

UNIVERZA V MARIBORU
EKONOMSKO - POSLOVNA FAKULTETA

Doktorska disertacija

**ANALIZA NESTANOVITNOSTI DONOSNOSTI
RAZVITIH IN RAZVIJAJOČIH TRGOV V
ČASU EKONOMSKO-FINANČNIH KRIZ**

OKTOBER 2015

UROŠ VEK

UNIVERZA V MARIBORU
EKONOMSKO - POSLOVNA FAKULTETA

Doktorska disertacija

**ANALIZA NESTANOVITNOSTI DONOSNOSTI
RAZVITIH IN RAZVIJAJOČIH TRGOV V ČASU
EKONOMSKO-FINANČNIH KRIZ**

Oktober 2015

Avtor: Uroš Vek, univ. dipl. ekonomist
Mentor: izr. prof. dr. Tanja Markovič-Hribernik
So-mentor: red. prof. ddr. Timotej Jagrič
UDK: 336.76:338.124.4:330.43(043.3)

"A man must be big enough to admit his mistakes, smart enough to profit from them, and strong enough to correct them."

John C. Maxwell

"Things don't have to change the world to be important."

Steve Jobs

"Learn from yesterday, live for today, hope for tomorrow. The important thing is not to stop questioning."

Albert Einstein

ZAHVALA

Zahvaljujem se ženi Urški, sinu Urbanu in novorojenki Maruši za vso njihovo potrpežljivost in podporo pri mojem študiju.

Še posebej se zahvaljujem mami, Anici, za podporo in motivacijo skozi vse stopnje izobraževanja.

Zahvale gredo tudi mentorici, dr. Tanji Markovič-Hribernik in somentorju, ddr. Timoteju Jagriču.

KAZALO

1 UVOD	17
1.1 Opredelitev problema	17
1.2 Cilji doktorske disertacije	20
1.2.1 Teze doktorske disertacije	21
1.2.2 Pričakovani izvirni znanstveni prispevki	22
1.3 Predpostavke in morebitne omejitve	23
1.4 Predvidene metode raziskovanja	24
2 EKONOMSKE KRIZE IN VPLIV NA RAZVITA IN RAZVIJajoča GOSPODARSTVA	28
2.1 Azijska finančna kriza	29
2.1.1 Razlogi azijske finančne krize	30
2.1.2 Posledice krize na gospodarstva v regiji	36
2.1.3 Vloga Mednaravnega denarnega sklada	38
2.2 Tehnološki balon	40
2.2.1 Pregled večjih zgodovinskih balonov	40
2.2.2 Kronološki potek tehnološkega balona	44
2.2.3 Razlogi za tehnološki balon	46
2.3 Svetovna finančna kriza	48
2.3.1 Razlogi za krizo	50
2.3.2 Posledice svetovne finančne krize	55
2.3.3 Odziv institucij	59
3 TEORIJA NESTANOVITNOSTI	62
3.1 Mera nestanovitnosti in empirične značilnosti	63
3.2 ČASOVNE VRSTE	66
3.2.1 Stohastični procesi	66
3.2.2 Stacionarnost časovnih vrst	67
3.2.3 Avtokorelačijska funkcija	69
3.2.4 Heteroskedastičnost	73
4 MODELIRANJE NESTANOVITNOSTI ČASOVNIH VRST	74
4.1 AR – Avtoregresijski modeli	74
4.2 MA – Model drsečih sredin	75
4.3 ARMA in ARIMA modeli	75
4.3.1 Box-Jenkins metodologija ARMA modelov	77
4.3.2 Kriteriji za izbiro modela	78
4.4 ARCH/GARCH modeli	79
4.4.1 ARCH	80
4.4.2 GARCH	81
4.4.3 Preverjanje ARCH učinkov	83
4.4.4 ARMA - GARCH model	84
4.4.5 IGARCH	85
4.4.6 EGARCH	86
4.4.7 PARCH	89
4.5 Metoda največjega verjetja (ML)	90
4.5.1 Opis metode	90
4.5.2 Metoda največjega verjetja in ARCH/GARCH modeli	93
5 BAZA PODATKOV	94

5.1	Struktura podatkov azijske krize	94
5.1.1	Osnovne značilnosti časovnih vrst donosnosti indeksov.....	94
5.1.2	Stacionarnost časovne vrste donosnosti indeksov	96
5.1.3	Modeliranje srednje vrednosti	97
5.2	Struktura podatkov krize tehnološkega balona	102
5.2.1	Osnovne značilnosti časovnih vrst donosnosti indeksov.....	102
5.2.2	Stacionarnost časovne vrste donosnosti indeksov	104
5.2.3	Modeliranje srednje vrednosti	106
5.3	Struktura podatkov svetovne finančne krize	109
5.3.1	Osnovne značilnosti časovnih vrst donosnosti indeksov.....	109
5.3.2	Stacionarnost časovne vrste donosnosti indeksov	111
5.3.3	Modeliranje srednje vrednosti	112
6	NESTANOVITNOSTI RAZVITIH IN RAZVIJAJOČIH TRGOV V ČASU AZIJSKE KRIZE	117
6.1	Analiza nestanovitnosti z GARCH modelom.....	117
6.2	Analiza nestanovitnosti z IGARCH modelom	119
6.3	Analiza nestanovitnosti z EGARCH modelom	121
6.4	Analiza nestanovitnosti s PARCH modelom	124
7	NESTANOVITNOSTI RAZVITIH IN RAZVIJAJOČIH TRGOV V ČASU TEHNOLOŠKEGA BALONA.....	128
7.1	Analiza nestanovitnosti z GARCH modelom.....	128
7.2	Analiza nestanovitnosti z IGARCH modelom	130
7.3	Analiza nestanovitnosti z EGARCH modelom	132
7.4	Analiza nestanovitnosti z PARCH modelom	135
8	NESTANOVITNOSTI RAZVITIH IN RAZVIJAJOČIH TRGOV V ČASU SVETOVNE FINANČNE KRIZE	138
8.1	Analiza nestanovitnosti z GARCH modelom.....	138
8.2	Analiza nestanovitnosti z IGARCH modelom	140
8.3	Analiza nestanovitnosti z EGARCH modelom	142
8.4	Analiza nestanovitnosti z PARCH modelom	144
9	POVZETEK EMPIRIČNIH UGOTOVITEV	148
10	IMPLIKACIJE ANALIZE NESTANOVITNOSTI NA MAKRO IN MIKRO RAVNI	155
10.1	Makroekonomske implikacije analize.....	155
10.1.1	Globalizacija	156
10.1.2	Finančna globalizacija.....	158
10.1.3	Ekomska politika v času globalizacije	166
10.2	Mikroekonomske implikacije analize.....	170
10.2.1	Korelacija delniških trgov	171
10.2.2	Analiza naložbenih razredov	175
10.2.3	Ključne ugotovitve	192
11	SKLEP	195
12	VIRI IN LITERATURA	199
13	PRILOGE.....	208
	Priloga 1: Vrste finančnih kriz in razlikovanja glede na dejavnike obravnavanja	208
	Priloga 2: Kronološki pregled intervencij MDS v azijski finančni krizi.....	209
	Priloga 3: Grafični prikaz konstrukcije strukturiranih vrednostnih papirjev - CDO	210

Priloga 4: Ocenjeni parametri modela srednje vrednosti ARMA – azijska kriza	211
Priloga 5: Ocenjeni parametri modela srednje vrednosti ARMA – tehnološki balon	217
Priloga 6: Ocenjeni parametri modela srednje vrednosti ARMA – svetovna-finančna kriza	223
Priloga 7: Analiza trgovinske odprtosti, narejena s strani svetovne banke	229
Priloga 8: Korelacijske matrike.....	235
Priloga 9: Jennrich test	241

KAZALO SLIK

Slika 1: Gibanje cen standardiziranih bivalnih enot v izbranih mestih od leta 1990	35
Slika 2: Gibanje delniškega indeksa Dow Jones v obdobju od leta 1925 do 1935	42
Slika 3: Gibanje delniškega indeksa Dow Jones med leti 1985 in 1988.....	43
Slika 4: Gibanje delniškega indeksa Nikkei 1985 do 1992	44
Slika 5: Gibanje indeksov med leti 1990 in 2002.....	45
Slika 6: Statistika prve javne prodaje podjetij v ZDA v obdobju od leta 1990 do 2002.....	46
Slika 7: Gibanje ameriških, evropskih, britanskih in japonskih ključnih obrestnih mer	48
Slika 8: Nepremičninska posojila v ZDA	49
Slika 9: Delež neprvovrstnih nepremičninskih posojil (»subprime mortgages«) v celotnih nepremičninskih posojilih v %	51
Slika 10: Razlike med posameznimi strukturiranimi vrednostnimi papirji	53
Slika 11: Gibanje izdaj CDO in ABS vrednostnih papirjev v milijonih \$	54
Slika 12: Finančni vzvod različnih finančnih institucij (junij 2008)	55
Slika 13: Gibanje kratkoročnih obrestnih mer EONIA in LIBOR.....	56
Slika 14: Volatilnost kratkoročnih obrestnih mer EONIA in LIBOR	56
Slika 15: Četrletne spremembe BDP-ja v %	58
Slika 16: Gibanje donosnosti indeksa S&P 500	64
Slika 17: Primerjava porazdelitve donosov indeksa S&P 500 z normalno porazdelitvijo.....	65
Slika 18: Avtokorelogram nestacionarne časovne vrste	71
Slika 19: Avtokorelogram stacionarne časovne vrste	72
Slika 20: Gibanje dnevne donosnosti indonezijskega indeksa JCI od 30.6.1994 do 30.6.2000	97
Slika 21: Avtokorelogram prve diference dnevne donosnosti indeksa CAC v obdobju od 30.6.1994 do 30.6.1997	98
Slika 22: Gibanje dnevne donosnosti nemškega indeksa DAX od 31.12.1996 do 31.12.2002	105
Slika 23: Gibanje dnevne donosnosti ameriškega indeksa SPX od 30.6.2004 do 30.6.2010	112
Slika 24: Gibanje strukture svetovnega BDP-ja po regijah	157
Slika 25: Gibanje strukture svetovne industrijske proizvodnje po regijah	157
Slika 26: Gibanje blagovne menjave razvitih držav v % BDP-ja.....	158
Slika 27: Gibanje blagovne menjave držav v razvoju v % BDP-ja	159
Slika 28: Bruto kapitalski tokovi v % BDP-ja razvitih držav.....	162
Slika 29: Bruto kapitalski tokovi v % BDP-ja držav v razvoju	162
Slika 30: Delež IIP-ja v BDP-ju razvitih držav v %	164
Slika 31: Delež IIP-ja v BDP-ju držav v razvoju v %	165
Slika 32: Chinn-Ito indeks	166
Slika 33: Razvrstitev držav glede na trgovinsko odprtost v obdobju med leti 1995 in 2009	168
Slika 34: Gibanje korelacijskih koeficientov	174
Slika 35: Gibanje razkoraka korelacijskih koeficientov	175
Slika 36: Gibanje korelacijskih koeficientov naložbenih razredov razvitih držav	183
Slika 37: Gibanje korelacijskih koeficientov naložbenih razredov držav v razvoju.....	184
Slika 38: Gibanje povprečne mesečne donosnosti delniških indeksov	186
Slika 39: Gibanje povprečne mesečne donosnosti obvezniških indeksov	187
Slika 40: Gibanje povprečne mesečne donosnosti nepremičninskih indeksov	188

KAZALO TABEL

Tabela 1: Realna rast BDP-ja v %	30
Tabela 2: Deficit tekočega računa plačilne bilance v % BDP-ja.....	31
Tabela 3: Rast posojil v %	32
Tabela 4: Delež posojil v BDP-ju v %	32
Tabela 5: Delež zunanjega dolga v BDP-ju v %	33
Tabela 6: Delež kratkoročnega financiranja zunanjega dolga v %.....	33
Tabela 7: Gibanje delniških indeksov	34
Tabela 8: Gibanje nominalnega valutnega tečaja v primerjavi z USD	36
Tabela 9: Delež mednarodne menjave razvitih držav s skupinami držav v razvoju v BDP-ju.....	38
Tabela 10: Letna rast ameriških indeksov v %	45
Tabela 11: Odziv centralnih bank na dvig kratkoročnih obrestnih mer v avgustu 2007	57
Tabela 12: Gibanje delniških indeksov od 12.9.2008 v % v lokalni valuti	58
Tabela 13: Gibanje cen nepremičnin in inflacije v ZDA na letni ravni v %.....	59
Tabela 14: Ocenjeni parametri modela ARMA (1,1) za indeks S&P 500 v obdobju od 30.6.2004 do 30.6.2007	77
Tabela 15: Teoretični vzorci ACF in PACF	78
Tabela 16: Ocenjeni parametri modela GARCH (1,1) za indeks SHANGHAI COMPOSITE v obdobju od 30.6.2004 do 30.6.2007	83
Tabela 17: Ocenjeni parametri modela ARMA (1,1) – GARCH (1,1) za indeks S&P 500 v obdobju od 30.6.2004 do 30.6.2007	85
Tabela 18: Ocenjeni parametri modela ARMA (1,1) – EGARCH (1,1) za indeks S&P 500 za obdobje od 30.6.2004 do 30.6.2007	88
Tabela 19: Ocenjeni parametri modela ARMA (1,1) – PARCH (1,1) za indeks S&P 500 za obdobje od 30.6.2004 do 30.6.2007	90
Tabela 20: Statistika časovnih vrst zveznih donosov delniških indeksov v obdobju od 30.6.1994 do 30.6.1997	95
Tabela 21: Statistika časovnih vrst zveznih donosov delniških indeksov v obdobju od 30.6.1997 do 30.6.2000	96
Tabela 22: Preverjanje stacionarnosti časovnih vrst donosnosti indeksov z Dickey-Fuller testom.....	97
Tabela 23: Ljung-Box Q-test napak modela srednje vrednosti za izbran ARMA model pred azijsko krizo ...	99
Tabela 24: Rezultati ARCH testa v času pred azijsko krizo	100
Tabela 25: Ljung-Box Q-test napak modela srednje vrednosti za izbran ARMA model v času azijske krize	101
Tabela 26: Rezultati ARCH testa v času azijske krize	102
Tabela 27: Statistika časovnih vrst zveznih donosov delniških indeksov v obdobju od 31.12.1996 do 31.12.1999	103
Tabela 28: Statistika časovnih vrst zveznih donosov delniških indeksov v obdobju od 31.12.1999 do 31.12.2002	104
Tabela 29: Preverjanje stacionarnosti časovni vrst donosnosti indeksov z Dickey-Fuller testom.....	105
Tabela 30: Ljung-Box Q-test napak modela srednje vrednosti za izbran ARMA model v času pred krizo tehnološkega balona	106
Tabela 31: Rezultati ARCH testa v času pred krizo tehnološkega balona.....	107
Tabela 32: Ljung-Box Q-test napak modela srednje vrednosti za izbran ARMA model v času krize tehnološkega balona	108
Tabela 33: Rezultati ARCH testa v času krize tehnološkega balona	109
Tabela 34: Statistika časovnih vrst zveznih donosov delniških indeksov v obdobju od 30.6.2004 do 30.6.2007	110
Tabela 35: Statistika časovnih vrst zveznih donosov delniških indeksov v obdobju od 30.6.2007 do 30.6.2010	111
Tabela 36: Preverjanje stacionarnosti časovnih vrst donosnosti indeksov z Dickey-Fuller testom.....	112
Tabela 37: Ljung-Box Q-test napak modela srednje vrednosti za izbran ARMA model v času pred svetovno finančno krizo.....	113
Tabela 38: Rezultati ARCH testa v času pred svetovno finančno krizo	114

Tabela 39: Ljung-Box Q-test napak modela srednje vrednosti za izbran ARMA model v času svetovne finančne krize	115
Tabela 40: Rezultati ARCH testa v času svetovne finančne krize.....	116
Tabela 41: Ocenjeni parametri GARCH modela pred azijsko krizo v obdobju od 30.6.1994 do 30.6.1997.	118
Tabela 42: Ocenjeni parametri GARCH modela v času azijske krize v obdobju od 30.6.1997 do 30.6.2000	119
Tabela 43: Ocenjeni parametri IGARCH modela pred azijsko krizo v obdobju od 30.6.1994 do 30.6.1997	120
Tabela 44: Ocenjeni parametri IGARCH modela v času azijske krize, v obdobju od 30.6.1997 do 30.6.2000	121
Tabela 45: Ocenjeni parametri EGARCH modela v času pred azijsko krizo, v obdobju od 30.6.1994 do 30.6.1997.....	123
Tabela 46: Ocenjeni parametri EGARCH modela v času azijske krize, v obdobju od 30.6.1997 do 30.6.2000	124
Tabela 47: Ocenjeni parametri PARCH modela v času pred azijsko krizo, v obdobju od 30.6.1994 do 30.6.1997.....	126
Tabela 48: Ocenjeni parametri PARCH modela v času azijske krize, v obdobju od 30.6.1997 do 30.6.2000	127
Tabela 49: Ocenjeni parametri GARCH modela pred krizo tehnološkega balona, v obdobju od 31.12.1996 do 31.12.1999	129
Tabela 50: Ocenjeni parametri GARCH modela v času krize tehnološkega balona, v obdobju od 31.12.1999 do 31.12.2002	130
Tabela 51: Ocenjeni parametri IGARCH modela v času pred krizo tehnološkega balona, v obdobju od 31.12.1996 do 31.12.1999	131
Tabela 52: Ocenjeni parametri IGARCH modela v času krize tehnološkega balona, v obdobju od 31.12.1999 do 31.12.2002	132
Tabela 53: Ocenjeni parametri EGARCH modela v času pred krizo tehnološkega balona, v obdobju od 31.12.1996 do 31.12.1999	133
Tabela 54: Ocenjeni parametri EGARCH modela v času krize tehnološkega balona, v obdobju od 31.12.1999 do 31.12.2002	134
Tabela 55: Ocenjeni parametri PARCH modela v času pred krizo tehnološkega balona, v obdobju od 31.12.1996 do 31.12.1999	136
Tabela 56: Ocenjeni parametri PARCH modela v času krize tehnološkega balona, v obdobju od 31.12.1999 do 31.12.2002	137
Tabela 57: Ocenjeni parametri GARCH modela v času pred svetovno finančno krizo, v obdobju od 30.6.2004 do 30.6.2007	139
Tabela 58: Ocenjeni parametri GARCH modela v času svetovne finančne krize, v obdobju od 30.6.2007 do 30.6.2010	140
Tabela 59: Ocenjeni parametri IGARCH modela v času pred svetovno finančno krizo, v obdobju od 30.6.2004 do 30.6.2007	141
Tabela 60: Ocenjeni parametri IGARCH modela v času svetovne finančne krize, v obdobju od 30.6.2007 do 30.6.2010	142
Tabela 61: Ocenjeni parametri EGARCH modela v času pred svetovno finančno krizo, v obdobju od 30.6.2004 do 30.6.2007	143
Tabela 62: Ocenjeni parametri EGARCH modela v času svetovne finančne krize, v obdobju od 30.6.2007 do 30.6.2010	144
Tabela 63: Ocenjeni parametri PARCH modela v času pred svetovno finančno krizo, v obdobju od 30.6.2004 do 30.6.2007	146
Tabela 64: Ocenjeni parametri PARCH modela v času svetovne finančne krize, v obdobju od 30.6.2007 do 30.6.2010	147
Tabela 65: Srednja vrednost in standardni odklon.....	149
Tabela 66: Število modelov ARMA	150
Tabela 67: Povprečna vrednost informacijskega kriterija AIC razvitih držav in držav v razvoju	151
Tabela 68: Povprečna vrednost informacijskega kriterija BIC razvitih držav in držav v razvoju	152
Tabela 69: Volatilnost trgov v obdobju različnih križ	153
Tabela 70: Vrednost in gibanje parametra kratkega spomina in učinka vzvoda.....	154
Tabela 71: Primerjava gibanja bruto kapitalskih tokov in rasti BDP-ja v državah v razvoju.....	163
Tabela 72: Vsota ARCH in GARCH parametra pred in v času svetovne finančne krize	169
Tabela 73: Povprečni korelacijski koeficienti	173

Tabela 74: Korelacijski koeficienti naložbenih razredov v času pred azijsko krizo	178
Tabela 75: Korelacijski koeficienti v času azijske krize.....	179
Tabela 76: Korelacijski koeficienti naložbenih razredov pred tehnološkim balonom.....	180
Tabela 77: Korelacijski koeficienti naložbenih razredov v času tehnološkega balona.....	180
Tabela 78: Korelacijski koeficienti naložbenih razredov pred svetovno finančno krizo	181
Tabela 79: Korelacijski koeficienti naložbenih razredov v času svetovne finančne krize.....	182
Tabela 80: Mesečni donosi od januarja 1994 do decembra 2011	189
Tabela 81: Korelacija mesečnih donosnosti delniških indeksov	189
Tabela 82: Korelacija mesečnih donosnosti obvezniških indeksov.....	190
Tabela 83: Korelacija mesečnih donosnosti nepremičninskih indeksov	190
Tabela 84: Jennrich test enakosti korelacijskih matrik	192
Tabela 85: Razlikovanja med vrstami finančnih kriz	208
Tabela 86: Kronološki pregled intervencij MDS v azijsko-finančni krizi.....	209
Tabela 87: Ocenjeni parametri modela srednje vrednosti ARMA za obdobje od 30.6.1994 do 30.6.1997 ...	211
Tabela 88: Ocenjeni parametri modela srednje vrednosti ARMA za obdobje od 30.6.1997 do 30.6.2000...	214
Tabela 89: Ocenjeni parametri modela srednje vrednosti ARMA za obdobje od 31.12.1996 do 31.12.1999	217
Tabela 90: Ocenjeni parametri modela srednje vrednosti ARMA za obdobje od 31.12.1999 do 31.12.2002	220
Tabela 91: Ocenjeni parametri modela srednje vrednosti ARMA za obdobje od 30.6.2004 do 30.6.2007 ...	223
Tabela 92: Ocenjeni parametri modela srednje vrednosti ARMA za obdobje od 30.6.2007 do 30.6.2010...	226
Tabela 93: Korelacija delniških trgov pred azijsko krizo	235
Tabela 94: Korelacija delniških trgov v času azijske krize.....	236
Tabela 95: Korelacija delniških trgov v času pred tehnološkim balonom	237
Tabela 96: Korelacija delniških trgov v času tehnološkega balona	238
Tabela 97: Korelacija delniških trgov v času pred svetovno finančno krizo	239
Tabela 98: Korelacija delniških trgov v času svetovne finančne krize	240

SEZNAM OKRAJŠAV

ABS	Asset-backed securities
ACF	Autocorrelation function
AIC	Akaike information criterion
AMTPA	Alternative Mortgage Transactions Parity Act
AR	Autoregresive
ARCH	Autoregressive conditional heteroskedasticity
ARIMA	Autoregressive integrated moving average
ARMA	Autoregressive-moving-average
BDP	Bruto domaći proizvod
BIC/SIC	Bayesian / Schwarz information criterion
BOC	Bank of Canada
BOE	Bank of England
BOJ	Bank of Japan
BOPS	Balance of payments statistics
BPM	Balance of payments manuals
CAPM	Capital asset pricing model
CAC	Cotation Assistée en Continu – francoski delniški indeks
CDO	Collateralized debt obligation
CFMA	Commodity Futures Modernization Act
DAX	Deutscher Aktienindex – nemški delniški indeks
DM	Developed markets / razviti trgi
ECB	European central bank
EDB	Ease of Doing Business
EGARCH	Exponential generalized autoregressive conditional heteroskedasticity
ELJP	FTSE EPRA/NAREIT Japan
ELUK	FTSE EPRA/NAREIT UK
EM	Emerging markets / trgi v razvoju
ENGL	FTSE EPRA/NAREIT Developed Index
EONIA	Euro Over Night Index Average
EPFR	FTSE EPRA/NAREIT France
EPGR	FTSE EPRA/NAREIT Germany
FED	Federal reserve
FENEI	FTSE EPRA/NAREIT Emerging Index
G - 7	Group of 7
GARCH	Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity
GDBR10	German Generic 10 Y yield
GFRN10	France Generic 10 Y yield
GJGB10	Japan Generic 10 Y yield
GLBA	Graham-Leach-Billy Act
GPO	U.S. Government publishing office
GSA	Glass-Steagall Act
GUKG10	UK Generic Govt 10 Y yield
HSI	Hang Seng – hongkonški delniški indeks
HQ	Hannan–Quinn information criterion
IBOV	Bolsa de Valores do Estado de São Paulo – brazilski delniški indeks
IIP	International investment position

IGARCH	Integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity
IOSCO	International Organization of Securities Commissions
IPSA	Indice de Precios Selectivo de Acciones IPSA – čilski delniški indeks
JB	Jarque–Bera
JCI	Jakarta Composite – indonezijski delniški indeks
JGAGGUSD	JPM Global Bond Index
JPEIGLBL	JPM EM Bond Index
JV AZIJA	Jugovzhodna Azija
KOSPI	Korea Composite Stock Price Index – korejski delniški indeks
L	Leverage
LPI	Logistics Performance
LIBOR	London Interbank Offered Rate
LM	Lagrange multiplier
MA	Moving average
MAS	Monetary Authority of Singapore
MATTR	Market Access Trade Tariff Restrictivness
MBS	Mortgage-backed securities
MDS	Mednarodni denarni sklad
MEXBOL indeks	Mexican Stock Exchange Mexican Bolsa Ipc Index – mehiški delniški indeks
ML	Maximum likelihood
MXEF	MSCI Emerging Markets Index
MXWO	MSCI World Index
NASDAQ	National association of securities dealers automated quotations
NKY	Nikkei 225 – japonski delniški indeks
NTI	Neposredne tuje investicije
NYSE	New York Stock Exchange
OLS	Ordinary least squares
OTC	Over-the-counter
P	Power
PACF	Partial autocorrelation function
PARCH	Power autoregressive conditional heteroskedasticity
PCOMP	PSE Composite Index– filipinski delniški indeks
RBA	Reserve Bank of Australia
RGTT	Real Growth in Total Trade
RTS	Russian Trading System – ruski delniški indeks
SACF	Sample autocorrelation function
SDR	Special Drawing Rights
SENSEX	S&P BSE Sensex – indijski delniški indeks
SHCOMP	Shanghai Composite kitajski delniški indeks
SNB	Swiss National Bank
SPX	S&P 500 – ameriški delniški indeks
TARP	The Troubled Asset Relief Program
TRA97	Taxpayer relief act of 1997
TTR	Trade Tariff Restrictivness
UKX	FTSE 100 – britanski delniški indeks
UNUS	FTSE EPRA/NAREIT US
USGG10YR	US Generic Govt 10 Y yield

ZDA	Združene države Amerike
QE1	Quantitative easing 1
QE2	Quantitative easing 2
QE3	Quantitative easing 3

ANALIZA NESTANOVITNOSTI DONOSNOSTI RAZVITIH IN RAZVIJAJOČIH TRGOV V ČASU EKONOMSKO- FINANČNIH KRIZ

Povzetek

Pri investiranju v finančne instrumente so vlagatelji, regulatorji trga in zainteresirana javnost po svetovno finančni krizi v ospredje postavili obvladovanje tveganj kapitalskih trgov. Tveganje je opredeljeno kot negotov izid investiranja, ki je posledica spremembe cen finančnih instrumentov. Modeli in pristopi na področju analiziranja nestanovitnosti, ki so bili predmet razvoja in znanstvenega raziskovanja finančne stroke, so bili raznoliki. V disertaciji obravnava temelji na proučevanju preteklih gibanj nestanovitnosti, t.i. ARCH in GARCH modelih.

