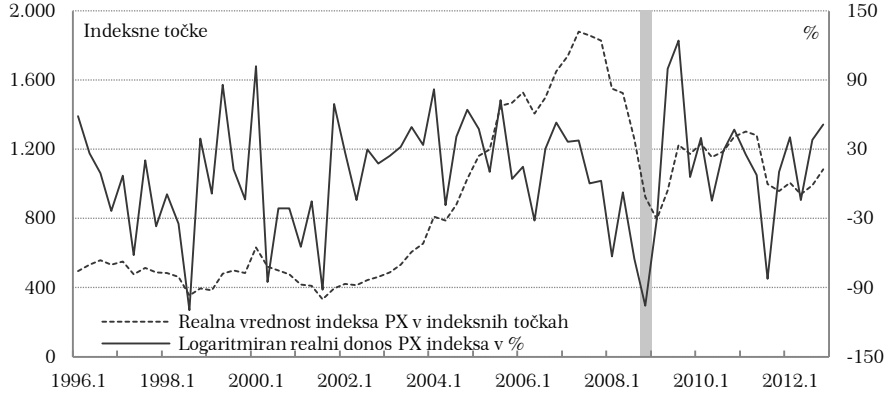
Češka

Potrošnja gospodinjstev



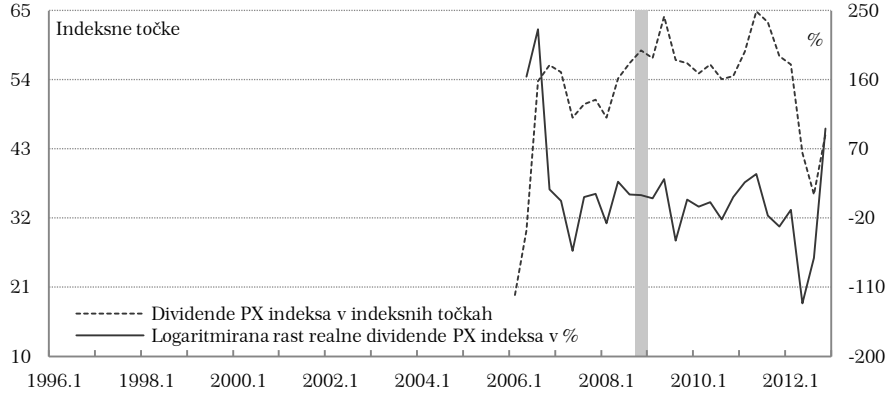
Vir: Lastni prikazi

Borzni indeks PX



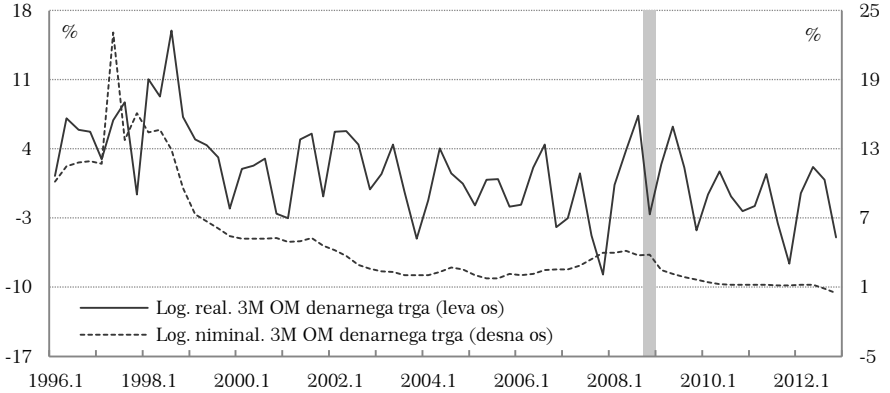
Vir: Lastni prikazi

Dividenda borznega indeksa PX



Vir: Lastni prikazi

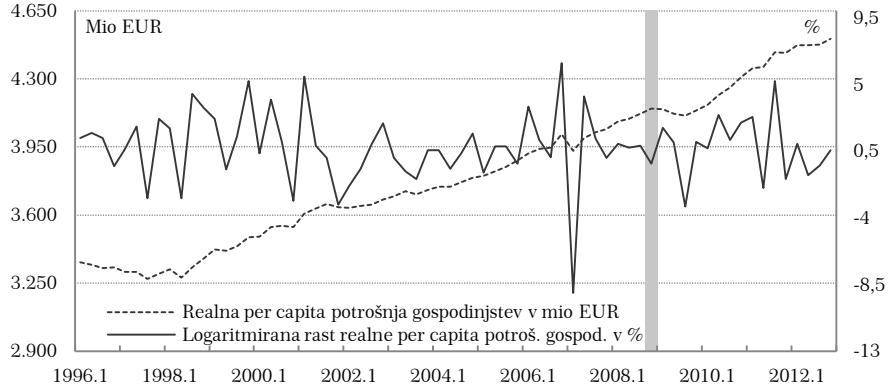
Kratkoročna obrestna mera denarnega trga OECD