Disertacija predstavlja doprinos k obstoječi literaturi na področju empiričnega preverjanja nestanovitnosti. V literaturi so države v razvoju obravnavane zgolj parcialno (posamezne države) in ne obstajajo študije, ki nestanovitnost obravnavajo sistematično kot skupino držav s podobnimi karakteristikami. Kot doprinos disertacije štejemo tudi sklepe o primernosti uporabe GARCH modelov za ocenjevanje in analizo nestanovitnosti posameznih delniških indeksov v različnih obdobjih več ekonomsko-finančnih kriz.

Ključna teza te disertacije je preverjanje splošnega prepričanja, da so delniški trgi držav v razvoju bolj volatilni od razvitih delniških trgov v času kriz. Med razlogi lahko izpostavimo nižjo likvidnost delniškega trga in večje nihanje poslovnih rezultatov podjetij. Na podlagi ugotovljenih parametrov nestanovitnosti smo preverili, ali razviti delniški trgi v različnih krizah še ohranjajo lastnost nižje volatilnosti. Ugotovili smo, da ne moremo potrditi teze višje volatilnosti delniških trgov v razvoju v času ekonomsko-finančnih kriz. Podrobnejša analiza razkriva, da lahko višjo nestanovitnost povežemo z geografskim območjem izvora krize. Izvor krize je določal višjo volatilnost delniških indeksov. V primeru svetovne finančne krize so tako razviti kot razvijajoči trgi imeli višjo volatilnost, vendar je bila rast višja na razvitih trgih, od koder je kriza izvirala.

Prispevek disertacije se kaže tudi na makro in mikroekonomskem nivoju. Makroekonomska politika držav, ki so imele najnižjo volatilnost delniških trgov v času svetovne finančne krize, je bila diametralno različna. Na eni strani ekonomska politika popolne trgovinske in finančne odprtosti ter na drugi strani koncept odprte trgovinske in relativno zaprte finančne politike. Disertacija na mikroekonomski ravni išče odgovora na vprašanje, ali globalna razpršenost portfelja finančnih naložb v luči finančne integracije in iz zornega kota kriz zagotavlja ustrezni nivo diverzifikacije ter kakšen je vpliv diverzifikacije na tveganje portfelja. Učinkovitost mednarodne diverzifikacije je najbolj izrazita pri nepremičninskem portfelju razvitih držav.

Ključne besede: nestanovitnost, azijska finačna kriza, tehnološki balon, svetovna finančna kriza, ARCH, GARCH, razviti delniški trgi, delniški trg držav v razvoju

UDK: 336.76:338.124.4:330.43(043.3)

VOLATILITY ANALYSIS OF DEVELOPED AND EMERGING STOCK MARKETS DURING THE ECONOMIC-FINANCIAL CRISIS

Abstract

The world financial crisis has made the investors and the regulators bring risk management to the forefront of investing in the financial instruments. Risk is defined as the uncertain outcome of the investment as a result of changes in the prices of the financial instruments. Models and approaches to analyze volatility, which have been the subject of scientific research and the development of financial doctrine, were diverse. The dissertation uses models based on the studies of past trends in volatility, the ARCH and the GARCH models.

This dissertation presents a valuable contribution to the existing literature in the field of empirical verification of volatility. In the existing literature, emerging countries are only partially addressed (country-specific) and there are no studies addressing the systematic volatility of emerging markets as a region with common characteristics. The dissertation also contributes findings about the suitability of using the GARCH models for assessing and analyzing the volatility of individual stock indices in different periods of several economic and financial crises.

The key thesis of this dissertation is to test the common belief that the emerging stock markets are more volatile than the developed ones during the economic and financial crises. One of the reasons for this thesis may be the exposition to lower liquidity in a stock market and the high volatility of business performance of enterprises. Based on the identified parameters of volatility we tested if the developed stock markets still have the feature of lower volatility in various crises. Our conclusion is that we can not confirm the thesis of higher volatility of emerging equity markets during the economic and financial crisis. More detailed analysis reveals that higher volatility may be linked to the geographical area of the crisis' origin. Its origin provided a higher volatility in stock market indices. In the case of the world financial crisis, both, developed as well as emerging stock markets experienced higher volatility. However, growth of volatility was higher in the developed markets, where the crisis originated.

The importance of this dissertation is reflected in the macro- and microeconomic implications. Macroeconomic policy of countries that had the lowest volatility in the equity markets during the global financial crisis was diametrically opposed. On the one hand, the economic policy of a complete trade and financial openness and on the other, the concept of open trade and relatively closed financial markets policy. Microeconomic implications of the thesis are reflected in the answer to the question of whether a global diversification of investment portfolio in light of the financial integration from the perspective of crisis provides an appropriate level of diversification and the impact of diversification on

portfolio risk. The effectiveness of an international diversification is most pronounced in the portfolio of real estate indices of the emerging countries.

Keywords: volatility, Asian financial crisis, Dot-com bubble, World financial crisis, ARCH, GARCH, developed stock markets, emerging stock markets

UDK: 336.76:338.124.4:330.43(043.3)

1 UVOD

1.1 Opredelitev problema

Globalne krize in še posebej zadnja svetovna finančna kriza je pri investiranju v finančne instrumente v ospredje postavila obvladovanje tveganj kapitalskih trgov. Investitorji pri sprejemanju odločitev poizkušajo na eni strani predvideti tveganja in na drugi potencialni donos. V okviru nabora naložb izberejo portfelj (košarica različnih finančnih instrumentov), ki jim nudi optimalno kombinacijo želenega donosa in morebitne izgube, ki so jo pripravljeni sprejeti.

Tveganje je v finančni literaturi širok pojem in se razlikuje glede na funkcijo ter poslanstvo subjekta. Na kapitalskem trgu je tveganje opredeljeno kot negotov izid investiranja, ki je posledica spremembe cen finančnih instrumentov. Večje kot je nihanje cene vrednostnega papirja, težje je napovedati prihodnji izid investiranja, naložba pa s tem postane bolj tvegana. Ekonomski teoriji predpostavlja, da odločitve ekonomskih subjektov ne temeljijo zgolj na gibanju srednje vrednosti, ampak tudi na višjih momentih porazdelitve. Splošna predpostavka je, da je gibanje portfelja finančnih naložb funkcija pričakovane srednje vrednosti in variance stopnje donosnosti. Nestanovitnost¹ ima tako pomembno vlogo pri sprejemanju investicijskih odločitev, saj je dejavnik negotovosti. Mera nestanovitnosti je standardni odklon cene finančnega instrumenta. S standardnim odklonom merimo razpršenost gibanja naložbe. Večja kot je razpršenost, višja je nestanovitnost.

Različni modeli in pristopi na področju analiziranja nestanovitnosti so bili predmet razvoja in znanstvenega raziskovanja finančne stroke v preteklih letih. Namen le-teh je bilo oblikovati sistem pravih odločitev oz. model, ki bi omogočil napovedovanje prihodnjih donosov ob hkratnem obvladovanju tveganj. Glavni tok znanstvenih raziskovanj se je usmeril v modele, ki temeljijo na proučevanju preteklih gibanj nestanovitnosti, to so t.i. ARCH in GARCH modeli.

Robert F. Engle, ki je leta 2003 prejel Nobelovo nagrado za ekonomijo, je bil pionir na področju proučevanja in modeliranja nestanovitnosti. Največji prispevek je dosegel na področju razvoja ekonometričnih modelov nestanovitnosti, ki vključujejo gibanja delniških tečajev in izvedenih finančnih instrumentov. Leta 1982 je objavil enega izmed najbolj odmevnih člankov z naslovom »Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation«, kjer je predstavil model ocenjevanja in napovedovanja nestanovitnosti inflacije. V članku je Engel (1982) predstavil in definiral autoregresivno-heteroskedastični proces (ARCH) in ugotovil, da je značilna vrednost procesa enaka nič, medtem ko je varianca konstantna in ne obstaja serijska korelacija. Procesi s temi značilnostmi so uporabni za napovedovanje, saj nedavna preteklost daje informacije o prihodnjem gibanju nestanovitnosti. ARCH metoda po njegovem omogoča regresijsko specifikacijo funkcije srednje vrednosti, ki varianci dovoljuje stohastično spremembo v opazovanem obdobju. Ta spoznanja je uporabil v modelu za določanje srednje vrednosti in variance inflacije v Veliki Britaniji. Dokazal je,

¹ V angleški literaturi uporabljam izraz volatility.

da je ARCH model v primerjavi z metodo najmanjših kvadratov primernejši, saj so bile ocenjene vrednosti o prihodnjem gibanju inflacije zanesljivejše.

Vsestransko uporabnost koncepta ARCH na različnih področjih in bodoč razvoj metodologije sta poudarila Bera in Higgins (1993), a izpostavila problem nelinearnosti in kointegracije modela. Metodo je mogoče uporabiti za preverjanje modela dolgoročnih cen naložb (CAPM²), razvoj testov volatilnosti, merjenje strukture obrestnih mer, razvoj dinamičnih strategij zavarovanja pred izgubami (hedging), določanje cen izvedenih finančnih instrumentov in modeliranje premij za tveganja, merjenje vpliva toka informacij na gibanje finančnih instrumentov, merjenje inflacijskih pričakovanj, analiziranje centralno bančnih ukrepov na denarni trg in okarakteriziranje povezav med delniškimi trgi na eni in makroekonomskimi kazalniki na drugi strani.

Naslednji korak pri razvoju teorije je opravil Bollerslev (1986) z objavo članka »Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity«, kjer je predstavil nadgradnjo ARCH koncepta z novim splošnim procesom GARCH, ki omogoča fleksibilnejšo strukturo odlogov. Proses določa, da je pogojna varianca funkcija preteklih napak in preteklih pogojnih varianc. ARCH proces je namreč funkcija preteklih napak procesa, medtem ko je pogojna varianca konstantna. Opravil je praktični preizkus tako, da je modeliral nestanovitnost inflacijske stopnje ZDA, ki sta ga predstavila Engle in Kraft (1983), z ARCH in GARCH modelom in ugotovil, da je slednji bolje pojasnjeval gibanje nestanovitnosti inflacijske stopnje ZDA v obdobju od 1944 do 1983.

V okviru znanstvene stroke sta se na področju analize nestanovitnosti oblikovala dva tabora. Avtorji Poterba in Summers (1986) ter Baillie in DeGennaro (1990) so v raziskavah prišli do ugotovitve, da rast nestanovitnosti ne vpliva na gibanje delniških trgov. V skupino somišljenikov, ki trdijo nasprotno, se uvrščajo Pindyck (1984), Malkiel (1979) in Chou (1988). V nadaljevanju bomo prikazali pomembnejše ugotovitve in argumentacije avtorjev.

Chou (1988) je objavil članek, kjer je z GARCH modelom preverjal vpliv šokov volatilnosti na gibanje delniških trgov (indeks NYSE³) in prišel do ugotovitve, da je dvig volatilnosti povzročil padec tečajev na delniških trgih v letu 1974. S spremenjanjem nestanovitnosti se namreč spreminja premija za tveganja⁴. Rezultati simulacije so namreč pokazali, da dvakratno povečanje nestanovitnosti povzroči padec indeksa za 26 %. V letu 1974 je indeks dejansko padel za 27 odstotkov. Poudariti je potrebno, da avtor v analizi, zaradi visokega vpliva vztrajnosti šokov na nestanovitnost donosnosti ni določil, ali je proces stacionaren ali ne. V raziskavi je prišel do podobnih izsledkov kot avtorja Malkiel (1979) in Pindyck (1984), ki sta prišla do zaključka, da je glavni vzrok padanja cen delnic rastoči trend nestanovitnosti. Pristop Chou-a se je od predhodnikov razlikoval v tem, da je

² CAPM – Capital Asset Pricing Model. S pomočjo modela lahko ocenimo pričakovano donosnost naložb. Donos je enak donosu netvegane naložbe, premiji za tveganje in uspešne izbire naložb.

$$R_{i,t} = \alpha_i + R_{f,t} + \beta_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

³ Indeks sicer izračunava Center for Research in Security Prices (CRSP). Uporabljena je bila časovna serija za obdobje od julija 1962 do decembra 1985.

⁴ Angeški izraz je equity premium puzzle. Termin sta opredelila ekonomista Mehra in Prescott (1985). Delniški trgi so zaradi nestanovitnosti donosov bolj tvegani. Vsak vlagatelj delniških trgov zahteva dodaten donos v primerjavi npr. z državnimi obveznicami kot kompenzacijo za višje tveganje. Razliko v donosu delniških trgov in obveznic imenujemo premija za tveganje.

pri oceni modela uporabil metodo največjega verjetja. V 80-ih letih prejšnjega stoletja je bil klasični način ocenjevanja volatilnosti z dvostopenjsko metodo najmanjših kvadratov.

Avtorji z nasprotnim prepričanjem so prišli do drugačnih izsledkov zaradi drugačnih predpostavk in metodoloških razhajanj. V kolikor se predpostavlja stacionarnost procesov, je vztrajnost šokov volatilnosti eno leto. Posledično to pomeni, da je zaključek drugačen od izsledkov zgoraj predstavljenih avtorjev in splošnega prepričanja takratnega časa. Poterba in Summers (1986) sta namreč trdila, da so šoki prehodne narave in nimajo pomembnejšega vpliva na celoten delniški trg. Na drugi strani je dvostopenjska metoda najmanjših kvadratov omejena in lahko vodi do napačnih sklepanj. Ocene parametrov so namreč zelo občutljive na pogostost merjenja nestanovitnosti. Nasprotno je metodologija GARCH in ocena parametrov z metodo največjega verjetja imuna na tovrstne probleme.

Avtorja Poterba in Summers (1986) sta objavila članek, ki proučuje spremembe premije tveganja in vpliv nestanovitnosti na gibanje indeksa S&P 500 v obdobju od 1928 do 1984, in sicer na podlagi mesečnih podatkov. V analizi sta predpostavljala, da podjetja niso zadolžena in dividende rastejo s konstantno stopnjo. Na ta način sta se izognila upoštevanju ugotovitev Black-a, da podjetja preko stopnje zadolženosti vplivajo na tečaj delnic in s tem na volatilnost. Ugotovila sta, da indeks ne izkazuje vztrajnosti šokov nestanovitnosti, ki bi bila daljša od šestih mesecev, medtem ko nekateri izvenijo celo v mesecu dni. Elastičnost cen delnic na spremembo volatilnosti je bila nizka oz. bi lahko rekli, da je neelastična. Gibala se je namreč med -0,02 in -0,05. To pomeni, da bi se cene delnic v povprečju znižale za 2 % do 5 %, v kolikor bi prišlo do dviga volatilnosti za 100 %.

Spolšno velja prepričanje, da so trgi razvijajočih držav, kot so Kitajska, Indija, Brazilija in Rusija, bolj tvegani od razvitih kapitalskih trgov. To pomeni, da so donosi potencialno višji, vendar je temu primerena višja nestanovitnost. Odprtje kapitalskih trgov in večji vpliv razvijajočih držav v svetovnem finančnem sistemu je pripomoglo k nastajanju vse več študij in analiz s področja merjenja in ocenjevanja gibanja nestanovitnosti delniških trgov, ki bi jih lahko vsebinsko opredelili v tri sklope:

- študije in analize, ki se ukvarjajo s proučevanjem nestanovitnosti z ARCH/GARCH modeli samo razvijajočih ali samo razvitih trgov;
- študije in analize, ki se ukvarjajo s primerjavo nestanovitnosti med razvitimi in razvijajočimi trgi;
- študije in analize, ki se ukvarjajo s primerjavo nestanovitnosti v času različnih kriz.

V disertaciji bomo zajeli vse tri sklope, kar pomeni, da bomo proučevali nestanovitnost z ARCH/GARCH modeli v času različnih kriz in hkrati zajeli tako razvite kot razvijajoče države in primerjali vpliv kriz na nestanovitnost, ki v tej širini in časovni dinamiki še niso bili obravnavani. Nestanovitnost delniški trgov razvitih (ameriški, britanski, francoski, japonski in nemški delniški indeks) in razvijajočih držav (brazilski, čilski, filipinski, hongkongški, indijski, indonezijski, kitajski, korejski, mehiški in ruski delniški indeks) bomo proučevali v okviru treh kriz, kjer bomo vsako razdelili na dve podobdobji. V analizi bomo nestanovitnost simulirali z metodo najmanjšega verjetja na modelih GARCH, IGARCH, EGARCH in PARCH.

V analizi bomo pozornost usmerili predvsem na dinamiko nestanovitnosti, ki se odraža skozi kratek in dolg spomin⁵ simetričnih GARCH modelov. Z uporabo asimetričnega EGARCH modela bomo na drugi strani prikazali vpliv pozitivnih in negativnih sprememb donosnosti pri analiziranju nestanovitnosti. Učinek vzvoda⁶ namreč povzroči, da s padanjem cen delnic nestanovitnost narašča in obratno (Bouchaud et al 2001, 4).

1.2 Cilji doktorske disertacije

Namen raziskave je mogoče razčleniti na teoretični in empirični del. V teoretičnem delu želimo predstaviti teorijo s področja modeliranja nestanovitnosti in pregledati obstoječe znanstveno-raziskovalne študije s tega področja. V empiričnem delu želimo analizirati nestanovitnost v času pred in med finančno-gospodarskimi krizami na razvitih in trgih v razvoju s pomočjo GARCH modelov. Ugotovitve raziskave bodo podale odgovore, ki bodo investorjem omogočili razumeti naravo in gibanje nestanovitnosti v luči največje krize modernega obdobja, kar bo pripomoglo k boljšemu razumevanju tveganj na različnih trgih in v različnih fazah gospodarskega cikla.

Teoretični cilji:

- pregled teorije, raziskav in znanstvenih publikacij o vplivu treh kriz, in sicer azijske, tehnološkega balona in svetovno-finančne krize, na delovanje realnih in finančnih trgov;
- pregled relevantne literature na področju tveganj in analize časovnih vrst;
- opredeliti in predstaviti modele za analizo nestanovitnosti časovnih vrst;
- predstaviti metodo ocenjevanja modelov nestanovitnosti;
- pregled obstoječih raziskav s področja analize ekonomskih kriz in modeliranja nestanovitnosti;
- pregled obstoječih raziskav s področja proučevanja nestanovitnosti razvijajočih in razvitih trgov.

Empirični cilji:

- preveriti skladnost statističnih lastnosti časovnih serij donosnosti delniških indeksov z ugotovitvami v znanstvenih raziskavah in publikacijah;
- modelirati srednje vrednosti donosnosti indeksov z ARIMA/ARMA modeli in na podlagi različnih statističnih testov preveriti njihovo pojasnjevalno moč ter izbrati najbolj ustrezni model za posamezen delniški indeks;

⁵ Visoka vrednost parametra dolgega spomina pomeni, da traja dalj časa, da šoki pogojne variance izvenijo. Na drugi strani visoka vrednost parametra kratkega spomina sporoča visoko odzivnost na nove informacije in signale s trga.

⁶ V angleški finančni literaturi se uporablja termin »Leverage effect«. Viri financiranja so sestavljeni iz lastniškega in dolžniškega kapitala. Finančni vzvod predstavlja razmerje med celotnim dolgom podjetja in vrednostjo virov sredstev.

- na izbranih ARMA/ARIMA modelih preveriti prisotnost heteroskedastičnosti - t.i. ARCH učinka in s tem ugotoviti primernost uporabe modela za analizo nestanovitnosti;
- v nalogi bomo ocenjevali nestanovitnost z modeli GARCH, IGARCH, EGARCH in PARCH. Ugotoviti želimo, kateri izmed modelov najbolje pojasnjuje nestanovitnost donosnosti posameznega indeksa na podlagi statističnih kriterijev, kot so AIC, SIC in HQ;
- preveriti in analizirati značilnosti nestanovitnosti delniških indeksov razvitetih in razvijajočih držav z več GARCH modeli, v obdobju različnih kriz;
- oceniti vpliv krize na gibanje nestanovitnosti donosnosti posameznih delniških indeksov; s pomočjo kratkega in dolgega spomina bomo preverili odzivnost posameznega trga na prisotnost krize.

1.2.1 Teze doktorske disertacije

V skladu z opredeljenimi empiričnimi cilji smo opredelili sledeče teze doktorske disertacije:

T₁: Opisna statistika časovnih vrst donosnosti delniških indeksov nakazuje na povišano nestanovitnost delniških indeksov v času kriz in na relativno višjo nestanovitnost delniških indeksov razvijajočih držav.

Tezo potrjujejo različni znanstveni prispevki s področja proučevanja nestanovitnosti delniških indeksov. Patev (2003) je tako ugotovil, da se je v času ruske krize standardni odklon evropskih delniških trgov povzpel za dvakrat. Prav tako bomo preverili, ali imajo časovne vrste v različnih obdobjih in krizah lastnost stacionarnosti, in sicer s pomočjo prilagojenega Dickey-Fuller testa. V kolikor bo izračunana vrednost testa višja od kritične vrednosti, bomo ničelno hipotezo (v časovni vrsti je prisotna nestacionarnost) zavrnili in potrdili stacionarnost.

T₂: Med množico modelov srednje vrednosti ARMA/ARIMA je najbolj primeren model ARMA(1,1).

Tezo bomo preverili, tako da bomo oblikovali več modelov ARMA/ARIMA, ki se bodo razlikovali glede na red p in q. Red posameznega modela srednje vrednosti bomo preverili s pomočjo avtokorelacijske (ACF) in parcialno-avtokorelacijske funkcije (PACF). Ustreznost izbranega modela bomo nato preverili s pomočjo Q-testa, ki bo podal odgovor na to, ali je v časovni vrsti napak izbranega modela prisotna korelacija odklonov. V kolikor bodo izračunane vrednosti testa nižje od kritične vrednosti, ničelne hipoteze (v časovni vrsti napak ni korelacije) ne bomo zavrnilli.

T₃: Odkloni časovne vrste modelov srednje vrednosti ARMA/ARIMA vsebujejo ARCH učinke.