Vir: Lastni prikazi

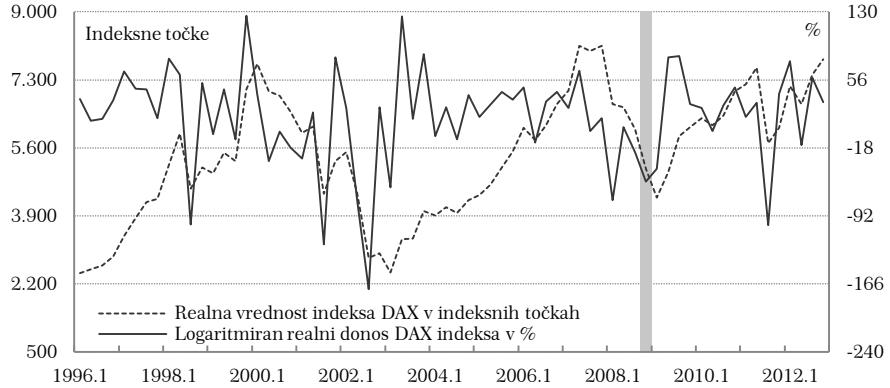
Nemčija

Potrošnja gospodinjstev



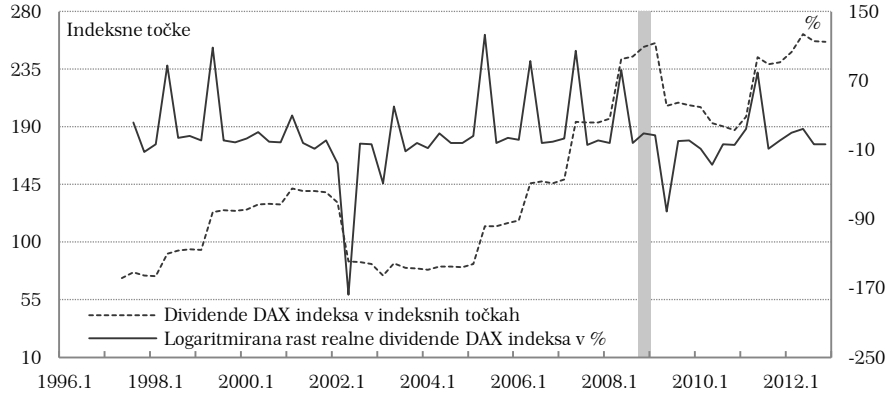
Vir: Lastni prikazi

Borzni indeks DAX



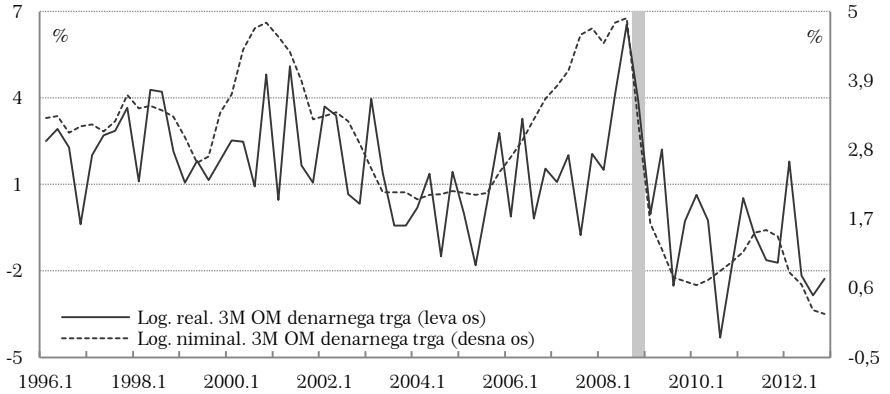
Vir: Lastni prikazi

Dividenda borznega indeksa DAX



Vir: Lastni prikazi

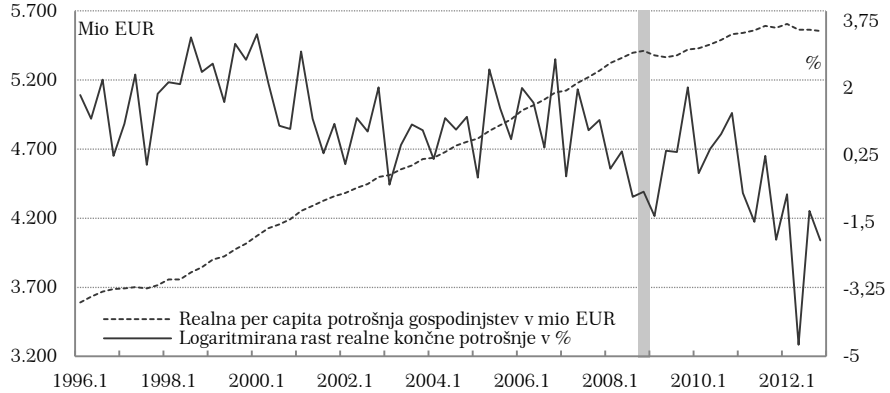
Kratkoročna obrestna mera denarnega trga OECD



Vir: Lastni prikazi

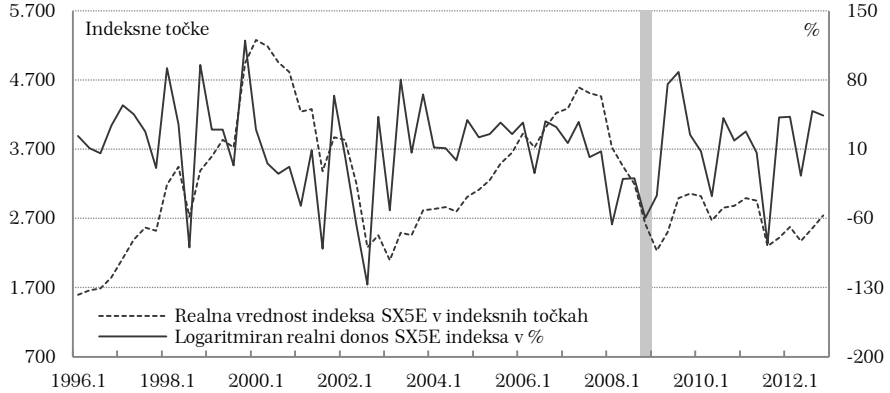
Skupina evropskih držav EU-17

Potrošnja gospodinjstev



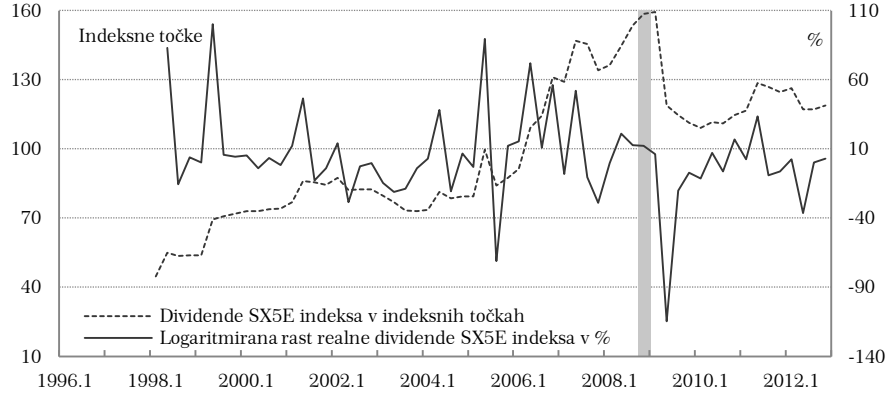
Vir: Lastni prikazi

Borzni indeks SX5E



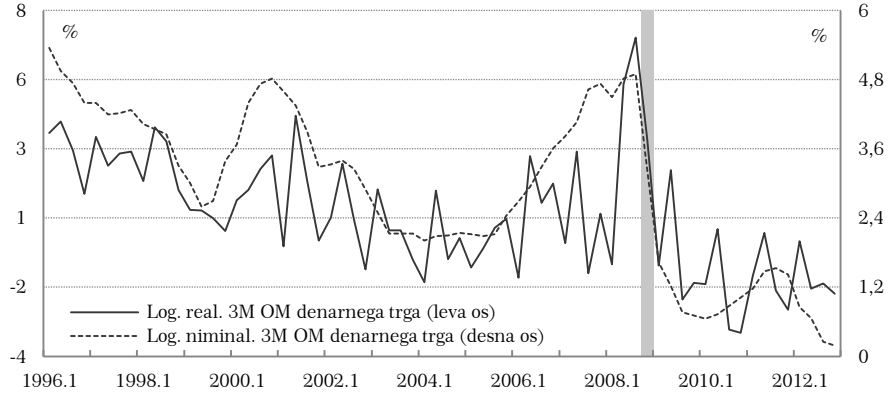
Vir: Lastni prikazi

Dividenda borznega indeksa SX5E



Vir: Lastni prikazi

Kratkoročna obrestna mera denarnega trga OECD



Vir: Lastni prikazi

B: Kritične vrednosti

V tabeli prikazujemo kritične vrednosti Dickey–Fullerjevega testa.

	Velikost vzorca			
	25	50	100	∞
F razmerje (D-F)*	7,24	6,73	6,49	6,25
F razmerje (običajno)	3,42	3,20	3,10	3,00
AR model**				
0,01	–2,66	–2,62	–2,60	–2,58
0,025	–2.26	–2,25	–2,24	–2,23
0,975	1,70	1,66	1,64	1,62
0,99	2,16	2,08	2,03	2,00
AR model z konstanto				
0,01	–3,75	–3,58	–3,51	–3,43
0,025	–3,33	–3,22	–3,17	–3,12
0,975	0,34	0,29	0,26	0,23
0,99	0,72	0,66	0,63	0,60
AR model z konstanto in trendom				
0,01	–4,38	–4,15	–4,04	–3,96
0,025	–3,95	–3,80	–3,69	–3,66
0,975	–0,50	–0,58	–0,62	–0,66
0,99	–0,15	–0,15	–0,28	–0,33

VIR: Greene (1997, 849)

Opombe:

* Iz Dickey in Fuller (1981, 1063). Stopnje prostosti sta 2 in $T - p - 3$.

* Iz Fuller (1976, 373).

C: Slovarček tujih izrazov

IZRAZ	PREVOD
Absence of arbitrage	Odsotnost arbitraže
Beginning of quarter approach	Pristop začetka četrtletja