Tezo bomo preverili z uporabo Lagrangevega multiplikatorja (LM) in tako ugotavljal, ali ima časovna vrsta beli šum glede na alternativno domnevo, da je podvržena ARCH

učinkom. Beli šum je naključen proces spremenljivk, kjer se predpostavlja, da v časovni vrsti med zaporednimi podatki ni korelacije. Prisotnost ARCH učinkov nakazuje na korelacijo med odkloni časovne vrste in s tem na smiselnost uporabe GARCH modelov. To je osnovni pogoj, da sploh lahko oblikujemo ARCH/GARCH modele. V kolikor časovna vrsta odklonov ne bo izkazovala ARCH učinkov, ne bo vključenav nadaljnjo analizo.

T₄: Med predstavljenimi modeli nestanovitnosti ARCH/GARCH najbolje pojasnjuje gibanje nestanovitnost asimetrični EGARCH model.

Prednost EGARCH modela je, da popravlja določene pomanjkljivosti splošnega simetričnega modela GARCH. Ti upoštevajo le velikost napake, medtem ko predpostavljam, da je vpliv pozitivnih in negativnih sprememb na pogojno varianco enak. Na drugi strani asimetrični modeli upoštevajo predznak sprememb pri analiziranju nestanovitnosti kapitalskih trgov.

T₅: Parametri nestanovitnosti ARCH/GARCH modelov potrjujejo splošno sprejeto stališče stroke, da razvijajoče države izkazujejo višjo stopnjo volatilnosti v času kriz, v primerjavi z razvitimi državami.

Na podlagi raziskav in analiz je v finančni stroki splošno sprejeto stališče, da so delniški trgi razvijajočih držav bolj volatilni. Med razlogi lahko izpostavimo nižjo likvidnost delniškega trga in večje nihanje poslovnih rezultatov podjetij. Aggarwal et al (1999) je proučeval nestanovitnost razvitih in razvijajočih držav v obdobju od 1985 do 1995 in ugotovil za 50 odstotkov višjo nestanovitnost razvijajočih držav. Na podlagi ugotovljenih parametrov nestanovitnosti ARCH/GARCH bomo preverili, ali razviti delniški trgi v različnih krizah še ohranjajo lastnost nižje volatilnosti.

T₆: V času krize imata kratki spomin in učinek vzhoda v celotni strukturi nestanovitnosti večjo težo v razvijajočih kot razvitih državah.

Tezo bomo preverili s primerjavo parametrov kratkega spomina GARCH, IGARCH in EGARCH in PARCH modelov med državami v različnih krizah. Z modelom EGARCH bomo preverili učinek vzhoda in statistično značilne parametre uporabili za primerjavo med državami in obdobji.

1.2.2 Pričakovani izvirni znanstveni prispevki

Izvirni znanstveni prispevek disertacije bo na naslednjih področjih:

- izvirni prispevek se kaže v analizi nestanovitnosti v okviru več kriz;
- iza sledki disertacije bodo dopolnili obstoječo literaturo na področju empiričnega preverjanja nestanovitnosti delniških indeksov Brazilije, Čila, Filipinov, Hong Konga, Indije, Indonezije, Kitajske, Južne Koreje, Mehike in Rusije v posameznih krizah. V obstoječi literaturi so razvijajoče države obravnavane zgolj parcialno in ne obstajajo študije, ki bi nestanovitnost obravnavale sistematično. Wang in Moore (2007) sta objavila študijo, kjer sta proučevala spremembe volatilnosti petih evropskih delniških indeksov, in sicer češkega, poljskega, madžarskega, slovaškega

in slovenskega. Floros (2008) je modeliral nestanovitnost z GARCH modeli in poizkušal razložiti finančno tveganje na kapitalskih trgih Egipta in Izraela. Obstaja nekaj študij proučevanja nestanovitnosti trgov Bližnjega vzhoda in Latinske Amerike, ki so jih opravil Khediri in Muhammed (2008) ter Haque et al (2001);

- med izvirne znanstvene prispevke štejemo tudi sklepe o primernosti uporabe GARCH modelov za ocenjevanje in analizo nestanovitnosti posameznih delniških indeksov v različnih obdobjih več finančno-gospodarskih kriz. Dobili bomo odgovor na vprašanje, ali so primernejši linearne ali asimetrični GARCH modeli, ki bodo lahko po trgih in časovni dinamiki variirali. Posledice krize so lahko pomembno vplivale na specifikacijo parametrov nestanovitnosti in izsledki v literaturi še niso bili obravnavani. Egert in Koubaa (2004) sta modelirala donosnost indeksov držav G-7 in izbranih držav Srednje in Vzhodne Evrope. Cilj raziskave je bil analizirati značilnosti pogojne variance dnevnih donosnosti delniških indeksov z uporabo več linearnih in asimetričnih GARCH modelov. Rezultati so razkrili, da je linearni GARCH model primeren za modeliranje pogojne variance večine izbranih indeksov držav G-7. Izstopata samo indeks DJ-30 in CAC-40, za katere je primeren asimetrični GARCH model. Enak model je prav tako primeren za države SV Evrope, razen Poljske;
- prispevek disertacije na področju empiričnega preverjanja bo na več nivojih: primerjava nestanovitnosti v okviru več kriz in hkrati primerjava med razvitimi in razvijajočimi delniškimi trgi znotraj posamezne krize. Obstojče znanstvene študije ne vsebujejo tako obsežne primerjave z vidika časovne dinamike, raznolikosti držav, zajetih v študijo, ter aktualnosti primera, kot jo obravnavata vsebina disertacije. Nekatere študije proučujejo nestanovitnost razvitih ali razvijajočih delniških trgov, medtem ko so druge usmerjene v proučevanje nestanovitnosti v času različnih kriz. S to disertacijo bomo združili oba koncepta in ga razširili na več kriz. Primerjali bomo nestanovitnost med krizami, znotraj krize in hkrati preverjali razlike med razvitimi in razvijajočimi trgi v različnih obdobjih;
- med pričakovan izvirni znanstveni prispevek prištevamo tudi ugotovitve glede učinka vzvoda EGARCH modela v sami strukturi nestanovitnosti, na posameznih trgih in v različnih obdobjih.

1.3 Predpostavke in morebitne omejitve

Raziskava v disertaciji temelji na ključni predpostavki znanstveno-raziskovalne teorije, imenovani ceteris paribus⁷. Predpostavka induktivnega sklepanja raziskovalcu omogoča, da se omeji zgolj na proučevani pojavi oz. problem ter vzročno-posledični odnos med odvisno in pojasnjevalno spremenljivko. Predpostavimo, da je vpliv ostalih dejavnikov na proučevan pojavit konstanten ter ne prispeva k pojasnjevanju relacije med odvisno in pojasnjevalno spremenljivko.

Pri modeliranju nestanovitnosti izhajamo iz predpostavke stacionarnosti časovnih vrst. Značilnost stacionarnosti je v tem, da se karakteristike verjetnostne porazdelitve opazovane

⁷ Slovenski prevod latinskega izraza je »Vse ostale stvari nespremenjene« in predstavlja eno ključnih predpostavk ekonomske znanosti. Gre za to, da poudarimo proučevanje vzročno-posledične povezave med izbranimi pojavi, medtem ko ostali dejavniki na razmerje ne vplivajo.

časovne vrste skozi čas ne spreminja. Porazdelitev je v času konstantna okrog povprečne vrednosti. Povedano drugače, časovna serija je stacionarna, kadar je (Pindyck in Rubinfeld 1998, 494):

$$p(y_t, \dots, y_{t+k}) = p(y_{t+m}, \dots, y_{t+k+m}) \text{ za vse } t, k \text{ in } m. \quad (2)$$

Kadar se vrednosti spremenljivk oddaljujejo od povprečne ravni, govorimo o nestacionarnih procesih, ki jim ne moremo določiti splošne karakteristike porazdelitve. V tem primeru je časovna vrsta uporabna zgolj za proučevanje v opazovanem obdobju, medtem ko ni primerna za modeliranje oz. napovedovanje prihodnjega gibanja spremenljivk.

Uporaba ARCH/GARCH modelov predpostavlja prisotnost heteroskedastičnosti v časovni vrsti, ki jo povzročajo stilizirana dejstva, kot so: učinek vzvoda, debeli repi in, to da velikim nihanjem sledijo nadaljnja velika nihanja ter majhnim majhna nihanja. "Velik prispevek ARCH teorije je ugotovitev, da so spremembe nestanovitnosti oz. volatilnosti ekonomskih časovnih vrst predvidljive in izvirajo iz določene nelinearne odvisnosti, ne pa iz eksogenih strukturnih sprememb spremenljivk" (Campbell et al 1998, 315).

V študiji predpostavljamo, da izbrani delniški indeksi v največji možni meri odsevajo dogajanje na delniških trgih izbranih držav. Ena izmed ključnih predpostavk empiričnih študij na področju modeliranja delniških trgov je, da se kot odvisne in pojasnjevalne spremenljivke pojavljajo donosnosti indeksov, ki so enaka diferenci logaritmiziranih vrednosti borznih indeksov.

$$Y_t = \ln\left(\frac{y_t}{y_{t-1}}\right) \quad (3)$$

Omejitve disertacije izhajajo iz dostopa do razpoložljivih podatkov in izbranega časovnega obdobja.

1.4 Predvidene metode raziskovanja

V disertaciji obravnavamo nestanovitnost delniških trgov v večjih ekonomskih krizah, ki so del kapitalskega trga in ti del finančnega trga. Ugotovitve bodo podale odgovore glede tveganja posameznih trgov in njihovo odzivanje skozi čas. Raziskavo zato opredeljujemo kot mikroekonomsko.

V okviru metod raziskovanja bomo uporabili tako deskriptivni kot analitični pristop, ki bo prevladoval, a se bosta skozi celotno disertacijo prepletala. Deduktivno metodo sklepanja bomo uporabili v okviru deskriptivnega pristopa pri analizi teorij in empiričnih raziskav. Pri preverjanju veljavnosti tez disertacije s pomočjo matematično-statističnih in ekonometričnih metod bomo uporabili induktivno sklepanje.

V raziskavi bomo uporabili naslednje metode raziskovanja:

- metodo deskripcije – predstavili bomo osnovne značilnosti nestanovitnosti, časovnih vrst in modele nestanovitnosti ter metodo najmanjšega verjetja;
- metodo kompilacije – povzemali bomo opazovanja, spoznanja, stališča, sklepe in ugotovitve tujih avtorjev s področja proučevanja nestanovitnosti;
- metodo komparacije - opravili bomo primerjavo med donosnostjo posameznih indeksov in rezultatov analize nestanovitnosti v različnih obdobjih.

V drugem delu bomo predstavili razvoj dogodkov, vzroke in učinke delovanja azijske krize, tehnološkega balona in zadnje svetovno-finančne krize na različne ekonomske subjekte.

V tretjem delu disertacije bo sledila podrobnejša opredelitev tveganj in nestanovitnosti. Oboje vpliva na dogajanje na kapitalskih trgih in gibanje cen finančnih instrumentov. Predstavljene bodo značilnosti nestanovitnosti, kot so: učinek vzzoda, debeli repi, in da velikim nihanjem sledijo velika nihanja ter majhni majhni.

V nadaljevanju se bomo osredotočili na teorijo časovnih vrst in vseh procesov, ki jo spremljajo. Pri proučevanju finančnih časovnih vrst se pogosto srečamo s prisotnostjo avtokorelacije in heteroskedastičnosti. Časovna vrsta ima lastnost avtokorelacije⁸ kadar zaporedni členi časovne vrste izkazujejo korelacijo.

$$y_k = \text{Cov} (y_t, y_{t+k}) = E [(y_t - \mu_y)(y_{t+k} - \mu_y)] \quad (5)$$

$$\rho_k = \frac{E [(y_t - \mu_y)(y_{t+k} - \mu_y)]}{\sigma_y^2} \quad (6)$$

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (7)$$

Spreminjanje variance slučajne spremenljivke v času, je pojav heteroskedastičnosti⁹, ki je pogost problem pri presečnih modelih in časovnih serijah. Nasprotno, homoskedastičnost opisuje pojav konstantne variance slučajne spremenljivke.

$$E (\mu_i^2) = \sigma^2 \quad (8)$$

Verbeek (2004) je pojav opiral s primerom, kjer y_i predstavlja strošek prehranjevanja in x_i konstanten razpoložljiv dohodek (DPI_i). V povprečju bodo potrošniki z višjim dohodkom imeli tudi višje stroške prehranjevanja. Gibanje stroškov prehrane bo večje pri

⁸ Pri multivariatni analizi je učinkovitost modela (kadar ne gre za analizo časovnih vrst) odvisna od obstoja avtokorelacije, ki je ena izmed najpomembnejših predpostavk metode najmanjših kvadratov linearnega regresijskega modela (Ordinary Least Square – OLS).

V primeru obstoja avtokorelacije je cenilka še vedno linearna in nepristranska, ni pa najboljša, ker med regresijskimi koeficienti ne obstaja minimalna varianca slučajne spremenljivke oz. napake (Gujarati 2003, 443):

$E (\mu_i \mu_j) \neq 0; i \neq j \quad (4)$

⁹ Beseda izvira iz grškega korena »hetero«, ki pomeni različen in »skedasis«, ki pomeni razpršitev.

gospodinjstvih z višjim razpoložljivim dohodkom kot pri tistih z nižjim dohodkom. V kolikor to drži, se varianca ε_t z rastjo dohodka dviguje.

V naslednjem delu bo sledila predstavitev več vrst modelov za analizo in modeliranje časovnih vrst. Začeli bomo s t.i. Bob-Jenkins modeli, kot so *AR*, *MA*, *ARMA*, *ARIMA* in nadaljevali z nelinearnimi modeli *ARCH*, *GARCH*, *EGARCH* in *IGARCH*. Metode temeljijo na slučajnih procesih, ki se uporabljajo za modeliranje izbranih časovnih vrst ter napovedovanje prihodnje vrednosti (velikost spremembe ali pa vsaj smer).

Enostavni $ARCH^{10}$ (q) model za spremenljivko y_t je določen kot:

$$y_t = \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{\sigma_t^2} \eta_t, \quad \eta_t \sim N(0,1) \quad (10)$$

$$\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2, \quad (11)$$

kjer je σ_t^2 pogojna varianca slučajne spremenljivke oz. napake ε_t , glede na dostopne informacije v času t .

Bollerslev (1986) je zaradi zgoraj omenjenih slabosti predstavil razširjen oz. splošni *ARCH* model. Model ima daljši spomin, je bolj prilagodljiv in omogoča skromnejši zapis procesa.

GARCH (ρ, q) model za časovno vrsto ε_t :

$$\varepsilon_t = \sqrt{\sigma_t^2} \eta_t, \quad \eta_t \sim N(0,1) \quad (12)$$

$$\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^\rho b_j \sigma_{t-j}^2, \quad (13)$$

kjer so omejitve

$$\begin{aligned} a_0 &> 0 \\ a_i &\geq 0 \text{ za } i = 1, \dots, q \\ b_i &\geq 0 \text{ za } j = 1, \dots, \rho. \end{aligned} \quad (14)$$

kjer je σ_t^2 pogojna varianca slučajne spremenljivke ε_t , glede na dostopne informacije v času t in η_t je inovacija, ki ima lastnost *IID* z $E(\eta_t) = 0$ in $Var(\eta_t) = 1$. *GARCH* (ρ, q) se nanaša na pogojno varianco, σ_t^2 , ki je linearna kombinacija preteklih napak in preteklih pogojnih varianc. Posebnost *GARCH* modela je ravno vključitev preteklih vrednosti spremenljivke σ_t^2 v proces modeliranja.

Sledi prikaz metode največjega verjetja, ki omogoča ocenjevanje neznanih parametrov različnih porazdelitev časovnih vrst in modelov. Na podlagi vzorčnih podatkov in določene verjetnosti porazdelitve časovne vrste z metodo največjega verjetja določimo takšne

¹⁰ Angleški izraz je Autoregressive Conditional Heteroskedacity (ARCH).

vrednosti parametrov modela, ki bodo maksimirali verjetnost, da iz populacije dobimo vzorčne ocene, ki ustrezajo našemu vzorcu (Pfajfar 1995, 24).

Funkcija verjetja je produkt posameznih verjetnosti porazdelitve v celotnem opazovanem obdobju N :

$$L(Y_1, Y_2, \dots, Y_N, \alpha, \beta, \sigma^2) = p(Y_1), p(Y_2), \dots, p(Y_N) \\ = \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^N} \exp \left[-\sum \left(\frac{Y_i - \alpha - \beta X_i}{2\sigma^2} \right)^2 \right]. \quad (15)$$

Cilj metode ocenjevanja je poiskati vrednosti parametrov α, β, σ^2 , ki bodo z največjo verjetnostjo generirali vzorčne podatke Y_1, Y_2, \dots, Y_N . To dosežemo z maksimiranjem parametrov zgoraj podane funkcije verjetja v logaritemski obliki:

$$\log L = - (N/2) \log (2\pi) - (N/2) \log (\sigma^2) - (\sigma^2/2) \sum (Y_i - \alpha - \beta X_i)^2. \quad (16)$$

V petem delu bo sledil prikaz baze podatkov, kjer bomo predstavili značilnosti posameznih časovnih vrst v obdobju različnih kriz. Sledilo bo preverjanje stacionarnosti, modeliranje srednje vrednosti in testiranje za ARCH učinke.

Sledila bodo poglavja, kjer bomo predstavili analize nestanovitnosti donosnosti delniških indeksov razvitih in razvijajočih držav, na podlagi različnih modelov v obdobju azijske krize, tehnološkega balona in svetovno finančne krize. Analizo nestanovitnosti donosnosti bomo opravili s simetričnima modeloma GARCH in IGARCH ter asimetričnima EGARCH in PARCH.

V predzadnjem delu bomo predstavili ugotovitve obširne raziskave, ki zajema različne delniške indekse v več obdobjih treh ekonomskih kriz. Dobljene ugotovitve bomo primerjali z zgoraj podanimi tezami in predstavili splošne ugotovitve.

2 EKONOMSKE KRIZE IN VPLIV NA RAZVITA IN RAZVIJAJOČA GOSPODARSTVA

Ekonomski krize so sestavni del gospodarskega procesa in predstavljajo normalen razvojni pojav. Gospodarska aktivnost ni linearна, temveč poteka v poslovnih ciklih, ki so opredeljeni kot periodično nihanje aktivnosti. Dolgoročno gospodarstvo raste v skladu s teorijo rasti in razvoja. Kratkoročno pride do odstopanj realnega bruto domačega proizvoda (BDP) od trendne vrednosti.

Srdić (1975) je ekonomsko krizo opredelil kot točko v cikličnem gibanju gospodarstva, v kateri pride do vrhunca motnje produkcije, ki se najprej odraži v ekonomiji, kasneje pa zajame vse sfere družbenega življenja. Obstaja več teorij nastanka ekonomskih kriz. Monetarna teorija pojasnjuje cikličnost gospodarstva s količino denarja v obtoku. V času ekspanzije se količina denarja poveča, medtem ko se v depresiji zmanjša. Teorija hiperakumulacije vidi vzrok v neuskajeni strukturi produkcije. Teorija premajhne potrošnje kot vzroke izpostavlja premajhen denarni dohodek. Keynesianska razлага ekonomski krize v središče postavlja zmanjšanje potrošnje. V literaturi se omenja psihološka teorija, kjer reakcije ekonomskih subjektov povzročajo cikličnost gospodarstva.

V zgodovini so bile ekonomski krize velikokrat povezane s finančno krizo. Vzročno-posledično razmerje sicer ni jasno opredeljeno, vendar je pogosto obstajala močna povezanost. V nadaljevanju bomo predstavili značilnosti dveh finančnih kriz moderne zgodovine, in sicer Azijско-finančno krizo in Svetovno-finančno krizo iz leta 2007. Radelet in Sachs (2000) sta opredelila pet tipov oz. vzrokov finančnih kriz¹¹.

a) makroekonomska politika

Plačilno-bilančna kriza, ki lahko nastopi v obliki devalvacije valute, padanja deviznih rezerv ali izstopa iz fiksnega deviznega režima, v kolikor je rast kreditne mase centralne banke nekonsistentna s sistemom fiksnega deviznega režima. Velikokrat namreč kreditna masa narašča zaradi monetizacije proračunskih primanjkljajev (centralne banke odkupujejo državne vrednostne papirje). Posledično devizne rezerve padajo in centralna banka postane ranljiva na špekulativne napade, kar lahko pripelje do izstopa iz fiksnega deviznega režima.

b) finančna panika

O primeru finančne panike govorimo, v kolikor posojilodajalci prenehajo kratkoročno financirati, sicer solventne posojilojemalce. Na splošno velja, da do panike na finančnih trgih lahko pride, če obstajajo trije dejavniki: kratkoročni dolg presega kratkoročna sredstva; na trgu ni finančne institucije, ki bi lahko zagotovila kreditno linijo za poplačilo obstoječih kratkoročnih dolgov; ni posojilodajalca v skrajni sili¹². Takšne okoliščine bi racionalne vlagatelje silile v preusmeritev kapitala in odpoved nadaljnega kreditiranja. To povzroči ogromne ekonomski izgube, kot so odpoved investicijskih projektov, stečaje posojilodajalcev itd. .

¹¹ V Prilogi 1 je predstavljeno razlikovanje posameznih finančnih kriz glede na dejavnike obravnavanja.

¹² Lender of last resort.

c) pok vrednostnega balona

Vrednostni balon¹³ nastane, kadar vlagatelji oz. špekulanti vlagajo v finančna sredstva, katerih cene so nad njihovo temeljno vrednostjo, v pričakovanju dodatnih kapitalskih dobičkov. Udeleženci kapitalskih trgov sicer slutijo, da se pri določenih naložbenih razredih oblikuje balon, vendar je sam pok balona vedno nepričakovan.

d) moralni hazard

Moralni hazard je posledica sposobnosti bank, da pridobijo vire na podlagi implicitne ali eksplisitne javne garancije bančnih obveznosti. Akerlof in Romer (1994) menita, da je »ekonomija plenjenja«, v kateri banke izkoristijo prednost državnega jamstva in ukradejo depozite, pogostejša kot se misli. Krugman (1998) podobnosti vidi v azijski finančni krizi, ki je bila posledica ekscesivnega tveganja in dejanske kraje s strani bank, ki so imele dostop do domačih in tujih depozitov, ki so bili pod državnim jamstvom.

e) neurejen sistem terjatev¹⁴

V kolikor se podjetja soočajo z likvidnostnimi problemi in zakonodajni okvir na področju stečajev ni celovito dorečen, lahko to pripelje do plenjenja premoženja. Trgi delujejo v korist upnikov preko stečajne zakonodaje. Problem koordinacije upnikov preprečuje učinkovito usmerjanje obratnega kapitala do nelikvidnega posojiljemalca. V primeru mednarodnih likvidnostnih težav bi neurejen sistem terjatev obstajal, v kolikor ne bi obstajala možnost reprogramiranja terjatev.

2.1 Azijska finančna kriza

V začetku 90-ih let prejšnjega stoletja so nekatere države JV Azije poimenovali »Azijski tigri«, ker so imele visoko gospodarsko rast in bile vzor razvoja ter napredka v regiji. V ožji krog tigrov so se uvrščale Hong Kong, Južna Koreja, Singapur in Tajvan. V širšo skupino, ki je bila v središču krize, je potrebno vključiti še Filipine, Indonezijo, Malezijo in Tajske.

Gospodarstva JV Azije so pred krizo beležila visoko gospodarsko rast. Leta 1994 je priznani ekonomist Paul Krugman objavil znamenit članek »The Myth of Asia's Miracle«, kjer je trdil da je t.i. »gospodarski čudež« posledica dviga investicij v kapital. Na drugi strani, skupna faktorska produktivnost ni bistveno zrastla oz. je ostala nespremenjena. Krugman je menil, da dolgoročno stabilno gospodarsko rast zagotavlja rast produktivnosti in ne rast investicij.

Prve znake ohlajanja so gospodarstva začela kazati 1997. Med prvimi je bila Tajska, ki je bila edina v tem letu v recesiji. Ostale države je kriza v realnem sektorju v polnem zamahu zajela 1998, saj so vse izkazovale negativno rast.

¹³ Asset bubble.

¹⁴ Disorderly workouts.

Tabela 1: Realna rast BDP-ja¹⁵ v %

	1994	1995	1996	1997	1998
Filipini	4,4	4,7	5,9	5,2	-0,6
Indonezija	7,5	8,2	7,8	4,7	-13,1
Južna Koreja	8,8	8,9	7,2	5,8	-5,7
Malezija	9,2	9,8	10	7,3	-7,4
Tajska	8	8,1	5,7	-2,8	-7,7

Vir: Asian Development Bank.

Azijsko finančno krizo smo razmejili na dve obdobji, in sicer pred krizo in v času krize. Obdobje pred krizo je trajalo do konca junija 1997, medtem ko obdobje krize od julija 1997 naprej. Dogodek, ki je zaznamoval prelom in s tem začetek krize, je bila sprememba valutnega režima na Tajske. Zaradi špekulativnih napadov na tajsko valuto bath, kjer je centralna banka porabila skoraj 90 % vseh deviznih rezerv, so 2. julija 1997 oblasti objavile kapitulacijo in s tem prehod na fleksibilni valutni režim. Od takrat so se stvari začele hitro širiti na ostale države v regiji.

Tajskemu vzoru opustitve fiksnega valutnega režima so sledili Filipini in Malezija. Avgusta leta 1997 je valuto devalvirala Indonezija, v istem mesecu je bil hongkongški dolar cilj špekulativnih napadov, sledila je 17,2 milijard dolarjev vredna pomoč Tajske. Do sredine oktobra 1997 so valute Filipinov, Indonezije, Malezije in Tajske beležile do 30 % upad vrednosti nasproti ameriškemu dolarju. Konec leta sta sledila paketa finančne pomoči Mednarodnega denarnega sklada Indoneziji, v vrednosti 42,3 milijard dolarjev in Južni Koreji v višini 58,2 milijard dolarjev.

V maju 1998 je sledil drugi, močnejši val krize, ki se je razširil na države zunaj regije in dotaknil razvitega dela sveta. Do konca julija 1998 so svetovni razviti delniški trgi zabeležili močan padec, tja do četrte vrednosti. Države Latinske Amerike so začele izvajati vrsto konkurenčnih devalvacij in drugega septembra je Rusija opustila fiksni devizni režim. Azijska-finančna kriza je bila pomemben zunanji šok, ki je povzročil Rusko-finančno krizo.

2.1.1 Razlogi azijske finančne krize

V teoriji ni konsenza glede razlogov, ki so priveli do azijske finančne krize. Pojasnjevanje vzrokov krize lahko razdelimo na dva pola. Prvi zajema stališče, da je do krize prišlo zaradi slabih gospodarskih kazalcev oz. napačnega vodenja ekonomske politike, predvsem na področju finančnega sektorja. Drugi pol vzroke pripisuje pančnemu odzivu tujih finančnih vlagateljev, ki so iz regije kapital hitro umaknili in s tem prispevali k poglabljanju krize.

Dejanski razlogi so se od države do države razlikovali. Pred krizo so gospodarstva azijskih tigrov imela nekaj skupnih značilnosti: visoko gospodarsko rast, rast neposrednih tujih investicij, rast mednarodne menjave blaga in storitev, pospešeno liberalizacijo finančnega sektorja, rast posojil, rast kapitalskih prilivov in fiksni valutni režim.

¹⁵ BDP – bruto domači proizvod.

Karunatilleka (1999) je izpostavil pet ključnih dejavnikov azijske finančne krize, in sicer deficit tekočega računa plačilne bilance, prekomerno odvisnost od kratkoročnega financiranja, politično nestabilnost in slab zakonodajni okvir, napihnjene vrednosti premoženja in monetarno politiko (fiksni tečaji).

a) Deficit tekočega računa plačilne bilance¹⁶

Vloga deficitu tekočega računa plačilne bilance pri finančni nestabilnosti je v teoriji podrobno predstavljena¹⁷. Bivši finančni minister ZDA in uveljavljen ekonomist Lawrence Summers je izjavil (1996, 46-48):»Posebno pozornost je potrebno posvetiti deficitom tekočega računa, ki so višji od 5 % BDP-ja, še posebej v kolikor so financirani na način, ki lahko hitro povzroči preobrat«.

V spodnji tabeli so predstavljeni deficiti tekočega računa plačilne bilance v % BDP-ja. Večina držav je imela zelo visok deficit pred krizo, predvsem Tajska in Malezija, ki je dosegel tudi slabih 10 %. Filipini in Indonezija sta imeli pred krizo deficit velik okrog 4 %, medtem ko je najnižjega imela Južna Koreja.

Valutna kriza, ki je države močno prizadela, soupada z visokim deficitom tekočega računa plačilne bilance. Države, ki so doživele močne špekulativne napade na valuto, so hkrati v prvi polovici 90-ih let izkazovale visok deficit na tekočem računu. Tajska, Malezija, Filipini, Južna Koreja in Indonezija so doživele devalvacijo valute v višini 78, 52, 52, 107 in 151 % v dolarjih. Le-to je pomagalo, da so prvo leto po izbruhu krize prikazovale presežek (Corsetti et al 1999, 311).

Tabela 2: Deficit tekočega računa plačilne bilance v % BDP-ja

	1994	1995	1996	1997	1998
Filipini	-4,60	-4,45	-4,77	-5,28	2,14
Indonezija	-1,58	-3,18	-3,37	-2,32	4,29
Južna Koreja	-0,81	-1,51	-4,01	-1,54	11,93
Malezija	7,56	-9,76	-4,43	-5,92	13,19
Tajska	-5,33	-7,83	-7,85	-2,07	12,59

Vir: Asian Development Bank.

Države z nižjim primanjkljajem oz. presežkom se niso soočale z večjimi devalvacijami. Npr. kitajska valuta je 1997 devalvirala zgolj 2 %, Hong Kong je uspel uspešno ubraniti špekulativne napade, medtem ko sta Tajvan in Singapur beležila 18% devalvacijo, merjeno v dolarjih.

b) Prekomerno kreditiranje in odvisnost od tujega kratkoročnega financiranja

¹⁶ Plačilno bilanco lahko opredelimo kot sistematičen zapis vseh ekonomskih transakcij rezidentov ene države z rezidenti drugih držav, v določenem časovnem obdobju. Plačilna bilanca zajema tokove blaga storitev in kapitala s tujino, v določenem časovnem obdobju, in kaže kako se spreminja zunanjna kupna moč rezidentov (MDS 1993, 6). Tekoči račun plačilne bilance vključuje realne transakcije, kamor uvrščamo blago, storitve, dohodke in tekoče transferje.

¹⁷ Nekaj pomembnih prispevkov na tem področju: Dornbusch et al (1995), Milesi-Ferretti in Razin (1996), Mishkin (1996), Kaminsky in Reinhart (1998) in Roubini in Wachtel (1998).

Medsebojna povezanost plačilno-bilančne in bančne krize je v preteklosti v državah v razvoju zelo pogosto soupadala. Prekomerna kreditna aktivnost finančnega sistema je bila v večini primerov spodbujena z »moralnim hazardom«. Jeffrey Sachs je to področje analiziral in predstavil sledeč pogled (1997, 26):» V Latinski Ameriki, Evropi in JV Aziji so bile banke v 90-ih letih deregulirane in privatizirane, kar jim je omogočilo širši dostop do tujih virov financiranja. Banke in ostale finančne institucije so postale posredniki, ki so tuj kapital usmerjale v domače gospodarstvo. Problem je nastal, ker so banke in ostale finančne ustanove delovale z vprašljivimi nameni. Kapitalsko podhranjene banke si prizadevajo pridobiti tuje vire financiranja in sredstva nepremišljeno plasirati doma. V kolikor model uspe, bankirji ustvarijo dobičke. V kolikor ne uspe, izgube nosijo kreditodajalci in depozitni vlagatelji bank. Lastniki bank na drugi strani ne izgubijo veliko, saj imajo relativno malo kapitala, vezanega v banki. V primeru državne pomoči finančni ustanovi tudi tuji kreditodajalci in depozitni vlagatelji ne nosijo izgube.«

Spodnja tabela potrjuje izjemno rast posojil v državah, ki so bile v osrčju krize. Najvišjo rast posojil so beležili Filipini in Malezija. V vseh državah, z izjemo Južne Koreje, so se posojila v petih letih najmanj podvojila (glej Tabelo 3).

Tabela 3: Rast posojil v %

	1995	1996	1997	1998
Filipini	38,60	48,16	29,14	-2,08
Indonezija	23,27	22,39	28,83	32,30
Južna Koreja	20,56	17,94	19,27	5,28
Malezija	30,46	31,77	27,08	3,29
Tajska	24,95	13,78	24,89	-7,74

Vir: Asian Development Bank.

Pomemben podatek rasti kreditiranja je naraščanje deleža posojil finančnega sektorja v BDP-ju. Pri vseh državah je opaziti močno povečanje v zgolj petih letih. V Južni Koreji so posojila za polovico presegla vrednost BDP-ja, medtem ko se je v Maleziji 1998 delež posojil povzpel na vrednost letnega BDP-ja. Najbolj stabilen delež posojil je ohranila Indonezija (glej Tabelo 4).

Tabela 4: Delež posojil v BDP-ju v %

	1994	1995	1996	1997	1998
Filipini	39,29	48,36	62,88	72,67	58,48
Indonezija	54,97	57,02	59,52	65,06	56,53
Južna Koreja	122,08	125,73	131,79	143,11	152,25
Malezija	68,63	78,66	90,88	103,99	106,87
Tajska	71,41	78,04	80,74	99,32	91,80

Vir: Asian Development Bank.

Solventna država se lahko sooči s kratkoročnimi likvidnostnimi problemi, v kolikor ima na voljo premalo mednarodnih rezerv¹⁸ za servisiranje zunanjega dolga, ki vključuje poplačilo obresti in obnovo zapadlih posojil. V kolikor je večji del posojil kratkoročnih in tujih vlagateljev začnejo dvomiti v finančno moč države, lahko takšna situacija privede do likvidnostne krize. To pomeni, da država ni sposobno obnoviti posojil.

¹⁸ Mednarodne rezerve so: devizne rezerve, zlato in posebne pravice črpanja (SDR).

Zunanji dolg držav JV Azije je v času pred krizo pospešeno naraščal, predvsem v Južni Koreji in Tajske. Državi sta v petih letih relativno razmerje podvojili. Višina dolga v Indoneziji je leta 1998 močno narasla zaradi devalvacije rupiah. Bistveno manj se je relativno razmerje dvignilo na Filipinih in v Maleziji (glej Tabelo 5).

Tabela 5: Delež zunanjega dolga v BDP-ju v %

	1994	1995	1996	1997	1998
Filipini	62,83	53,12	53,12	61,58	74,24
Indonezija	60,96	61,59	56,72	63,18	158,69
Južna Koreja	19,20	21,28	26,33	31,43	43,48
Malezija	40,66	38,59	39,40	47,09	58,69
Tajnska	44,75	59,20	61,74	73,16	92,46

Vir: Asian Development Bank.

Struktura zunanjega dolga daje podrobnejši vpogled v vire financiranja. Najvišji delež tujega financiranja je izkazovala Tajnska, in sicer okrog 40 % celotnega zunanjega dolga. Sledili sta Južna Koreja in Malezija z okrog 30 %, Filipini z okrog 20 % in Indonezija z 10 % (glej Tabelo 6).

Tabela 6: Delež kratkoročnega financiranja zunanjega dolga v %

	1994	1995	1996	1997	1998
Filipini	14,20	13,40	18,10	23,30	10,90
Indonezija	8,30	10,20	7,60	8,60	7,00
Južna Koreja	26,90	28,60	29,90	30,40	30,10
Malezija	20,40	21,20	27,90	31,60	20,00
Tajnska	44,50	44,10	42,30	34,50	28,00

Vir: Asian Development Bank.

c) Politična nestabilnost in slab zakonodajni okvir

Negotova politična situacija v državi skupaj z neučinkovito monetarno politiko zmanjša pripravljenost tujih vlagateljev za nadaljnje financiranje države oz. njenega primanjkljaja. Znižanje zaupanja v politični in finančni sistem v državi lahko privede v plačilno-bilančno in valutno krizo.

Pred izbruhom azijske finančne krize je bilo na političnem parketu v številnih državah veliko negotovosti: odstop vlade na Tajskem, zmerjanje tujih »špekulantov« s strani malezijskega predsednika vlade, volitve v Indoneziji, nenehne novice o slabem zdravstvenemu stanju predsednika Indonezije, predsedniška kampanja v Južni Koreji in stopnjevanje delavskih protestov v regiji. Vsi ti faktorji so dodatno prispevali k poglabljanju krize in pospešili umik tujih vlagateljev (Korunatileka 1999, 9).

Pomemben dejavnik, ki je prispeval h krizi, je bil slab zakonodajni okvir oz. bolje rečeno številne strukturne nepravilnosti, predvsem v odnosu do nadzornih organov finančnega sektorja. Ostale strukturne slabosti držav JV Azije so bile: pomanjkljivi nadzor finančnih institucij, nizka kapitalska ustreznost bančnega sistema, pomanjkanje strokovnih znanj v organih nadzora, slaba izbira projektov in monitoringa, do neke mere celo koruptivna praksa pri posojilih in netržni kriteriji pri alokaciji kapitala. Razvil se je sistem bančništva,

ki je temeljil na osebnih odnosih in je poudarjal monopolističen odnos med bankami in podjetji ter hkrati zanemarjal tržni pristop. Med takšne primere lahko uvrstimo posojilno prakso v Južni Koreji, kjer so konglomerati¹⁹ t.i. »cheabol-i« imeli finančno divizijo, ki je skrbela za financiranje ostalih podjetij v skupini.

d) Napihnjene vrednosti premoženja

Vrednost premoženja igra pomembno vlogo pri ex ante signaliziraju in hkrati ex post krizo poglobi. V nadaljevanju bomo predstavili gibanje in odziv različnih vrst premoženja v času azijske finančne krize.

- Delniški trgi

Razsežnost krize v tako globoki obliki ni bila pričakovana. Nekateri delniški trgi so pred izbruhom krize signalizirali previdnost. V letu 1996 so bili delniški trgi negativni v Južni Koreji in na Tajskem, medtem ko so v Indoneziji, Maleziji in na Filipinih še beležili rast. V azijski finančni krizi se je najslabše odrezal tajski delniški trg. Ta je leta 1997 beležil 50 % upad povprečne vrednosti, naslednje leto je vrednost trga znašala zgolj dobrejih 30 % vrednosti leta 1998. Sledi Malezija, katere vrednost delniškega trga je upadla za 55 % od doseženega vrha leta 1996 (glej Tabelo 7).

Tabela 7: Gibanje delniških indeksov

	Južna Koreja	Indonezija	Malezija	Filipini	Tajnska
1990	730,29	527,09	544,89	830,64	821,77
1991	658,10	328,80	565,15	1.035,18	738,91
1992	598,79	293,03	603,97	1.335,96	800,60
1993	728,72	389,46	812,84	1.897,64	1.037,49
1994	970,29	498,93	1.052,14	2.869,58	1.386,84
1995	920,95	474,15	987,98	2.592,36	1.288,26
1996	819,62	588,43	1.142,56	3.064,68	1.150,56
1997	630,72	599,76	949,10	2.531,80	575,31
1998	420,01	418,47	518,85	1.847,03	356,07

Povprečne vrednosti v posameznem letu.

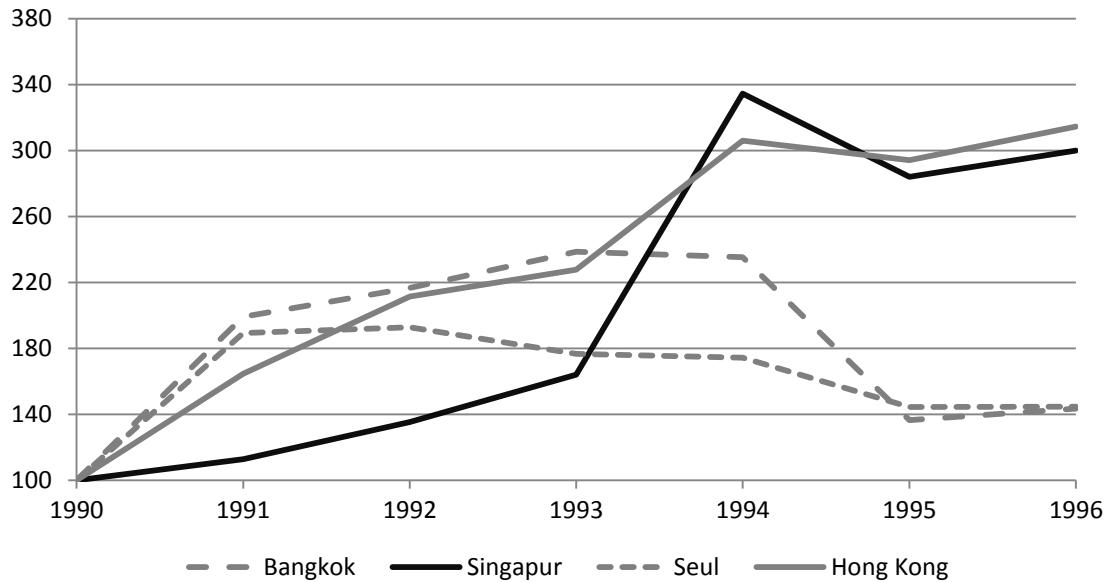
Vir: Bloomberg.

- Nepremičinski trgi

Iz spodnje slike je razvidno, da so cene nepremičnin doživele velik skok leta 1991, ko so se skoraj podvojile, predvsem v Bangkoku (+99 %) in Seulu (+89 %). Celotno obdobje pred azijsko finančno krizo sta najvišje rasti cen nepremičnin dosegala Hong Kong in Singapur, kjer so bile cene leta 1996 trikrat višje v primerjavi z letom 1990. Na drugi strani so cene nepremičnin v državah, ki sta doživelji v začetku 90-ih najvišjo rast, kasneje beležili najvišji padec. V Bangkoku so cene leta 1995 padle za 40 % v primerjavi z letom prej, medtem ko v Seulu za slabih 20 %.

¹⁹ Konglomerat – skupina lastniško povezanih podjetij, ki delujejo v različnih sektorjih.

Slika 1: Gibanje cen standardiziranih bivalnih enot v izbranih mestih od leta 1990



Vir: Quigley, University of California Berkley, 2002. Indeks (1990=100) v \$.

e) Monetarna politika: devizni tečaji

Večina držav JV Azije je bila pred krizo na področju deviznega režima usmerjenih v ohranjanje konkurenčnosti na mednarodnih trgih in s tem v čim manjše nihaje domače valute nasproti ameriškemu dolarju. Monetarne oblasti se javno niso opredelile, na kateri tečaj ciljajo, vendar so na valutnem trgu selektivno intervenirale z namenom podpiranja domače valute. Centralne banke so izvajale fleksibilni devizni režim, in sicer uravnavano drsenje²⁰.

Gibanje nominalnih tečajev se med leti 1992 in 1996 ni bistveno spremenilo. Kitajska je leta 1994 izvedla 70 % devalvacijo nasproti ameriškemu dolarju z namenom izboljšati konkurenčnost gospodarstva na mednarodnih trgih. Kasneje valutnih šokov ni doživelova. Državi, ki sta prav tako uspeli ohraniti valutno stabilnost v krizi, sta bili Hong Kong in Singapur. Predvsem zaradi močnega finančnega sistema in ogromnih deviznih rezerv valuti nista bili podvrženi špekulativnim napadom mednarodnih vlagateljev.

V letu 1997 so drastičen padec vrednosti valut doživele Južna Koreja, Indonezija, Malezija, Filipini in Tajska. Večina držav je doživela depreciacijo valute okrog 30-40 %, medtem ko je izstopala Indonezija, kjer je depreciacija presegla trikratnik povprečne vrednosti iz leta 1996 (glej Tabelo 8).

²⁰ V angleščini znano pod »Managed float«. Fleksibilni devizni sistem, kjer je gibanje tečaja valute popolnoma prostvo. Centralna banka intervenira na valutnem trgu v primeru, da se tečaj domače valute ne giblje v skladu s ciljnim tečajem. V angleščini je takšen devizni sistem poznan pod t.i. »umazano drsenje« oz. »dirty float«, (Bofinger, Wollmerhäuser 2003).

Tabela 8: Gibanje nominalnega valutnega tečaja v primerjavi z USD

	Južna Koreja	Indonezija	Malezija	Filipini	Tajska
1992	783,16	2.032,50	2,54	25,09	25,43
1993	803,25	2.088,92	2,58	27,16	25,35
1994	799,59	2.162,67	2,62	26,30	25,14
1995	766,88	2.246,75	2,51	25,78	24,92
1996	803,68	2.331,50	2,52	26,21	25,37
1997	982,46	2.998,83	2,88	30,07	31,93
1998	1.366,38	10.241,67	3,91	40,68	40,67
1999	1.186,72	7.790,50	3,80	39,18	37,87

Povprečne vrednosti v posameznem letu.

Vir: Bloomberg.

2.1.2 Posledice krize na gospodarstva v regiji

Simptomi azijske finančne krize so se najprej pokazali na finančnih trgih, in sicer s padanjem delniških in valutnih trgov ter rastjo obrestnih mer. Spremembe na teh trgih so z zamikom vplivale na realno gospodarstvo.

Delniški trgi so barometer gospodarstva, ki se nemudoma odzovejo na kakršnekoli pretrese gospodarstva. V mesecih po začetku krize so vsi delniški trgi v regiji beležili padanje tečajev. Najbolj izrazito so padli tečaji na Tajske, Maleziji in Južni Koreji. Bolj kot je bila država tvegana, večji padec delniškega trga je doživel. Vlagatelji so prilagodili pričakovanja in diskontirali pričakovano nižje dobičke podjetij najbolj tveganih držav. Nezaupanje v primeru azijske finančne krize je bilo mnogo višje, saj so vlagatelji izgubili zaupanje v poplačilo dolga. Posledično se niso veliko ozirali na vrednotenje podjetij oz. delali selekcije med podjetji, katera so finančno bolje stoječa. Edini cilj je bil transferirati kapital iz države in celotne regije. Hong Kong in Singapur sta zaradi statusa finančnega centra uživala večje zaupanje vlagateljev in posledično ni prišlo do tako močnega pritiska na delniške tečaje.

Portfeljski vlagatelji, predvsem pokojninskih skladi iz Nizozemske, Velike Britanije in ZDA ter drugih razvitih držav, so utrpeli izgube. Nekateri so pred krizo imeli okrog 5 % celotnega portfelja investiranega v Azijsko-pacifiški regiji. Kot izhaja iz poročila Banke za mednarodno poravnavo (BIS 1998, 92), so izgube bile omejene s pravočasnim ukrepanjem upravljavcev. Zniževanje deleža celotne regije v portfeljih vlagateljev se je namreč začelo že leta 1996 kot odziv na prve znake gospodarskega ohlajanja.

Devalvaciji tajske valute v juliju 1997 so sledili podobni ukrepi ostalih držav. V literaturi obstaja veliko nestrinjanje, ali so devalvacije povzročile krizo ali pa so bile zgolj posledica, njen rezultat. Dokazi v podporo eni in drugi teoriji obstajajo v različnih primerih. Mehška (1995) in ruska kriza (1998) sta se odvijali podobno kot azijska. Argentina (1995) in Hong Kong (1998) sta padli v globoko recesijo, vendar njuni valuti nista devalvirali. Na drugi strani so države devalvirale valuto in niso padle v recesijo. Med razvijajočimi državami lahko kot primer navedemo Kitajsko in Indijo, medtem ko na strani razvitih držav Avstralijo, Kanado in Novo Zelandijo. Skratka devalvacije v vseh državah niso nujno povzročile poslabšanja gospodarskega stanja, medtem ko prav tako ni dokazov, da ohranjanje valutnega razmerja prepreči recesijo.

V odprttem gospodarstvu, kjer je prost pretok kapitala eden izmed stebrov ekonomije, je rast obrestnih mer posledica finančnih kriz. Gre za »normalno« tržno reakcijo oz. delovanje ponudbe in povpraševanja. Vlagatelji umikajo kapital iz države in s tem povzročijo zmanjšanje denarne mase. Ob upoštevanju osnovne ekonomske predpostavke »ceteris paribus« se obrestna mera dvigne, kar lahko pripelje do kreditnega krča.

Kombinacija padanja delniških trgov, devalvacije in rasti obrestnih mer je privedla do gospodarske recesije. Iz Tabele 1 je razvidno, da so bile države leta 1998 globoko v recesiji. Najvišji padec realnega BDP-ja je doživela Indonezija s 13,1 %, sledili sta Tajska in Malezija.

Globalne posledice azijske finančne krize so prišle do izraza na področju mednarodne menjave in nižje gospodarske rasti. Vpliv krize na mednarodno menjavo se je od države do države razlikoval. Odvisen je bil predvsem od medsebojne trgovinske povezanosti. Iz spodnje tabele izhaja, da je bila Japonska trgovinsko najbolj povezana med vsemi industrializiranimi državami. Delež štirih najbolj prizadetih držav v celotni strukturi je znašal dobrih 12 %, medtem ko je v Franciji in Italiji bil ta delež bistveno nižji. Analiza strukture mednarodne menjave ni dovolj, če želimo ugotoviti razsežnosti krize. Pomemben podatek je delež mednarodne menjave razvijajočih držav v proizvodu oz. BDP-ju. Podrobno analiza odkriva, da obstajajo velike razlike med državami. Japonska izkazuje najnižjo menjavo v proizvodu z državami v razvoju, medtem ko Kanada najvišjo. Pri analiziranju globalnega vpliva krize je potrebno zraven strukture mednarodne menjave upoštevati tudi delež le-te v proizvodu. V skupini razvitih oz. industrializiranih držav je Japonska, v primeru mednarodne menjave, v največji meri občutila posledice krize. Kljub temu, da je bil delež menjave razvijajočih držav v BDP-ju najnižji, se je na drugi strani v strukturi menjave regija JV Azije uvrstila zelo visoko (glej Tabelo 9).