Capital asset pricing model	Model vrednotenja cen premoženja
Constant relative risk aversion coefficient	Koeficient konstantne relativne nenaklonjenosti tveganju
Ceteris paribus	Vse ostalo nespremenjeno
Consumption capital asset pricing model	Medčasovni potrošni model vrednotenja cen premoženja
Default premium puzzle	Uganka privzete premije za tveganje
End of quarter approach	Pristop konca četrtletja
Equity premium puzzle	Uganka premije za tveganje
Generalized method of moment	Posplošena metoda momentov
Jensen's inequality	Jensenova neenakost
Law of one price	Zakon ene cene
Markov chain	Markovska veriga
Maximum likelihood estimation	Metoda največjega verjetja
Method of minimum chi-square	Metoda najmanjših hi-kvadratov
Minimum distance estimator	Cenilka minimalne distance
Ordinary least squares method	Metoda najmanjših kvadratov
Pricing kernel	Cenovno jedro
Random walk	Model naključnega hoda
Random walk with drift	Model naključnega hoda s smerjo
Risk free rate puzzle	Uganka netvegane obrestne mere
Schwert information criterion	Schwertov informacijski kriterij
State space approach	Prostorski vektorski pristop
Stochastic discount factor	Stohastični diskontni faktor
Term structure puzzle	Uganka terminske strukture obrestnih mer
Volatility bound	Volatilnostna meja
Volatility puzzle	Uganka volatilnosti