Tabela 9: Delež mednarodne menjave razvitih držav s skupinami držav v razvoju v BDP-ju

	Delež v mednarodni menjavi*			
	ASEAN - 4 ²¹	Azijske novo industrializirane države	Azijske novo industrializirane države in razvijajoče države	Delež menjave v BDP-ju**
ZDA	5	11,3	21,8	13,2
Japonska	12,2	18,2	40,9	12
Nemčija	2	3,5	8,6	27
Francija	1,5	2,8	7,4	29,7
Italija	1,4	2,9	6,7	22,6
Velika Britanija	2,5	5,2	10,3	30,3
Kanada	1,2	2,8	5,9	43

*povprečen delež izvoza in uvoza v oz. iz posameznih skupin držav v celotni trgovinski menjavi glede na podatke iz leta 1996.

**delež mednarodne menjave z razvijajočimi državami – povprečni delež realnega izvoza in uvoza glede na realni BDP iz leta 1996.

Vir: MDS 1997, 34.

2.1.3 Vloga Mednarodnega denarnega sklada

Pomembna in v literaturi kontroverzno obravnavana vloga Mednarodnega denarnega sklada (MDS)²² pri reševanju azijske finančne krize se je začela s kapitulacijo tajskega deviznega režima, v začetku julija leta 1997. V zameno za finančno pomoč se je država prejemnica moralna podvreči strogim reformam gospodarstva, bančnega sektorja in institucij pravne države²³:

- restriktivna fiskalna in monetarna politika – dvig davkov, znižanje proračunskih izdatkov in dvig obrestnih mer;
- institucionalne reforme – ustanovitev neodvisne centralne banke, zapiranje insolventnih finančnih institucij, lažji prihod tujih finančnih institucij;
- finančna in trgovinska liberalizacija;
- pregled in izboljšava korporativnega upravljanja;
- reforma trga dela itd. ...

Pristop MDS v azijski finančni krizi je povzročil ogromno kritik v strokovni javnosti. Vprašanje je, ali je delovanje sklada morebiti krizo poglobilo, saj je uporabil princip uravnivilovke in ubral enak koncept za reševanje krize v vseh državah. Pri tem ni upošteval raznolikosti gospodarstev v regiji. Pristop je temeljil na visokih obrestnih merah, ki bi naj preprečile nadaljnjo depreciacijo valute, in restriktivno fiskalno politiko.

²¹ ASEAN – Association of South East Asian Nations – združenje je bilo ustanovljeno leta 1967 in med ustanovne članice spadajo Indonezija, Malezija, Filipini, Singapur in Tajska. V skupino ASEAN – 4 spadajo vse države, razen Singapurja.

²² Mednarodni denarni sklad je bil ustanovljen 22. junija 1944 na Denarni in finančni konferenci Združenih narodov z namenom promoviranja mednarodnega finančnega sodelovanja, stabilnosti valut, usklajevanja deviznih režimov, promoviranja gospodarske rasti in nudenja začasne finančne pomoči v primeru plačilno-bilančnih neravnovesij.

²³ V Prilogi 2 je predstavljen kronološki potek intervencij MDS v azijski finančni krizi.

Dvig obrestnih mer ni preprečil deprecacij valut, kvečjemu je krizo razširil, saj je kasneje prišlo do množičnih propadov finančnih institucij in podjetij. Posledice politike so lahko kot začaran krog: kreditni krč povzroči finančne izgube sicer solventnim subjektom; padec dobičkonosnosti pripelje do višjih deležev slabih kreditov in dviga kreditnega tveganja, krizo pripelje v globoko recesijo in posledično še zmanjša dostopnost kreditov.

V primeru fiskalne politike kritiki MDS očitajo prekomerno restriktivnost. Azijske države so na začetku krize imele relativno nizke proračunske primanjkljaje ter izkazovale relativno nizko zadolženost. Dodatno dviganje davkov in/ali zniževanje izdatkov je dodatno zmanjšalo agregatno povpraševanje in s tem znižalo gospodarsko aktivnost.

Ključna razlika v primerjavi z ostalimi krizami je bila v tem, da so države imele visoko stopnjo varčevanja, nizko inflacijo in stabilen fiskalni okvir. Priznana ekonomista, kot sta Stiglitz (1999) in Sachs (1997), sta javno izrazila nestrinjanje z diagnozo problema azijske finančne krize in predstavljenimi ukrepi MDS. Skladu sta celo očitala poglabljanje krize. Polemika glede vloge MDS v azijski finančni krizi tako ostaja odprta vse do danes.

2.2 Tehnološki balon

Teorija učinkovitega trga predpostavlja, da v daljšem obdobju ni mogoče ustvariti nadpovprečnih donosov ob hkrati enaki stopnji tveganja in ob predpostavki, da so vlagateljem vse informacije v času investiranja znane. V cenah naložb, kot so delnice, obveznice itd, se zrcalijo vse javno dostopne informacije in se hkrati nemudoma odzivajo na novice. Najbolj trdi zagovorniki teorije celo menijo, da cene naložb odražajo tudi notranje informacije. Teorija učinkovitosti trga zahteva racionalno odločanje investorjev. To pomeni, da se primerno odzovejo na nove informacije in ustrezno prilagodijo pričakovanja.

Kritiki teorije učinkovitega trga poudarjajo, da so ravno različni špekulativni baloni, do katerih je v zgodovini večkrat prišlo, glavni dokaz, da predpostavke teorije v realnosti niso vzdržne. Anomalije v gospodarstvu obstajajo, kjer so nakupi in prodaje naložb podvržene tržnemu sentimentu oz. iracionalnemu obnašanju, medtem ko notranja vrednost naložb ni predmet presoje. Začetek teorije vedenjskih financ (Behavioral Finance), ki podrobneje proučujejo ekonomske odločitve na podlagi psiholoških vzgibov, predstavlja koncept, ki sta ga 1979 predstavila Kahneman in Tversky. Ta koncept se imenuje Teorija možnosti (Prospect Theory), kjer analizirata, kako ljudje različno vrednotijo donose in izgube ter raje sprejemajo odločitve na doseženih donosih kot izgubah. Teorija vedenjskih financ predstavlja vrsto konceptov, modelov, metod in področij, ki združujejo psihologijo in neoklasično ekonomsko teorijo. Vedenjske finance iščejo odgovor na ključno vprašanje kapitalskih trgov, in sicer npr.: »Zakaj na kapitalskih trgih pride do sistematičnih napak tržnih udeležencev«. Razlog je v neučinkovitosti trgov, kjer so reakcije na informacije pretirane ali pa sploh niso zaznane. Posledično prihaja do špekulativnih balonov in močnih korekcij. Takšne odzive investorjev gre pripisati omejeni pozornosti na informacije, pretirani samozavesti in zaupanju ter neznanju.

2.2.1 Pregled večjih zgodovinskih balonov

V nadaljevanju bomo predstavili zgodovinski povzetek ključnih karakteristik večjih borznih padcev in finančno-gospodarskih kriz (MacKay, 1980; Colombo, 2014):

- tulipanska manija (1634 – 1637) – na Nizozemskem je prišlo do strme rasti cen tulipanov. Otomansko cesarstvo je v Evropo prineslo vzgojo in razvoj te vrtnarske obrti. Tulipani so bili velika redkost in posledično so hitro postali družbeni statusni simbol. Gojenje zarodnih čebulic ali sajenje je omogočilo tulipane v nekaj letih namnožiti, prodati in veliko zaslužiti. Z rastjo cen tulipanov so špekulantи začeli čebulice kupovati na zalogo in z namenom, da jih bodo kasneje dražje prodali. Temu »nacionalnemu« športu so se pridružile široke množice nizozemske družbe. Cene so narastle celo na vrednosti posestva. Ko so dosegle vrh in je balon počil, to pa je povzročilo stečaj mnogih, je to posledično Nizozemsko pripeljalo v ekonomsko krizo;
- »South Sea Bubble« (1716 – 1720) – podjetje South Sea Company je imelo posebno trgovinsko koncesijo za področje Južne Amerike oz. s tedanjimi španskimi kolonijami. Financiranje projekta je potekalo preko izdaje novih delnic in

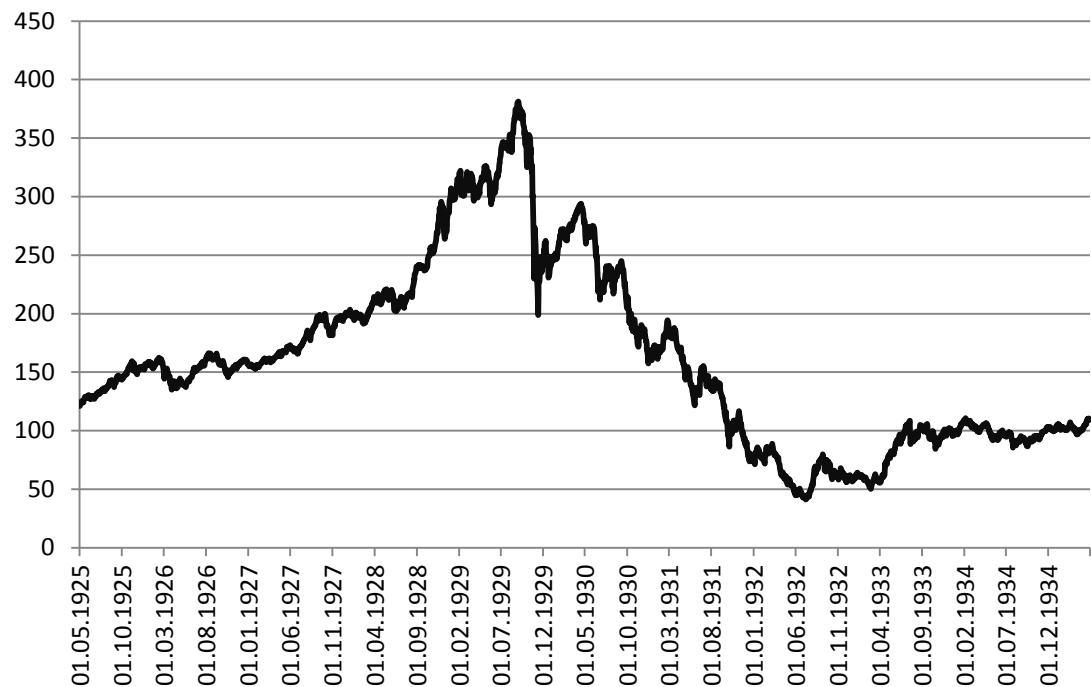
pričakovanja vlagateljev so bila velika. Monopolni položaj pri trgovanju s kolonijami, ki so bila surovinsko bogata (predvsem zlato in srebro), je vlagatelje navdušil in pričakovanja glede rasti dobička so eksplodirala. Hitro se je izkazalo, da so bila pričakovanja previsoka. Zraven tega je vojna med Veliko Britanijo in Španijo povzročila konec ekskluzivne trgovinske koncesije podjetja. Vodilni v podjetju so spoznali, da poslovanje ne opravičuje vrednosti podjetja na borzi. Odločili so se prodati delnice, ki so jih imeli v lasti, kar je nezaupanje poglobilo in prišlo je do preobrata. Vlagatelji so odreagirali panično, sledil je pok balona in globoka ekomska kriza;

- nepremičinski balon na Floridi (1920) – na začetku drugega desetletja prejšnjega stoletja so ZDA beležile mir in rast srednjega ekomskega standarda. Potovanja in dopusti so bili, zraven avtomobilov, vse večji statusni simbol družbe tedanjega časa. Rast premoženja ljudi je podpiral delniški trg z visokimi pozitivnimi donosi. Florida je postajala glavno središče novo pečenih premožnih posameznikov. Srednji družbeni razred je hitro sledil navadam premožnejših. Severni del ZDA je v Floridi hitro prepoznał priložnost in to še dodatno financiral z nizkimi obrestmi na hipotekarne kredite. Leta 1925 je prišlo do preobrata, saj so cene zrastle tako visoko, da so vlagatelji preprosto začeli prodajati nepremičnine in zaklepati dobičke. Na trgu je prišlo do panike in temu je sledila še naravna katastrofa v letu 1926. Hurikan je uničil 13.000 domov in povzročil smrt 415 ljudi ter krizo poglobil;
- velika gospodarska depresija (1929) – gre za enega najbolj znanih primerov delniškega balona. Po prvi svetovni vojni so ZDA doživljale čas miru, prosperitete in številnih inovacij, npr. radio in avtomobili. Delniški indeks Dow Jones vse od 1920 ni poznal drugega kot smer navzgor. Američani so bili prepričani v izjemno moč gospodarstva, kjer so delniške naložbe način varčevanja, ki ne nosi nobenih tveganj. Veliko udeležencev trga (špekulant²⁴) se je posluževalo nakupa delnic s pomočjo finančnega vzvoda. Vlagatelji so pri banki deponirali določeno vsoto denarja, medtem ko je banka financirala naložbo v delnice z multiplikatorjem (npr. finančna konstrukcija je hipotetično zgledala tako, da je stranka zagotovila 10 denarnih enot, medtem ko je banka financirala 90 denarnih enot za naložbo 100 denarnih enot v delnice). To je vlagateljem omogočilo visoke donose. Zgoraj predstavljen primer je omogočil vlagatelju 10 % donos, v kolikor so delnice zrastle za 1%. Finančni vzvod deluje tudi v obratni smeri. Vlagatelj je lahko ob vse premoženje, v kolikor padec presega deponiran denar, oz. je lahko celo dolžan banki oz. finančni ustanovi, ki ga je financirala. Dow Jones se je med leti 1921 do 1929 povzpel iz 60 na 400 točk in ogromno število vlagateljev spremenil v milijonarje. Ta trend je veliko število Američanov zaslepilo. Začeli so zastavljati domove, pokojninske prihranke in vso ostalo premoženje ter investirali v delniške naložbe. Američka centralna banka je leta 1929 večkrat dvignila ključno obrestno mero z namenom, da restriktivno vpliva na pregrevanje gospodarstva in delniškega trga. 24. oktobra je prišlo do prve panične prodaje delnic na New Yorški borzi, kateri je sledilo še nekaj podobnih dni. Do konca novembra je indeks Dow Jones

²⁴ Špekulant je k tveganju nagnjena oseba, ki v pričakovanju določenih borznih trendov kratkoročno vstopa na trg (predvsem preko izvedenih finančnih instrumentov) z namenom hitrega in visokega zaslužka.

padel na 145 točk in do konca leta 1929 povzročil izgubo tržne kapitalizacije v višini 16 milijard dolarjev. Zraven malih vlagateljev so banke denar depozitnih vlagateljev prav tako investirale v delniške naložbe. Posledično je prišlo do masovnih dvigov depozitov in zamajal se je celotni finančni sistem. Pok delniškega balona je v ZDA povzročil globoko ekonomsko krizo, znano kot Velika depresija, ki je trajala vse do konca 30-ih let in povzročila, da je več kot tretjina prebivalstva živelna pod pragom revščine;

Slika 2: Gibanje delniškega indeksa Dow Jones v obdobju od leta 1925 do 1935



Vir: Bloomberg.

- črni ponedeljek (1987) – največji enodnevni padec delniškega trga se je dogodil 19. oktobra 1987 v ponedeljek, ko je indeks Dow Jones izgubil 22,6 % vrednosti oz. 500 milijard dolarjev tržne kapitalizacije. Razlog, zakaj so delnice tistega dne padle, še danes ni popolnoma jasen. Obdobje rasti delnic se je začelo leta 1982, kot posledica nizkih obrestnih mer centralne banke, številnih prevzemov ter menedžerskih odkupov podjetij. Zraven tega se je začela pojavljati popolnoma nova gospodarska veja, osebni računalniki. Posledično so vlagatelji menili, da je napočil nov, revolucionaren čas. Bilo je obdobje evforije, ko so mnogi mislili, da bodo delniški trgi šli samo še navzgor. Na trgu so se začele pojavljati skrbi o visoki inflaciji in pregrevanju gospodarstva. Centralna banka je hitro odreagirala in dvignila obrestne mere, kar je negativno vplivalo na sentiment vlagateljev. V ponedeljek 19. oktobra 1987 je bil trg preplavljen s prodajnimi naročili, kar je povzročilo strm padec ameriških delniških trgov. Ameriškemu trgu so sledili tuji delniški trgi, vlagatelji so panično prodajali, ne da bi vedeli zakaj prodajajo. Naslednji dan je večina borz bila zaprtih. Ameriška centralna banka je odreagirala popolnoma drugače, kot v primeru velike gospodarske krize leta 1929. Nemudoma je znižala ključno obrestno mero, da bi preprečila gospodarsko recesijo in bančno krizo. Trgi so zelo hitro okrevali in dosegli nivoje pred padcem. Do hitrega

okrevanja je prišlo zaradi odkupa lastnih delnic, saj so mnoga podjetja spoznala, da so delnice na borzi podcenjene, ter cvetočega japonskega gospodarstva;

Slika 3: Gibanje delniškega indeksa Dow Jones med leti 1985 in 1988



Vir: Bloomberg.

- japonski balon (1990) – po drugi svetovni vojni je Japonska dosegala izjemne gospodarske uspehe in postala država z enim najvišjih BDP na prebivalca. Preoblikovala se je v tehnološko napredno in visoko razvito gospodarsko velesilo. Japonska podjetja so novo gospodarsko panogo, osebne računalnike in robote, izkoristila za dvig produktivnosti, kar jim je omogočilo, da so na mednarodnih trgih postala konkurenčnejša. Japonski proizvajalci so dominirali na trgu čipov, matičnih plošč ter ostalih računalniških komponent. Z rastjo gospodarstva in delniških trgov je rastlo veliko nebotičnikov, predvsem v Tokiu in Osaki. Navdušenje nad japonskim nepremičninskim trgom se je iz leta v leto dvigovalo. Cene nepremičnin so v šestih najbolj poseljenih mestih od 1985 do 1990 poskočile za več kot 300 % (Japan Real Estate Institute, 2014). Japonska centralna banka je poiškušala z dvigom obrestnih mer ohladiti pregreto domače gospodarstvo. Posledica je bila padec delniškega trga v naslednjih letih, in sicer iz najvišje vrednosti pri 39.000 točkah na vsega 15.000, v letu 1992. Japonsko gospodarstvo si še do danes ni opomoglo in čuti posledice prezadolženosti.

Slika 4: Gibanje delniškega indeksa Nikkei 1985 do 1992



Vir: Bloomberg.

V nadaljevanju bomo podrobneje predstavili krizo Tehnološkega balona in Svetovno finančno krizo.

2.2.2 Kronološki potek tehnološkega balona

Tehnološki balon je lep primer špekulativnega balona, saj so cene delnic tehnoloških podjetij v drugi polovici 90-ih let prejšnjega stoletja doživele izjemno rast. Celotno obdobje je zaznamovala obsedenost z novo tehnološko revolucijo, ki bi naj omogočila ogromen komercialni potencial in tlakovala pot za »novo ero« poslovanja. Internetno poslovanje bi naj popolnoma spremenilo strukturo kapitalskih trgov, korporativno okolje in celoten način poslovanja. Znan ekonomist Robert Schiller je o pomenu interneta izjavil (2000, 19-20):»Pomembnost interneta lahko enačimo s prihodom osebnega računalnika in pred tem še televizije. Dejansko je vtis spremembe prihodnosti še bolj živ kot v primeru vstopa televizije in osebnega računalnika v domove. Uporaba interneta daje ljudem občutek obvladovanja sveta. Elektronsko se lahko sprehodijo po spletu in opravijo naloge, ki so bile prej nemogoče. Lahko celo izdelajo spletno stran in postanejo del svetovnega gospodarstva, kar je bilo prej nemogoče... Zaradi življenja in neposrednega osebnega vtisa, ki ga daje internet, se ljudem zdi verjetno, da ima tudi velik gospodarski pomen.«

Naraščajoči gospodarski pomen interneta se je začel leta 1994, kar je sovpadalo z izjemno rastjo dobičkov ameriških podjetij. Realna rast dobičkov podjetij v indeksu S&P Composite se je povzpela na dvoštevilčno raven, npr. za 36,21 % leta 1994 (Schiller, 2014a). Neposredna povezava med rastjo pomena interneta in dobički ameriških podjetij v začetku devetdesetih je bila zgolj naključna. Vlagatelji so napačno sklepali o povezanosti

med rastjo dobičkov in pomembnostjo interneta. »Nova era« je postajala vse bolj močno zasidrana v glavah vlagateljev.

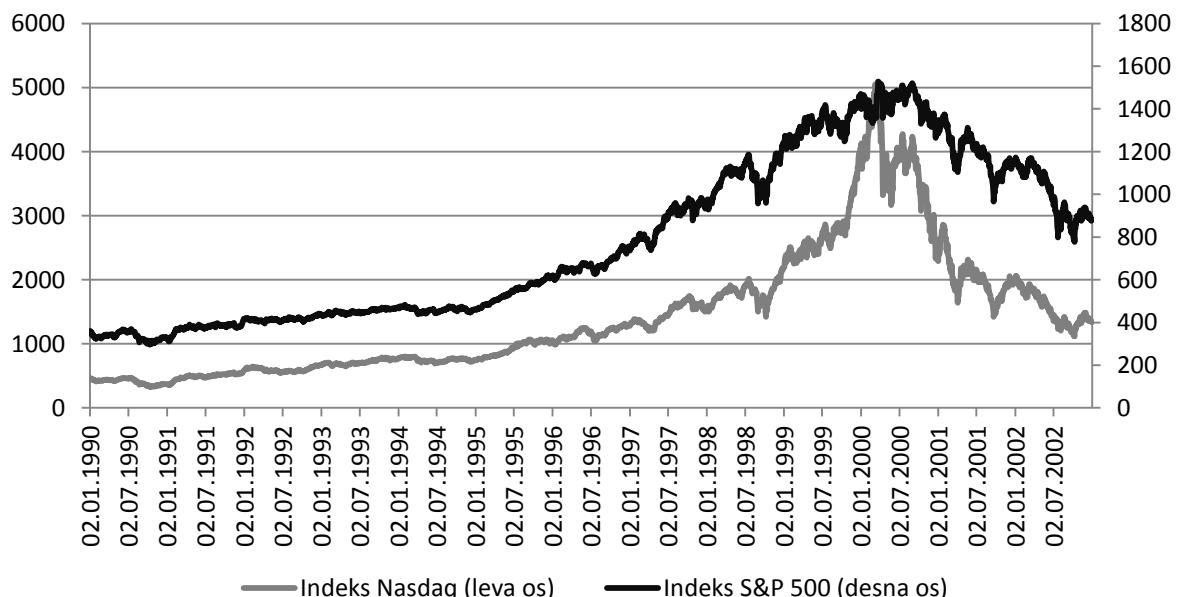
Tabela 10: Letna rast ameriških indeksov v %

	Dow Jones	S&P 500	Nasdaq
1990	-4,34	-6,56	-17,8
1991	+20,32	+26,31	+56,84
1992	+4,17	+4,46	+15,45
1993	+13,72	+7,06	+14,75
1994	+2,14	-1,54	-3,2
1995	+33,45	+34,11	+39,92
1996	+26,01	+20,26	+22,71
1997	+22,64	+31,01	+21,64
1998	+16,1	+26,67	+39,63
1999	+25,22	+19,53	+85,59
2000	-6,18	-10,14	-39,29
2001	-7,1	-13,04	-21,05
2002	-16,76	-23,37	-31,53

Vir: Bloomberg in lastni izračuni.

Percepcija napačne korelacije se je začela odražati na rasti ameriških delniških tečajev. Ameriški indeks S&P 500 je od leta 1990 do poka balona zrastel povprečno za 18,04 % na leto, medtem ko je indeks tehnoloških delnic NASDAQ zrastel povprečno za dobrih 30 % na leto. Najvišjo rast je dosegel v letu 1999, ko je zrastel za več kot 85 %. Sledilo je leto streznitve s padcem za slabih 40 %. Začetek obdobja tehnološkega balona smo postavili v marec 1997, saj se je takrat začelo obdobje višje volatilnosti in hitrejše rasti tehnološkega indeksa NASDAQ. Iz spodnje slike je razvidno, da je bilo nihanje indeksov občutno višje kot na začetku 90-ih let. Petletnemu obdobju dvoštevilčne rasti ameriških indeksov je sledilo prelomno leto 2000. Tehnološke delnice so padle za 39 %, medtem ko je celoten ameriški trg padel za 10 %.

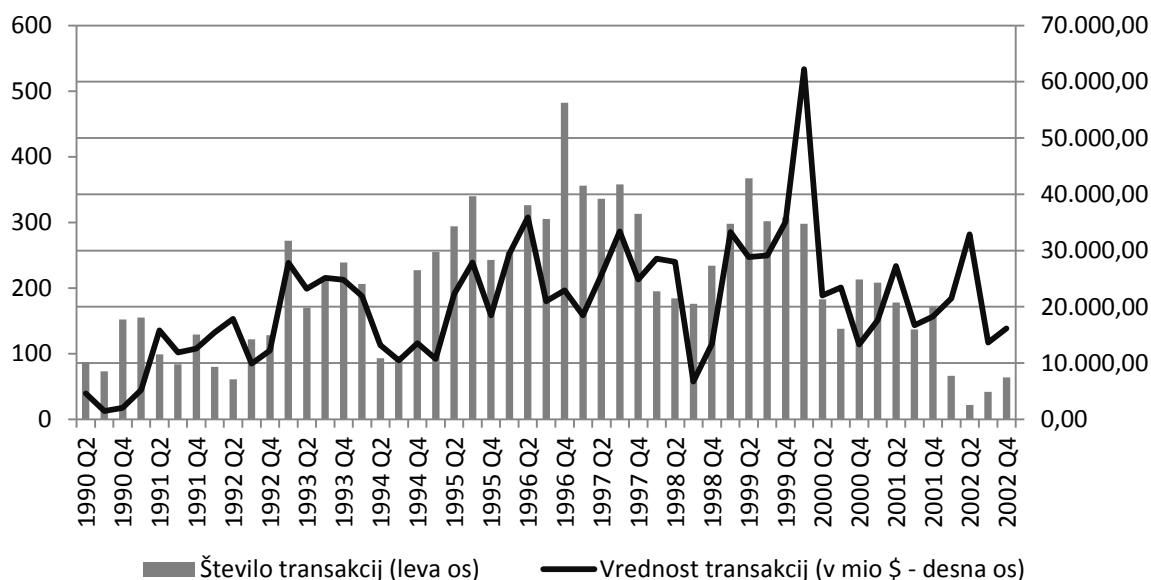
Slika 5: Gibanje indeksov med leti 1990 in 2002



Vir: Bloomberg.

Pomemben pokazatelj pregrevanja tehnoloških delnic je bilo dogajanje na trgu prve javne ponudbe delnic²⁵. Konec 90-ih let prejšnjega stoletja je bilo opaziti nadpovprečno število podjetij, ki so prvič vstopila na kapitalski trg s prodajo delnic. Temu je sledila tudi rast vrednosti transakcij. Tehnološki balon je vrh dosegel v prvem četrtletju leta 2000, ko je na ameriškem kapitalskem trgu prišlo do najvišje vrednosti transakcij prve javne prodaje v enem četrtletju, in sicer v znesku 62,2 milijarde \$. Ta vrednost je bila presežena šele v drugem četrtletju leta 2009, ko je prišlo do prve prodaje delnic za 104,7 milijarde \$. Število prvih javnih prodaj ni sledilo trendu njihovih vrednosti. V celotnem obdobju je bilo povprečno število transakcij v četrtletju okrog 200, medtem ko na vrhuncu balona, v letih 1997, 1998 in 1999, ni bilo bistvenih odstopanj od povprečja. Največ prodaj je bilo v drugem četrtletju leta 1996, ko je na delniški trg prišlo 482 novih podjetij.

Slika 6: Statistika prve javne prodaje podjetij v ZDA v obdobju od leta 1990 do 2002



Vir: Bloomberg.

2.2.3 Razlogi za tehnološki balon

V strokovni literaturi ni enotnega stališča o vzrokih tehnološkega balona. Podlago za razvoj dogodkov, ki so pripeljali do balona, lahko najdemo tako na makro kot na mikro ravni. Na makro ravni mislimo predvsem na zakonodajni okvir, ki lahko daje vlagateljem spodbude pri investiranju, ali pa jih zavira. Na mikro ravni pa mislimo predvsem na poteze posameznikov oz. določene industrije, ki so vplivale na nastanek tehnološkega balona.

Avtorji Dai et al (2010) so objavili znanstveni članek, kjer so proučevali vpliv spremembe davčne zakonodaje na volatilnost donosnosti ameriških delnic. Zanimalo jih je, ali znižanje davčne stopnje na dohodek iz kapitala - kapitalske dobičke vpliva na večjo volatilnost

²⁵ Intial Public Offering – prva javna ponudba. Gre za prvo javno prodajo delnic zainteresirani javnosti po pravilih organiziranega trga. Podjetje postane javna delniška družba. Glavni namen prve javne prodaje je pridobivanje svežega kapitala za doseganje strateških ciljev.

donosnosti delnic. Spremembe davčne zakonodaje so redke in nepredvidljive, hkrati je velikokrat sprejet obsežen paket davčnih sprememb. Posledično je težko izolirano proučevati vpliv posameznih sprememb, npr. davčnih stopenj. Avtorji navajajo, da je prvič v zgodovini ZDA z zakonom »Taxpayer Relief Act of 1997 (TRA97)« prišlo do znižanja davčne stopnje na kapitalske dobičke iz 28 % na 20 %, medtem ko do ostalih davčnih sprememb ni prišlo. Ta precedens je raziskovalcem omogočil proučevanje vpliva sprememb davčne stopnje davka na dohodek iz kapitala – dobiček iz kapitala na volatilnost donosnosti ameriških delnic. Proučevali so obdobje med leti 1993 in 2002. Ugotovili so povečano volatilnost donosnosti po sprejetju zakona. Najbolj očitno povečanje volatilnosti je bilo opazno pri delnicah podjetij, ki niso oz. so izplačevala nizke dividende. Vlagatelji so v primeru kapitalskih dobičkov bili deležni znižanja davčnih stopenj. Na drugi strani ni prišlo do sprememb davka na dohodek iz kapitala - dividende. Posledično vlagatelji niso izkazovali tako visokega zanimaanja. Avtorji naj bi s tem dokazali, da je sprememba davčne zakonodaje vplivala na povečano volatilnost donosnosti delnic.

Zgoraj predstavljen zakonodajni poseg je dodatno pritegnil vlagatelje, kar je pripomoglo k napihovanju balona. Popravek davčne zakonodaje je sledil leta 2003, ko so ponovno izenačili davčno stopnjo na dohodek iz kapitala za kapitalske dobičke in dividende.

Na ravni celotne industrije so ključni akterji napačno ocenili tržno situacijo in celoten razvoj informacijske tehnologije. Napačni koraki so se pokazali predvsem na naslednjih področjih (Carr 2001, 6):

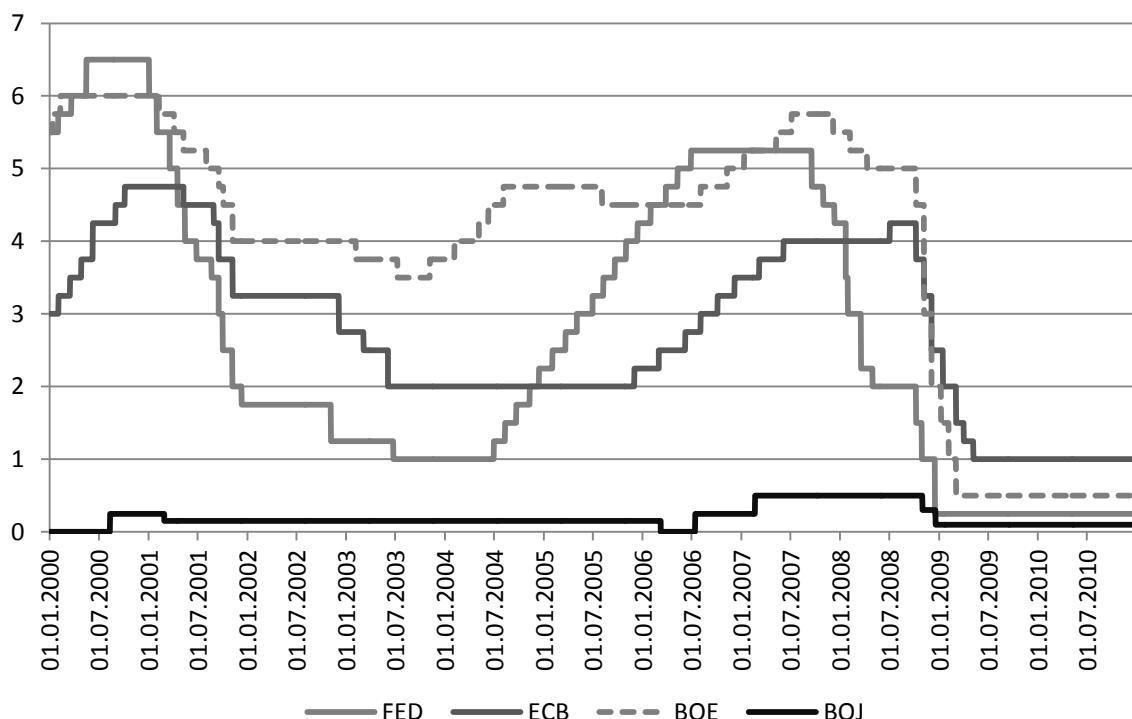
- ekomska revolucija – s širanjem pomena interneta so se povečale poslovne priložnosti in spremajale potrošniške navade ter poslovni modeli podjetij. Tehnološka podjetja so pri izkoriščanju novega okolja imela previsoka pričakovanja v nove produkte in poslovne modele. Želela so biti preprosto prva na trgu za vsako ceno. Vendar, kot nas zgodovina uči, biti prvi, ni vedno najboljše;
- podcenjevali so pomen znanja realnega sektorja – za uspeh na področju npr. e-trgovine in ostalih področjih je ključen »know-how« s področja vertikalne integracije. Novo nastala podjetja so imela manjko znanja na področjih pridobivanja blaga, surovin in materialov za poslovanje. Na drugi strani niso izbrala ustrezne cenovne politike oz. je nekatera podjetja sploh niso imela. V konkurenčni tekmi z uveljavljenimi akterji v industriji je uspeh brez teh večin nemogoč. Pomanjkanje teh znanj je bilo usodno za številna novo nastala podjetja oz. »start-up« s področja interneta;
- precenili so povpraševanje – potrošniki so se bistveno počasneje prilagodili na novo tehnologijo, kot so številni internetni podjetniki pričakovali. Potrošnike ni bilo potrebno učiti, kako kupovati v trgovini, medtem ko je kupovanje preko spletu bolj zahtevno. Prehod iz trgovine na internet ni bil tako lahek, kot je večina pričakovala. Podjetja so porabila ogromno sredstev, da bi kupce prepričala, da spremenijo potrošniške navade, npr. nakup preko spletu. V začetni fazi so bili uspehi zanemarljivi in tehnologija nepopolna. Zraven tega tisti, ki so kupovali preko spletu, niso izkazovali nobene lojalnosti. Edini kriterij je bila cena;
- stroškovni nadzor – »start up« preprosto niso imeli dovolj znanja, da bi se ukvarjali s stroški. Želja vseh je bila biti prvi na trgu in povečati tržni delež. Preveč sredstev so porabili za številne neproduktivne namene, kot so prevelike pisarne itd.;

- znanje managementa – v celotni industriji je v 90-ih bilo premalo strokovnih in talentiranih managerjev, ki bi bili sposobni upravljati podjetja in graditi korporacije.

2.3 Svetovna finančna kriza

ZDA ter druge razvite države so po poku tehnološkega balona (2000) in terorističnih napadih (2001) ohranile ekspanzivno ekonomsko politiko s ciljem izhoda iz gospodarske recesije. Ključna obrestna mera ameriške centralne banke (FED²⁶) je pred začetkom zniževanja znašala 6,5 %. V obdobju med leti 2001 in 2003 je sledilo močno zniževanje ključne obrestne mere, in sicer 27-krat zapovrstjo na najnižjo raven pri 1 %. Gibanje obrestnih mer evropske in britanske centralne banke je bilo po časovni dinamiki in trendu zelo podobno. Vrh obrestnih mer je bil dosežen v letu 2000 oz. 2001, sledilo je zniževanje in dno 2004 ter postopno zviševanje obrestnih mer. Pred izbruhom krize so vse tri centralne banke imele obrestne mere med 4,25 % do 5,75 %. Kasneje je sledil padec na zgodovinsko nizke nivoje. Pri FED-u se je ključna obrestna mera zaustavila pri 0,25 %, pri BOE²⁷ in ECB²⁸ so jo znižali na 1 % (v letu 2013 so jo znižali na 0,5 %). Izstopa BOJ²⁹, kjer zaradi gospodarske krize iz začetka 90-ih let obrestnih mer niso dvigovali.

Slika 7: Gibanje ameriških, evropskih, britanskih in japonskih ključnih obrestnih mer



Vir: Bloomberg.

²⁶ FED – Ameriška centralna banka.

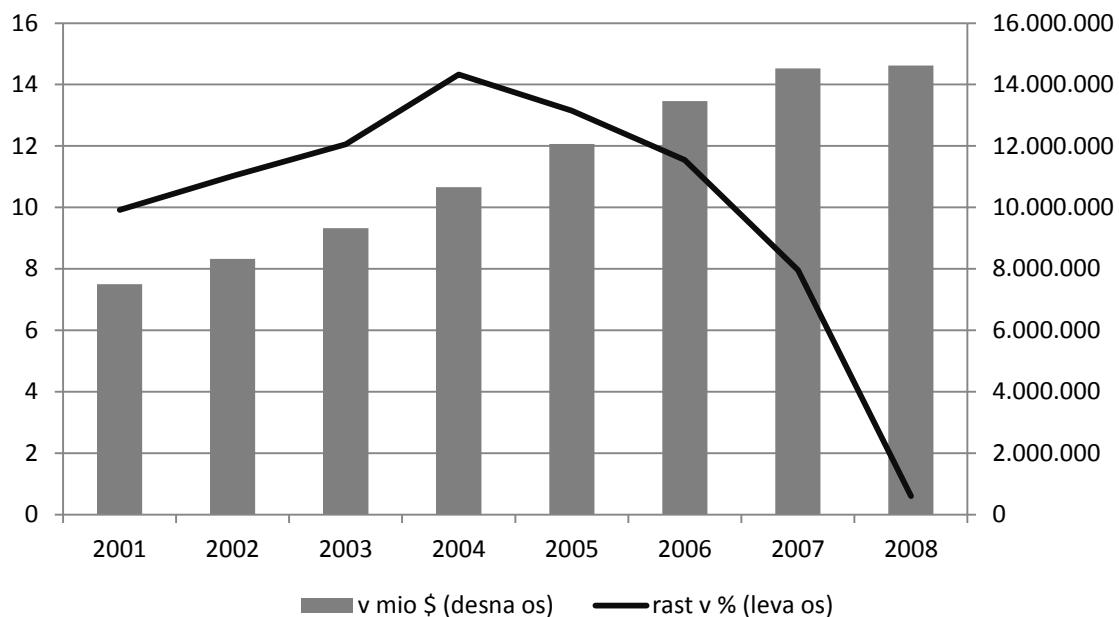
²⁷ BOE – Angleška centralna banka.

²⁸ ECB – Evropska centralna banka.

²⁹ BOJ – Japonska centralna banka.

Kombinacija nizkih obrestnih mer in financiranja trgovinskega primanjkljaja ZDA s strani držav s presežkom (Kitajska) preko nakupov državnih obveznic, je spodbudila rast kreditne aktivnosti. K temu je dodatno prispevala še rast cen nepremičnin, ki je pripomogla k rasti nepremičninske posojilne aktivnosti. Od 2004 naprej je postalo vedno bolj jasno, da je kreditna aktivnost nepremičninskega sektorja temeljila na preohlapnih okvirjih, kar je pripomoglo k več kot dvoštevilčni rasti nepremičninskih posojil ZDA. Najvišji letni prirast je bilo opaziti leta 2004, ko je rast nepremičninskih kreditov znašala več kot 14 % na letni ravni. Vsako naslednje leto je bila rast posojilne aktivnosti nižja, vendar je bil pozitiven trend prisoten vse do leta 2008. Nepremičninski posojilni trg je dosegel vrh leta 2008, ko je celotna vrednost neodplačanih kreditov znašala dobrih 14,6 trilijona dolarjev. Zadnji podatki kažejo, da se je posojilna aktivnost na segmentu nepremičnin znižala za 1,5 trilijona dolarjev (tretje četrletje 2012).

Slika 8: Nepremičninska posojila v ZDA



Vir: FED 2005, 2008.

Problemi nepremičninskega sektorja, predvsem v segmentu t.i. »subprime market³⁰«, so postajali vse bolj akutni poleti 2007, ko vse več lastnikov nepremičnin ni bilo sposobno servisirati posojil. Posledično je to pomenilo porast stečajev in prisilnih prodaj nepremičnin v segmentu »subprime«. Cene nepremičnin in delniških tečajev so začele padati in povzročile izgubo premoženja gospodinjstev v trilijonih dolarjev.

Breme nepremičninskega sektorja se je leta 2008 hitro razširilo na celoten finančni sektor. Vroč september je prinesel nacionalizacijo dveh največjih hipotekarnih družb, in sicer

³⁰ Subprime market – je segment nepremičninskega trga, kjer kupci nimajo prvorstne bonitete. Zgodovine posojilne aktivnosti ni oz. jo je zaradi gmotnih okoliščin težko oceniti. Ključna značilnost tega segmenta je, da zaradi višje stopnje tveganja plačujejo višjo obrestno mero pri najemanju posojil. Višja stopnja tveganja se odraža tudi v omejeni dostopnosti do finančnih produktov (Lo, 2012).

Fanny Mae³¹ in Freddie Mac³². Propadu investicijske banke Lehman Brothers s 639 mrd \$ sredstev, ki se je zgodil 15. septembra, je sledil največji stečaj v zgodovini ZDA in celotnega svetovnega finančnega sistema. Sledila je vsesplošna finančna panika, tečaji delnic na svetovnih borzah so strmoglavili, celotna industrija investicijskega bančništva v ZDA je bila tik pred propadom. Kreditna aktivnost na ameriškem medbančnem trgu³³ je v celoti zamrla. Po zavrnitvi prvega predloga rešitve finančne industrije s strani ameriškega kongresa 29. septembra 2008, je delniški indeks Dow Jones doživel največji enodnevni padec v zgodovini, in sicer za 777,68 točk. Kongres je popravni izpit opravil 3. oktobra s sprejemom zakona za pomoč finančnim institucijam »Emergency Economic Stabilization Act of 2008«, in sicer v skupni vrednosti do 700 mrd \$. Ministrstvo za finance je imelo zakonsko podlago za odkup tveganih terjatev ter neposredno dokapitalizacijo bank. Stanje na finančnih trgih se je počasi začelo stabilizirati.

Kljub razsežnosti svetovne finančne krize je bila anatomija relativno preprosta in podobna ostalim krizam: lahek dostop do kreditov, ohlapna regulativa in nadzor finančnih institucij, nezmožnost odplačevanja kreditov, izguba kredibilnosti in zaupanja, finančna panika, masovna razprodaja na delniških trgih ter hranjenje sredstev v denarju pri bankah.

2.3.1 Razlogi za krizo

Obdobje po terorističnih napadih v ZDA je na gospodarskem področju zaznamovala izredna želja po hitrem okrevanju gospodarske rasti. Monetarna politika nizkih obrestnih mer FED-a je omogočila poceni dostop do nepremičninskih posojil. Ključna obrestna mera je z vrha v letu 2000 pri 6,5 % padla na 1. % v letu 2003. Uresničitev ameriških sanj o lastnem domu je tako postala dostopna ljudem z nižjimi dohodki. Posledično se je delež lastniških nepremičnin dvignil na rekordno raven 69,4 %, medtem ko se je prej več desetletij gibal okrog 64 % (Bianco 2008, 6).

Ključni razlogi za svetovno finančno krizo so bili lahek dostop do poceni nepremičninskih posojil, rast pomembnosti »subprime« nepremičninskega segmenta in posledično napihovanje nepremičninskega balona, deregulacija finančnega sistema ter rast zadolženosti in finančnega vzwoda v sistemu.

Povod za krizo je bilo napihovanje nepremičninskega balona, predvsem v segmentu nepremičninskega trga, ki je veljal za najbolj ranljivega - »subprime market«. Nizke obrestne mere FED-a so omogočile, da so posojilodajalci bistveno znižali obrestne mere za dolgoročna nepremičninska posojila, v povprečju za petino (Ellis, 2008). Z željo pridobiti čim več novih posojilojemalcev se je celotna finančna industrija, še posebej banke, specializirane za nepremičninska posojila, odzvala z znižanjem standardov za pridobitev kredita. Prvo in najpomembnejše je bilo, da so znižali zahteve o dokazilih glede dohodka in premoženja posojilojemalca. Banke so pri oceni tveganja posojilojemalca prenesle

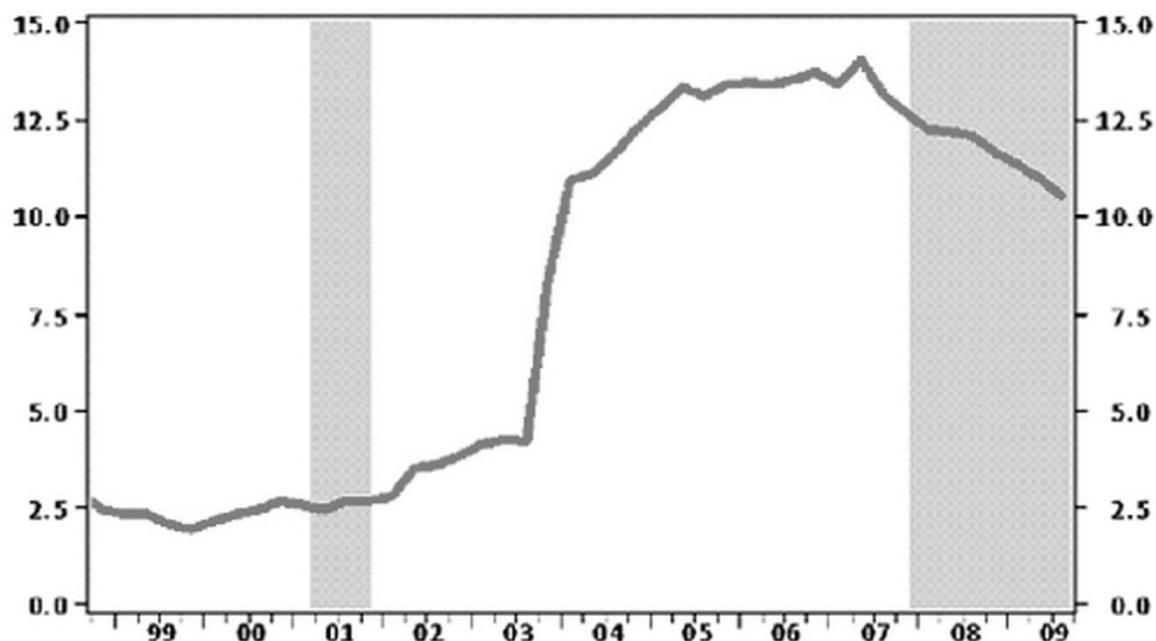
³¹ Fanny Mae - Federal National Mortgage Association – je bila ustanovljena 1938 v času Velike gospodarske depresije. Namen družbe je bil razširiti sekundarni trg nepremičnin, predvsem z listnjenjem hipotekarnih kreditov (Pickert, 2008).

³² Freddie Mac – Federal Home Loan Mortgage Corporation – je bila ustanovljena 1970 z vladno podporo in s podobnim namenom kot Fanny Mae, in sicer za širitev sekundarnega trga nepremičnin. Obe družbi sta na sekundarnem trgu odkupovali nepremičninske kredite in jih preko listnjenja prodale naprej (Pickert, 2008).

³³ Medbančni trg je prostor preko katerega finančne institucije urejajo likvidnostne presežke oz. primanjkljaje. Gre preprosto za posojilno aktivnost med finančnimi institucijami.

pozornost iz ocene sposobnosti vračanja posojila na oceno vrednosti premoženja posameznika. V večini primerov je bilo zastavljeno premoženje nepremičnina. S tem so banke stavile na rast nepremičninskega sektorja. V obdobju po letih 2003 je posojilna aktivnost v segmentu neprvovrstnega nepremičninskega trga dosegla visoko rast. Delež segmenta je iz 2,5 % narastel na vrhuncu nepremičninskega balona na dobrih 13 %.

Slika 9: Delež neprvovrstnih nepremičninskih posojil (»subprime mortgages«) v celotnih nepremičninskih posojilih v %



Vir: Federal Reserve Bank of San Francisco, 2009.