D: Delovni življenjepis

OSEBNI PODATKI	
Ime in priimek	RENATO BOŽIČ
Naslov	Ljubljana, Slovenija
E-pošta	bozic.renato@gmail.com
Državljanstvo	slovensko
Datum rojstva	9. 3. 1982
DELOVNE IZKUŠNJE	
Obdobje (od–do)	od oktobra 2011 do danes
Opis zaposlitve	finančni analitik
Področje	denarna politika, gotovinski cikli
Naziv delodajalca	BANKA SLOVENIJE
Obdobje (od–do)	od januarja 2009 do septembra 2011
Opis zaposlitve	finančni analitik
Področje	kontroling, poročanje
Naziv delodajalca	PROBANKA, d. d.
Obdobje (od–do)	od oktobra 2006 do januarja 2008
Opis zaposlitve	finančni analitik
Področje	investicijski skladi, delniške družbe
Naziv delodajalca	VERITAS, d. d.

Obdobje (od–do)	od oktobra 2005 do mara 2006
Opis zaposlitve	raziskovalec praktikant
Področje	maloprodajne cene Slovenije, Avstrije in Madžarske
Naziv delodajalca	INŠTITUT ZA EKONOMSKO DIAGNOZO IN PROGNOZO

IZOBRAZBA

Obdobje (od–do)	od oktober 2008 do danes
Pričakovani naziv	MAGISTER ZNANOSTI
Ustanova	Ekonomsko-poslovna fakulteta
Stopnja izobrazbe	8
Povprečna ocena	9,44 (vključuje devet ocen izpitov)
Obdobje (od–do)	od oktober 2003 do avgust 2008
Pridobljeni naziv	UNIVERZITETNO DIPLOMIRAN EKONOMIST
Ustanova	Ekonomsko-poslovna fakulteta
Stopnja izobrazbe	7
Povprečna ocena	8,57 (vključuje devetintrideset ocen izpitov in oceno diplomske naloge)

E: Osebna bibliografija

ČLANKI IN DRUGI SESTAVNI DELI

1.01 Izvirni znanstveni članek

1. BOŽIČ, Renato, JAGRIČ, Timotej. Dinamični vpogled v tveganju prilagojene mere učinkovitosti. *IB rev. (Ljubl., Tisk. izd.)*. [Slovenska izd.], 2012, letn. 46, št. 3/4, str. 63-73. [COBISS.SI-ID 11305244]

1.04 Strokovni članek

2. JAGRIČ, Timotej, BOŽIČ, Renato. Učinki rekordne likvidnosti v evroobmočju. *Davčn.-finanč. praksa*, maj 2012, letn. 13, št. 5, str. 17-19. [COBISS.SI-ID 11098652]

MONOGRAFIJE IN DRUGA ZAKLJUČENA DELA

2.11 Diplomsko delo

3. BOŽIČ, Renato. *Empirično testiranje modela CAPM – primer izbranih slovenskih vzajemnih skladov = Empirical testing of CAPM – an example of selected Slovenian mutual funds : diplomsko delo*. Maribor; [Zgornji Žerjavci; Lenart: R. Božič], 2008. 65 str., 6 f. pril., graf. prikazi, večinoma tabele. http://www.epf.uni-mb.si/ediplome/pdfs/bozic-renato.pdf. [COBISS.SI-ID 9742108]

Vir bibliografskih zapisov: Vzajemna baza podatkov COBISS.SI/COBIB.SI, 16. 11. 2013

F: Izjava lektorja

Terezija Caserman, rojena 4. oktobra 1961, izjavljam, da sem lektorirala magistrsko nalogo Renata Božiča z naslovom **Medčasovni potrošni model vrednotenja cen premoženja – empirični testi**.

Brezovica, 14. maj 2014

Podpis:

GREGA RITTAR S.P.
LJUBLJANSKA C. 4 B
1241 KAMNIK
GSM: 040 986 450