Pomembno vlogo pri dostopu do nepremičninskih posojil je imel proces listninjenja, ki v Evropi ni poznan, vsaj v tako razširjeni obliki ne. Freddie Mac in Fanny Mae sta bila začetnika listninjenja na področju nepremičninskih posojil s fiksno obrestno mero, kjer sta tudi uživala monopol. Po letu 1980 se je listninjenje razširilo še na ostale segmente kreditiranja, kot so npr. nepremičninska posojila s fleksibilno obrestno mero. Proses je potekal tako, da je investicijska banka združila nepremičninska posojila različnih bank v nov vrednostni papir in le-tega prodala investorjem, ki so v zameno za plačilo dobili donos, ki je izhajal iz glavnice in obresti prvotnih posojil. Kot izhaja iz poročila preiskovalne komisije ameriškega kongresa (GPO 2011, 42) je praksa šla izpod nadzora bančne regulative, ker banke niso opravljale tradicionalnih bančnih poslov, ki zajemajo pridobivanje depozitov in plasiranje le-teh v obliki kreditov. Investicijske banke so celotno operacijo listninjenja financirale preko kapitalskih trgov. Pozitivni učinki so bili dvojni, in sicer visoki dobički, ki so jih banke pri tem ustvarile ter hkrati zmanjševale tveganjo aktivo. Posledično je prišlo do pomembnih premikov v poslovnem modelu številnih ameriških bank, predvsem investicijskih, kjer se je vse manj pozornosti dajalo ključnemu viru financiranja, to so depoziti. Ta usmeritev je zrahljala trdnost celotnega bančnega sistema, saj je bil preveč odvisen od kratkoročnega denarnega trga.

Razširjenost listninjenja (strukturirane finance) v finančni industriji je posledica dveh ključnih prednosti za vlagatelje, in sicer združevanja in tranše. Združevanje večjega števila posojil v en vrednostni papir je zmanjšalo tveganje investitorja iz naslova neplačila posojil.

Verjetnost, da ne pride do poplačila strukturiranega vrednostnega papirja, ki je sestavljen iz več posojil, je manjša kot verjetnost neplačila posameznega posojila. Druga prednost listninjenja za investitorje je bila možnost prodaje po tranšah. Strukturiran vrednostni papir je bilo mogoče razdeliti in prodati po tranšah. Vlagatelji so na ta način imeli možnost prilagoditi plačilo in tveganje vrednostnega papirja. Investitorji, ki niso bili pripravljeni veliko tvegati, so kupovali tranše, ki so imele nižjo donosnost, vendar so bile prve v vrsti za poplačilo v primeru stečaja oz. neplačila obveznosti. Tveganju bolj naklonjeni so kupovali tranše z višjo donosnostjo in so bili zadnji v vrsti za poplačilo, v primeru neplačila dolžnika. Finančni inženiring, ki je bil v ozadju strukturiranih vrednostnih papirjev, je povzročil, da so investitorji vse težje razumeli in ocenjevali verjetnost poplačila posameznega posojila ter določili ceno. Ocenjevanje pričakovane donosnosti je temeljilo na izračunu statistične verjetnosti neplačila posameznih segmentov nepremičninskega trga in izgube prihodkov iz tega naslova. V naslednji fazi so morali oceniti, kakšen vpliv bo le-to imelo na posamezno tranšo. Kompleksnost vrednotenja strukturiranih vrednostnih papirjev je v tem procesu dala ključno vlogo bonitetnim agencijam. Le-te so bile specializirane za ocenjevanje tveganj vrednostnih papirjev in so bile ključni akter kapitalskih trgov. Investitorjem so pomagale ocenjevati varnost naložbe in njihova poročila so bila podlaga za investicijske odločitve. »Bonitetne agencije so bile ključno orodje, zato ker ljudje, ki so prodajali te obveznice, niso imeli nobene zgodovine pri nepremičninskem poslovanju.« je preiskovalni komisiji dejal Jim Callah, predsednik uprave PentAlpha (GPO 2011, 44).

Rezultat procesa listninjenja je bil pojav strukturiranih vrednostnih papirjev (kreditni derivati)³⁴, kot so MBS³⁵, ABS³⁶ in CDO³⁷ ter ABS CDO. Izdajatelj strukturiranih vrednostnih papirjev je v večini primerov bila posebna družba oz. t.i. SPV (special purpose vehicle oz. družba za posebne namene). Tipi vrednostnih papirjev so se razlikovali glede na vrsto terjatve. MBS je strukturiran vrednostni papir, zavarovan s hipoteko, kjer je imetnik upravičen do enakovrstne terjatve (nepremičninskih posojil) različnih dolžnikov. ABS je strukturiran vrednostni papir, kjer je imetnik upravičen do raznovrstnih terjatev (nepremičninskih kot finančnih naložb) različnih dolžnikov. CDO je strukturiran vrednostni papir, zavarovan z dolžniškimi vrednostnimi papirji, kjer je imetnik upravičen do raznovrstnih terjatev zgolj nepremičninskih posojil različnih dolžnikov. ABS CDO je strukturiran vrednostni papir, kjer je imetnik upravičen do raznovrstnih terjatev skupnega bazena ABS in/ali MBS papirjev (dodatno listninjenje).

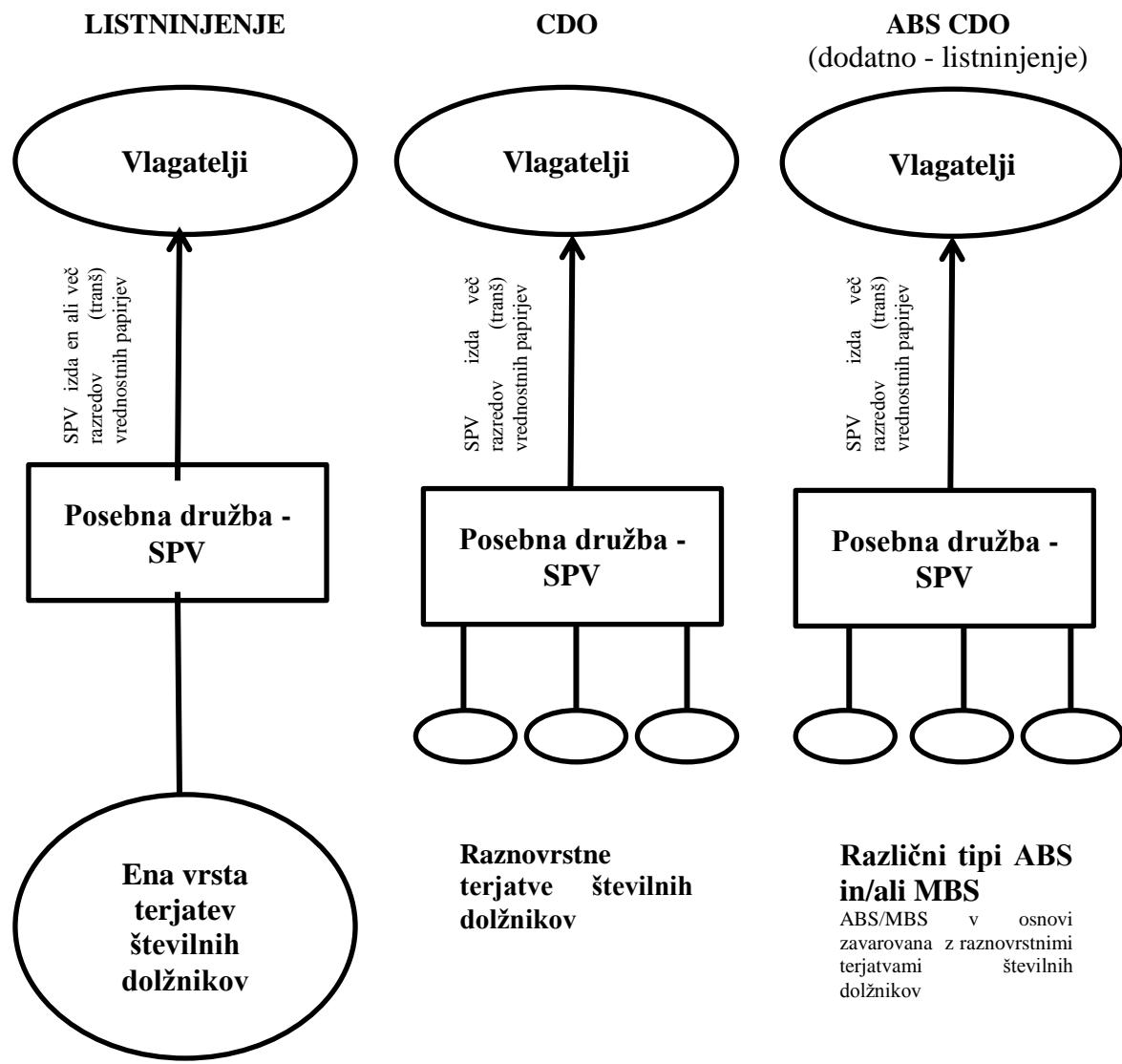
³⁴ V Prilogi 3 je predstavljen grafični prikaz nepremičninskega strukturiranega vrednostnega paprija (GPO 2011, 73).

³⁵ MBS - mortgage-backed securities.

³⁶ ABS - asset-backed securities.

³⁷ CDO - collateralized debt obligation.

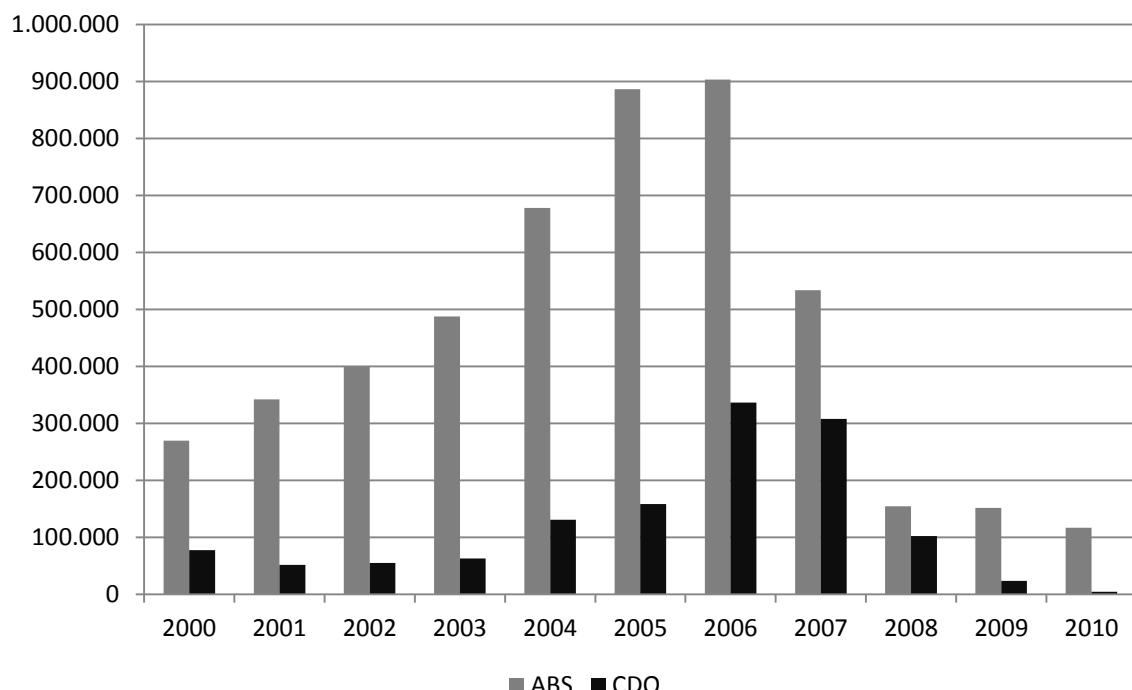
Slika 10: Razlike med posameznimi strukturiranimi vrednostnimi papirji



Vir: Schwarcz, 2008.

Spodnja slika prikazuje dinamiko izdaj strukturiranih vrednostnih papirjev CDO in ABS. Največje povpraševanje je bilo v letih 2005 in 2006, ko je bilo izdanih 336 milijard \$ CDO-jev in dobrih 900 milijard \$ ABS-ov. Trg je v letih po krizi skoraj popolnoma usahnil. V letu 2010 je bilo skupaj izdanih 120 milijard \$ strukturiranih papirjev, od tega zgolj dobre 4 milijarde CDO-jev.

Slika 11: Gibanje izdaj CDO in ABS vrednostnih papirjev v milijonih \$



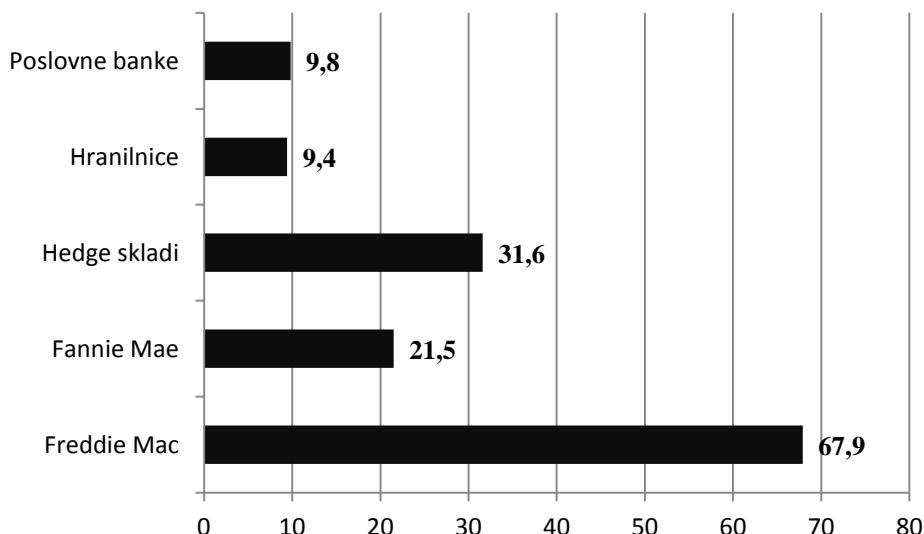
Vir: Bloomberg.

Deregulacija ameriškega finančnega sistema, ki se je postopno uveljavljala zadnja tri desetletja pred izbruhom krize, je pomembno pripomogla k temu, da je iz kriz enega segmenta nepremičninskega trga izbruhnila svetovna finančna kriza. Prvi korak v smeri liberalizacije finančnega sistema in lažje dostopnosti do posojil predstavlja leta 1982 sprejet zakon AMTPA (Alternative Mortgage Transactions Parity Act), ki je finančnim institucijam omogočal izdajanje posojil s spremenljivo obrestno mero. Naslednji mejnik je bil leta 1999 sprejet zakon GLBA (Gramm-Leach-Bliley Act), ki je razveljavil GSA (Glass-Steagall Act). GSA je omejil delovanje poslovnih bank na področju kapitalskih trgov, predvsem pri trgovjanju z vrednostnimi papirji, izdaji vrednostnih papirjev in kapitalskem povezovanju s finančnimi institucijami, s področja investicijskega bančništva. Poslovne banke niso smelete imeti več kot 10 % prihodkov iz poslovanja na kapitalskih trgih. GLBA je omogočil združevanje finančnih institucij, kot so banke, zavarovalnice in investicijske banke v velike finančne konglomerate. Nastal je prvi finančni konglomerat Citigroup, kot posledica združitve poslovne banke Citicorp in zavarovalnice Travelers Group. Tretji pomemben mejnik je bilo sprejetje CFMA v letu 2000, ki je iz regulacije, nadzora in kapitalskih zahtev izvzel finančne derivate.

Finančne institucije so bistveno povečale zadolženost in dvignile finančni vzvod na zgodovinsko raven. Le-to je dodatno pripomoglo k razširjenosti nepremičninske krize. Kot navaja študija Milken inštituta (Barth et al 2009, 19) je leta 1896 en dolar kapitala podpiral 3,56 \$ sredstev, medtem ko je leta 2007 9,89 \$. Ameriške finančne institucije so se leta 1994 na kapitalskih trgih zadolževale zgolj v višini 14 % sredstev, medtem ko je ta številka leta 2008 zrastla na 20 % sredstev. To pomeni, da so morale finančne institucije vsako leto za ta delež poiskati refinanciranje. V primeru padanja vrednosti premoženja lahko to predstavlja velik problem, saj investitorji postanejo vse manj naklonjeni tveganju in

zmanjšujejo posojilno aktivnost. Spodnja slika prikazuje finančni vzvod različnih finančnih institucij v ZDA, v juniju 2008. Freddie Mac je imel daleč največji finančni vzvod, saj so sredstva predstavljala 68-kratnik kapitala, medtem ko je ta za poslovne banke znašal slabih 10. V primeru poslovnih bank je to pomenilo, da v kolikor sredstva izgubijo več kot 10 % vrednosti, zmanjka kapitala za pokrivanje izgub.

Slika 12: Finančni vzvod³⁸ različnih finančnih institucij (junij 2008)



Vir: Barth et al, 2009.

2.3.2 Posledice svetovne finančne krize

Prve zametke krize in s tem začetek informiranja gospodarske javnosti glede ameriške nepremičninske krize lahko postavimo v februar 2007, ko je britanska banka HSBC odpisala za 10,5 milijarde \$ vrednosti nepremičninskega portfelja³⁹ (BBC News, 2008). Svetovno gospodarstvo je prvič začelo čutiti neposredne posledice krize v začetku avgusta 2007, ko je francoska banka BNP Paribas objavila zaustavitev trgovanja s tremi investicijskimi skladi⁴⁰ v skupni vrednosti več kot dve milijardi \$ (New York Times, 2007). Banka je v javni objavi navedla, da zaradi nepremičninske krize in nedelujočega trga ne more zagotavljati poštene vrednosti portfelja.

Nemudoma je prišlo do kreditnega krča na denarnem trgu, saj so se kratkoročne obrestne mere po objavi povzpele. Spodnja grafa prikazujeta dve ključni kratkoročni obrestni meri, EONIA⁴¹ in LIBOR⁴². Prikazano je gibanje enomesečnih in obrestnih mer čez noč (glej Sliko 13). S prve slike je jasno opaziti močnejši dvig obrestne mere EONIA, ki se je 7.

³⁸ Finančni vzvod je opredeljen kot: celotna sredstva / lastniški kapital.

³⁹ Kronološki pregled: <http://news.bbc.co.uk/2/hi/business/7096845.stm>

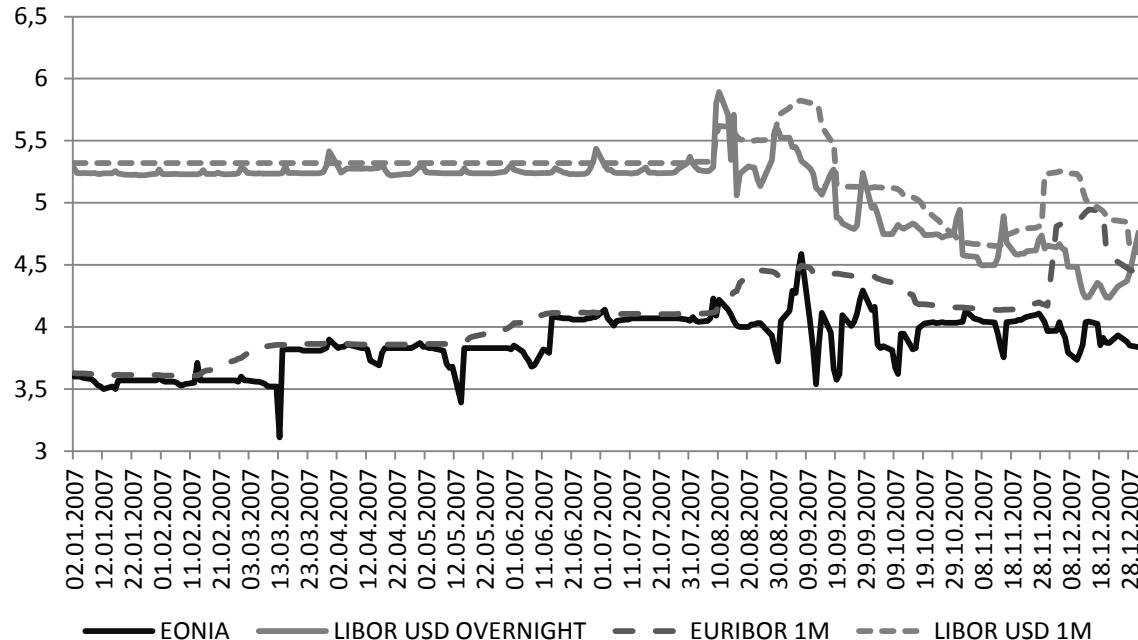
⁴⁰ Parvest Dynamic ABS, BNP Paribas ABS Euribor in BNP Paribas ABS Eonia Fund.

⁴¹ EONIA – Euro Over Night Index Average – je medbančna obrestna mera za EMU. Gre za obrestno mero, po kateri si banke medsebojno posojajo denar z dospelostjo 1 dne. Enako velja za EURIBOR, ki se razlikuje samo v zapadlosti. Na sliki je prikazano gibanje enomesečnega EURIBOR-ja.

⁴² LIBOR – London Interbank Offered Rate – je medbančna obrestna mera, ki jo uporabljajo za medsebojno posojanje največje banke v Londonu. Na sliki je prikazano gibanje LIBOR-ja čez noč v \$ in enomesečni LIBOR v \$.

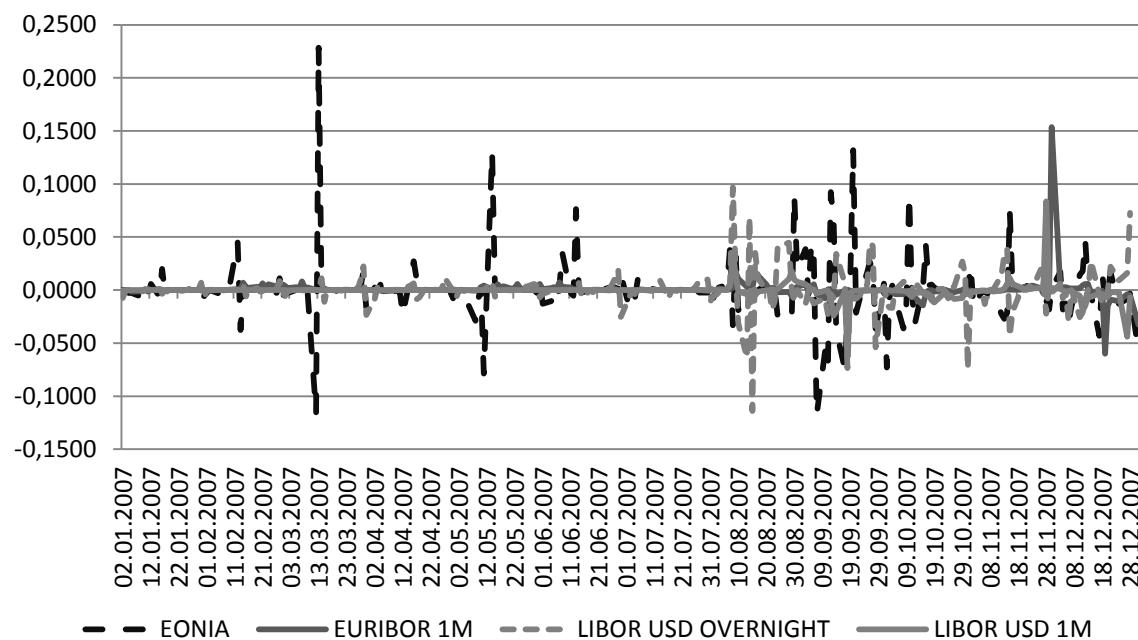
avgusta dvignila iz 4,07 % na 4,23 %, medtem ko je večji premik na LIBOR OVERNIGHT prišel dva dni pozneje iz 5,29 % na 5,8 %. Na drugi sliki je prikazana volatilnost obrestnih mer, kjer je opaziti večjo nihajnost od avgusta, predvsem na obrestnih merah EONIA in LIBOR OVERNIGHT (glej Sliko 14).

Slika 13: Gibanje kratkoročnih obrestnih mer EONIA in LIBOR



Vir: Bloomberg.

Slika 14: Volatilnost kratkoročnih obrestnih mer EONIA in LIBOR



Vir: Bloomberg.

Reakcija centralnih bank je odsevala resnost problema. Pomanjkanje likvidnosti na denarnem trgu so zagotovile centralne banke, ki so z dodatno likvidnostjo na denarnem trgu preprečile globalni kreditni krč. Največjo likvidnostno injekcijo je izvedla Evropska centralna banka, ki je 9. avgusta zagotovila 95 milijard €, naslednji dan pa dodatnih 61 milijard € dodatne likvidnosti (glej Tabelo 11).

Tabela 11: Odziv centralnih bank na dvig kratkoročnih obrestnih mer v avgustu 2007

Centralna banka	Vrednost	Datum
ECB	94,84 mrd € in 61,05 mrd €	9.8.2007 in 10.8.2007
FED	24 mrd \$ in 38 mrd \$	9.8.2007 in 10.8.2007
BOC⁴³	1,64 mrd CAD	10.8.2007
BOJ	1.000 mrd JPY	10.8.2007
SNB⁴⁴	2-3 mrd CHF	10.8.2007
RBA⁴⁵	4,95 mrd AUD	10.8.2007
MAS⁴⁶	1,5 mrd SGD	10.8.2007

Vir: Wall Street Journal, 2007

Zaostrovanje svetovne finančne krize v letu 2008 je privedlo do največjega stečaja v zgodovini. To je bila ključna točka oz. dogodek krize. Ena izmed najbolj znanih investicijskih bank na svetu, Lehman Brothers, z več kot 600 milijard \$ sredstev, je 15. septembra objavila predlog za t.i. Chapter 11 oz. stečaj. Banka je v letih pred krizo močno vlagala v ameriški nepremičninski sektor ter močno povečala finančni vzvod, ki je konec leta 2007 znašal 31, medtem ko leta 2003 24 (Security and Exchange Commission, 2008), kar pa je bližje poslovнемu modelu t.i. »Hedge sklada« kot banke.

Propad Lehman Brothers je imel globalne razsežnosti in povzročil zgodovinske premike svetovnemu gospodarstvu. V naslednjih dveh dneh po propadu so denarni skladi imeli 150 milijard \$ odlivov, medtem ko so v povprečju znašali okrog 5 milijard \$ dnevno. Delniški indeks S&P 500 je v devetih dneh od 1. do 9. oktobra 2008 izgubil 21,5 % vrednosti. Dow Jones je od 6. do 10. oktobra doživel največji tedenski padec v zgodovini, večji kot za časa svetovne gospodarske krize iz leta 1929, in sicer je padel za 18,15 % (Manuel, 2014).

V spodnji tabeli je prikazano gibanje najpomembnejših svetovnih delniških indeksov neposredno po objavi stečaja investicijske banke Lehman Brothers. Izračunane donosnosti so za obdobje enega, treh in šest mesecev. V prvem mesecu je odziv na delniških trgih bil zelo podoben, saj je večina indeksov izgubila med 25 do 30 % vrednosti. Izstopa kitajski indeks, SHANGHAI, ki je padel za zgolj 3,8 %. Tri mesece po stečaju bistvenih premikov delniških indeksov ni bilo opaziti. Večji padci so sledili v šestmesečnem obdobju. Ameriški delniški indeks je padel za 40 %, medtem ko ruski, RTS, za 53,87 %. Ponovno izstopa kitajski indeks, ki je pol leta po stečaju izkazoval rast, in sicer v višini 2,61 %. Skupaj s kitajskim se je čilski indeks gibal v nasprotju z globalnim negativnim trendom, saj je v šestih mesecih, v primerjavi s prvim mesecem po stečaju, zrastel (glej Tabelo 12).

⁴³ BOC – Kanadska centralna banka.

⁴⁴ SNB – Švicarska centralna banka.

⁴⁵ RBA – Avstralska centralna banka.

⁴⁶ MAS – Singapurska centralna banka.

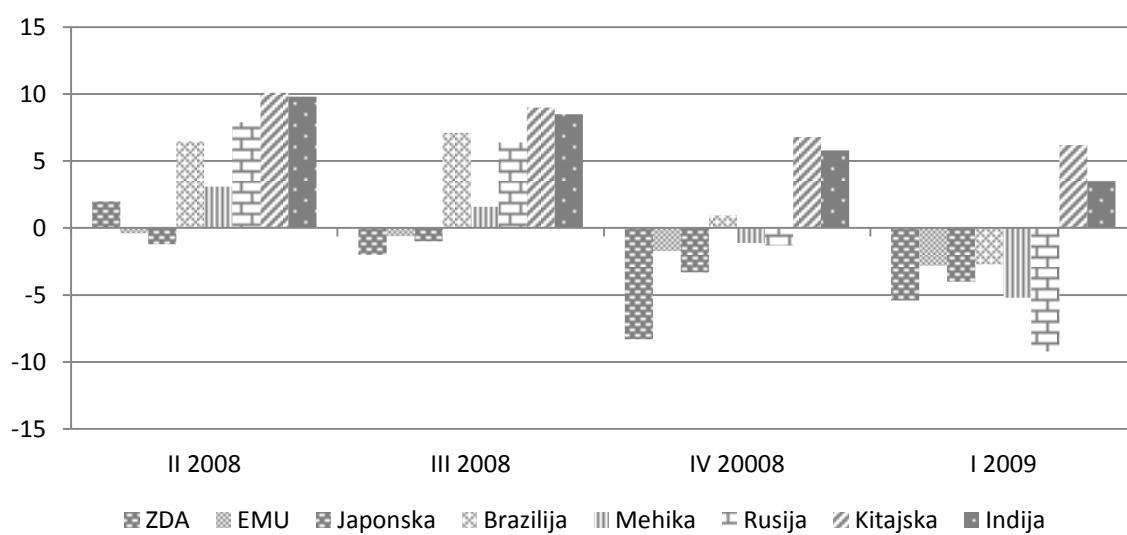
Tabela 12: Gibanje delniških indeksov od 12.9.2008 v % v lokalni valuti

Indeksi	12.10.2008	12.12.2008	12.3.2009
S&P 500	-28,16	-29,72	-40,02
DOW JONES	-26,01	-24,45	-37,23
NASDAQ	-27,05	-31,86	-36,93
DAX	-27,11	-25,21	-36,55
FTSE 100	-27,41	-20,98	-31,47
CAC 40	-26,68	-25,83	-37,82
MIB 30	-28,95	-31,23	-48,55
IBEX 35	-21,16	-21,35	-35,68
NIKKEI 225	-32,24	-32,57	-41,07
SHANGHAI SEC	-3,80	-6,03	2,61
HONG KONG	-23,54	-23,74	-37,99
JAKARTA SEC	-19,53	-29,99	-27,36
KOSPI	-16,00	-25,31	-23,65
PHILIPPINES PSEI	-20,72	-28,43	-28,97
SENSEX	-24,81	-30,79	-40,41
RUSSIA RTS	-37,04	-51,39	-53,87
IBOVESPA	-32,03	-24,85	-25,27
MEXICAN BOLSA	-22,21	-16,34	-26,28
SANTIAGO SE	-25,70	-17,10	-13,85

Vir: Bloomberg in lastni izračuni.

Ameriško gospodarstvo se je začelo slabšati že v tretjem četrtletju leta 2008. Stečaj in posledično kreditni krč je gospodarstvo močno ohromil. Največje gospodarstvo na svetu je v zadnjem četrtletju beležilo upad bruto domačega proizvoda (BDP) v višini 8,3 %. Zgodovinsko gledano je šlo za drugi največji četrtletni upad BDP-ja. Padec BDP-ja EMU in Japonske je bil sicer nižji, vendar več kot dvakrat večji kot v predhodnem četrtletju. Padec gospodarske aktivnosti se je nadaljeval v letu 2009. Večje države v razvoju so v drugem in tretjem četrtletju izkazovale gospodarsko rast, ki pa se je že ohlajala. Konec leta 2008 in prvo četrtletje leta 2009 so negativno rast imele Brazilija, Mehika in Rusija. Na drugi strani sta Kitajska in Indija preživeli krizo brez upada gospodarske aktivnosti.

Slika 15: Četrtletne spremembe BDP-ja v %



Vir: Bloomberg.

Robert J. Schiller je eden izmed vodilnih ameriških ekonomistov in najpomembnejši raziskovalec ameriškega nepremičninskega trga. Znana je njegova trditev, da rast cen nepremičnin, ki je višja od inflacije, na dolgi rok ni vzdržna (Ro, 2013). Ameriški nepremičninski trg je v 20. stoletju veljal za relativno stabilnega. Rast cen nepremičnin od leta 1890 do leta 2000 je na letni ravni znašala 3,12 % in ni bistveno odstopala od inflacije, ki je bila v enakem obdobju 2,89 %. V naslednjih sedmih letih so se povprečne cene ameriških nepremičnin povzpele za slabih 60 % oz. 6,78 % na letni ravni, medtem ko je rast cen v ZDA bistveno zaostajala, saj je znašala zgolj 2,65 %. Po letu 2007, ko so cene nepremičnin dosegle vrh, je sledil korenit popravek, in sicer padec za več kot 20 % oz. 8,48 % na letni ravni (glej Tabelo 13).

Tabela 13: Gibanje cen nepremičnin in inflacije v ZDA na letni ravni v %

	Nepremičnine	Inflacija
1890 – 2000	+3,12	+2,89
2000 – 2007	+6,78	+2,65
2007 – 2010	-8,48	+1,54

Vir: Schiller, 2014 in lastni izračuni.

2.3.3 Odziv institucij

Po propadu investicijske banke Lehman Brothers so države začele izvajati makroekonomske ukrepe za preprečitev poglabljanja gospodarske krize. Večina držav je zagotovila davkoplačevalski denar za reševanje finančnega sistema. Hkrati se je povečala intervencija centralnih bank preko operacij na odprttem trgu. Vzporedno so začeli teči procesi za prenovo finančne zakonodaje in nadzora, ki sta se v tej krizi pokazala kot izjemno šibek člen.

ZDA so izvajale najbolj agresivno monetarno in fiskalno politiko kot odziv na svetovno finančno krizo. Ameriška centralna banka je 9. in 10. avgusta 2007 začela izvajati prve ukrepe z zagotavljanjem dodatne likvidnosti na denarnem trgu v višini 24 oz. 38 milijard \$. 18.9.2007 je sledilo zniževanje ključne obrestne mero s 5,25 % na 4,75 %. To so bili prvi koraki od mnogih v ameriški ekspanzivni monetarni politiki, ki je na koncu leta 2008 znižala ključno obrestno mero na zgodovinsko nizko raven, in sicer na vsega 0 do 0,25 %. Aktivnosti FED-a se niso zaključile. Nekonvencionalne pristope agresivne monetarne politike so izvajali s pomočjo treh instrumentov. Poslovnim bankam so zagotavljali širši dostop do kratkoročnih posojil, npr. znižali so razmik med ključno obrestno mero in obrestno mero po kateri centralna banka posoja poslovnim bankam (discount rate), podaljšali ročnost posojil na 90 dni itd. ... Drug nabor orodij je omogočil boljšo likvidnost posojiljemalcev in vlagateljev na dolžniških trgih. Centralna banka je odkupovala komercialne zapise z visoko bonitetno oceno do treh mesecev in zagotavljala likvidnost denarnim skladom. Zadnji in najbolj pomemben nabor je zajemal odkup dolgoročnih dolžniških vrednostnih papirjev z namenom, podpreti učinkovito delovanje trga dolžniških vrednostnih papirjev. V ZDA so to poimenovali »quantitative easing« oz. prevedeno »kvantitativno sproščanje«. Novembra 2008 so objavili prvi odkup oz. »QE1« v višini 600 milijard \$ nepremičninskih dolžniških vrednostnih papirjev, novembra 2010 je sledil drugi odkup oz. »QE2«, prav tako v višini 600 milijard \$ državnih vrednostnih papirjev. Ta je bil časovno omejen do drugega četrletja 2011. Tretje kvantitativno sproščanje oz. »QE3« je sledilo septembra 2012, in sicer v višini odkupa 40 milijard \$ nepremičninskih in državnih

vrednostnih papirjev, na mesečni ravni. Časovno program ni opredeljen in bo trajal vse dokler FED ne bo zaznala korenitega izboljšanja ameriškega gospodarstva. Prav tako so se opredelili glede gibanja ključne obrestne mere, ki bi naj ostala na nizkih ravneh vse do konca leta 2015.

Fiskalna politika ZDA ni zaostajala v agresivnosti, saj je od začetka krize država izpeljala številne programe za stabilizacijo gospodarstva. Najbolj obsežen je bil TARP (Troubled Asset Relief Program), ki je v prvotni verziji obsegal 700 milijard \$ sredstev in bil kasneje znižan na 475 milijard \$. TARP je ameriški vladi omogočil odkup t.i. »problematičnih« sredstev, kot so bili nepremičninski vrednostni papirji in ostali finančni instrumenti. Kot izhaja iz objave ministrstva (U.S. Department of Treasury, 2013) je bilo 250 milijard \$ namenjenih finančni industriji, 27 milijard \$ za oživitev posojilne aktivnosti, 82 milijard \$ za ohranitev ameriške avtomobilske industrije, 70 milijard za finančno ustanovo AIG in okoli 46 milijard \$ za podporo gospodinjstvom pred osebnim bankrotom. Zadnja ocena ministrstva je, da celoten program ameriških davkoplăchevalcev ne bo stal niti dolarja. Eden izmed ukrepov za zagotavljanje stabilnosti ameriškega finančnega sistema je bil dvig meje zavarovanih depozitov iz 100.000 na 250.000 \$.

Evropska monetarna politika je bila bistveno manj agresivna. ECB je začela z ukrepi za zagotavljanje dodatne likvidnosti denarnemu trgu, in sicer 9. in 10. avgusta 2007. Nadaljevala je z drugačno politiko kot ameriška centralna banka, saj je ključno obrestno mero dvignila v začetku julija 2008. Preko Atlantika je ameriška centralna banka FED že bila globoko v ekspanzivni monetarni politiki, saj je ključno obrestno mero v več korakih znižala iz 5,25 % na 2 % v enakem času. ECB je prvič znižala obrestno mero 8.10.2008, in sicer iz 4,25 na 3,75 %. Na drugi strani je primerljiva obrestna mera FED-a znašala 1,5 %. Izmed vseh centralnih bank razvitih držav je bila ECB v času trajanja svetovne finančne krize najmanj agresivna. Ključna obrestna mera se je v letu 2009 zaustavila pri 1 %, medtem ko so ostale šle bistveno pod to mejo.

Evropska komisija je novembra 2008 predstavila program pomoči v višini 200 milijard €, namenjen 27. državam članicam, kar predstavlja okrog 1,5 % BDP-ja EU. Države članice so prav tako sprejele nacionalne programe pomoči gospodarstvu, ki so bili usmerjeni v izgradnjo infrastrukture, zniževanje davkov, dvig socialne pomoči itd. Paket pomoči se je od države do države razlikoval, vendar je bil v povprečju okrog 1,2 % BDP-ja. Izstopali sta Nemčija in Španija, kjer je lokalni program pomoči znašal več kot 3 % BDP-ja (Evropska komisija, 2008).

BOJ je na dogajanja finančnih trgov odreagirala septembra 2008. Z ameriško centralno banko FED se je dogovorila o valutni zamenjavi, ki ji je omogočil dostop do ameriških dolarjev, neposredno od FED-a. To je japonskemu finančnemu sektorju in posledično celotnemu gospodarstvu omogočilo hiter in učinkovit dostop do dolarjev. V oktobru in decembru je sledilo dvakratno znižanje ključne obrestne mere na vsega 0,1 %. Na drugi strani je japonska vlada aprila 2009 objavila obsežen fiskalni paket za pomoč gospodarstvu, in sicer v višini 100 milijard \$.

Največja gospodarska sila razvijajočih držav, Kitajska, je na svetovno finančno krizo odreagirala s fiskalnim programom za pomoč gospodarstvu, v višini 586 milijard \$. Namenjen je bil infrastrukturnim projektom, predvsem izgradnji železnic, cest in letališč.

Regulacija finančnega sektorja se je usmerila na štiri ključna področja, in sicer kapitalsko ustreznost bank, reformo trga izvedenih finančnih instrumentov ter reguliranje bonitetnih agencij in skladov tveganega kapitala. Baselski odbor za nadzor bank, ki je nastal pod okriljem guvernerjev centralnih bank, je pripravil nove mednarodne bančne standarde. Ključni poudarek je v ostrejših standardih glede kapitalske ustreznosti, ki bi naj bili uveljavljeni do leta 2018. Količnik Tier 1 kapitala se bo dvignil na 8 % oz. 10,5 % do leta 2019. Minimalni količnik najbolj kakovostnega kapitala (Core Tier 1) pa iz 2 % na 4,5 %. Sistemsko pomembne banke bodo morale zraven tega imeti v deležu tveganju prilagojene aktive, in sicer še dodatno od 1. % do 3. % najbolj kakovostnega kapitala. To pomeni, da se bodo kapitalske zahteve za evropske oz. ameriške sistemske banke iz prejšnjih 2 % dvignile na maksimalno 7,5 % najbolj kakovostnega kapitala.

Ameriška strokovna javnost je po izbruhu svetovne finančne krize veliko pozornost usmerila v reformo trga izvedenih finančnih instrumentov, ki v celoti deluje preko t.i. OTC trga oz. trga preko pulta. Glavna kritika regulatorjev in politikov v ZDA je bila v zvezi z nepreglednostjo in kompleksnostjo trga izvedenih finančnih instrumentov, ki s seboj nosi potencialno višjo volatilnost in sistemsko tveganje (Kaya 2013, 8). Leta 2009 se je skupina G-20⁴⁷ sestala v ZDA z namenom, da doseže dogovor o zakonodajnih iniciativah, ki bi izboljšale robustnost in odpornost trga izvedenih finančnih instrumentov. Reforma naj bi bila usmerjena v centralizacijo poravnave standardiziranih finančnih instrumentov, obvezno poročanje in višje kapitalske zahteve za finančne instrumente oz. pogodbe, katerih poravnava ni centralizirana.

Bonitetne agencije so bile deležne številnih kritik glede vloge, ki so jo imele v svetovni finančni krizi, predvsem na račun ocenjevanje strukturiranih vrednostnih papirjev. Očitalo se jim je pomanjkanje transparentnosti v procesu priprave bonitetnih ocen, predvsem na področju javne objave metodologije izdelave ocen. Kvaliteta ocen ni bila visoka, bile so preveč kompleksne in uporabniku nerazumljive. Konflikt interesov bonitetnih agencij izhaja iz dejstva, da so posrednik med izdajatelji vrednostnih papirjev in investitorji. Skupina G-20 je aprila 2009 dala sledečo izjavo (G-20 2009, 25): »Dogovorili smo se za učinkovitejši nadzor delovanja bonitetnih agencij, saj so ključen akter kapitalskih trgov.« Kot izhaja iz študije profesorja Rousseau-ja (2009), so se številne reformne aktivnosti na področju delovanja bonitetnih agencij začele odvijati tako na mednarodni kot nacionalni ravni. Mednarodna organizacija za trg vrednostnih papirjev (IOSCO) je spremenila Pravilnik dobre prakse (Code of Conduct Fundamentals) predvsem na področju transparentnosti, integritete, konflikta interesov ter odgovornosti bonitetnih agencij, nasproti investitorjem in izdajateljem. Na regionalnem nivoju je Evropski parlament sprejel predlog za reguliranje bonitetnih agencij (Proposal by the European Commission for a Regulation on Credit Rating Agencies), iz katerega izhaja, da se morajo bonitetne agencije podvreči obvezni prijavi in nadzoru. ZDA so prav tako posodobile zakonodajo na tem področju z namenom, povečati transparentnost in učinkoviteje nasloviti potencialne konflikte interesov.

⁴⁷ G-20 – skupina 20 finančnih ministrov in centralnih bankirjev največjih gospodarstev na svetu: 19 držav + EU.

3 TEORIJA NESTANOVITNOSTI

V finančni literaturi se tveganje ne opredeljuje kot možnost izgube, temveč kot porazdelitev negotovih rezultatov investiranja. Spremembe vrednosti finančnih instrumentov povzročajo pozitivne in negativne odklone od zastavljenih finančnih ciljev. Negotovost izhaja iz same nenapovedljivosti gibanja cen. Različni pristopi na področju upravljanja s tveganji poizkušajo znižati nihanje vrednosti finančnih spremenljivk. Na ta način se poižkuša vplivati na rezultate investiranja in upravljanja s tveganji.

Vlagatelji pri sprejemanju investicijskih odločitev tehtajo med potencialnim donosom in tveganjem. Markowitz v moderni premoženjski teoriji trdi, da vlagatelj razprši premoženje v takšni meri, da doseže maksimalni potencialni donos ob danem tveganju oz. minimizira tveganje ob določenem potencialnem donosu. Tveganost naložbe se izraža z nestanovitnostjo donosnosti. Vlagatelji niso naklonjeni tveganju (risk averse) in zato izbirajo naložbe, ki pri dani donosnosti nudijo nižjo variabilnost (Markowitz 1952, 77).

Abken in Nandi (1996) opredelita nestanovitnost oz. volatilnost kot gibanje razpršitve cene vrednostnega papirja okrog njegovega dolgoročnega povprečja. Sprememba cene vrednostnega papirja povzroča negotove rezultate investiranja, še zlasti, ker so cenovne spremembe nepredvidljive. Finančni vlagatelji presežke vlagajo na kapitalske trge, kjer se soočajo z gibanjem vrednosti različnih finančnih instrumentov delnic, obveznic, opcij, futures pogodb itd. ... Njihov cilj je ustvariti pozitivni donos. Veliko pozornosti posvečajo nestanovitnosti, saj tako lažje ocenijo, kakšnemu tveganju se lahko izpostavijo za dosego finančnih ciljev. Naložba v vrednostne papirje, kot so npr. opcije, niso primerne za vlagatelje, ki sledijo strategiji ohranjanja vrednosti portfelja. Vrednost takšne naložbe je namreč zaradi visoke nihajnosti ob prodaji težko napovedljiva.

Gibanje cen finančnih instrumentov je sestavni del kapitalskih trgov in se jim ni mogoče izogniti. Tečaji vrednostnih papirjev se namreč v kratkem času lahko spreminja navzgor in navzdol, medtem ko so na daljši rok lahko dokaj nespremenjeni. Ribnikar poudarja dva pomena volatilnosti, in sicer prvi predstavlja spremembo povprečne cene borznega indeksa, kjer izpostavi vpliv gibanja cene vrednostnih papirjev na zniževanje ali povečevanje njihove povprečne vrednosti. Le-ta se ugotavlja na različnih časovnih intervalih (minutni, dnevni, tedenski, mesečni ali letni). Drugi predstavlja spremembo tečaja posameznega vrednostnega papirja. V primeru lastniškega vrednostnega papirja (delnica) primerja relativno volatilnost naložbe glede na borzni indeks. Kadar je nestanovitnost naložbe enaka borznemu indeksu, je koeficient beta (β) enak 1. V kolikor je koeficient nad 1, je nestanovitnost delnice višja od trga in obratno. Koeficient beta je količnik med kovarianco delnice s tržnim portfeljem in varianco tržnega portfelja. Vlagatelji se temu primerno prilagajajo in upravlja s tveganji. Velike finančne ustanove imajo v te namene posebne oddelke, katerih cilj je oblikovati strategijo, ki v največji meri obvaruje sredstva družbe pred posledicami akutnih in nenadnih sprememb cen (Ribnikar 1999, 46-47).

Številne študije, ki proučujejo vpliv nestanovitnosti, ne dajejo enakih izsledkov glede njenega vpliva na gibanje cen vrednostnih papirjev. Kot poudarja Chou (Chou 1988, 279),

rezultati študij, ki so jih opravili Malkiel (1979), Pindyck (1984) in Black (1976), potrjujejo negativno korelacijo gibanja cen delnic s spremembo volatilnosti. Naraščanje volatilnosti spremelja padanje cen delnic na borzah. Avtorji, kot so Modigliani in Cohn (1979), Fama (1981), Feldstein (1980) in Summers (1981), trdijo, da je padanje cen delnic povezano z rastjo inflacije.

Poterba in Summers sta ugotovila, da nestanovitnost vpliva na gibanje cen vrednostnih papirjev, v kolikor je šok dolgotrajen in močan. V kolikor so šoki samo prehodni, trgi ne odreagirajo in ne prilagodijo prihodnje diskontne stopnje. S tem se ne spremeni gibanje donosnosti vrednostnih papirjev (Poterba, Summers 1986, 1149).

3.1 Mera nestanovitnosti in empirične značilnosti

Cene finančnih instrumentov na kapitalskih trgih se spreminjajo naključno in ne sledijo nobenemu trajnemu zgodovinskemu vzorcu. Ocenjevanje tveganja je tesno povezano s teorijo verjetnosti. To je prvi spoznal Kendall (1953), ko je primerjal povezavo preteklih in prihodnjih gibanj cen vrednostnih papirjev.

Donosnost izraža relativno spremembo vrednosti finančnega premoženja in je ključna mera za ugotavljanje uspešnosti udeležencev kapitalskih trgov. Verjetnostna porazdelitev preteklih donosnosti pove kakšna je verjetnost, da opazovana donosnost doseže določeno pričakovano vrednost. Dejanske donosnosti se pogosto razlikujejo od pričakovanih, zaradi česar se vlagatelji soočajo s tveganjem. Čim večja je verjetnost, da bodo pričakovani donosi naložb enaki dejanskim, tem manjše je tveganje in obratno (Mramor 1994, 76-79).

Razpršenost donosnosti, ki jo merimo z drugim centralnim momentom porazdelitve ali varianco, je dejavnik tveganja pri sprejemanju investicijskih odločitev. Mera nestanovitnosti donosnosti je standardni odklon, ki ga dobimo kot kvadratni koren variance. Uporabnost mere tveganja je odvisna od porazdelitve donosnosti. Standardni odklon je ustrezna mera tveganja, v kolikor gre za normalno ali Studentovo t porazdelitev ter ostale simetrične porazdelitve. Med alternativne mere spadajo povprečni absolutni donos in medkvantilni razmik (inter-quartile range).

Model ocenjevanja tveganj mora zajemati določene posebne zakonitosti gibanja donosnosti finančnih časovnih serij. Neupoštevanje le-teh povzroči, da model izgubi pojasnjevalno in napovedovalno moč. Proučevanje statističnih značilnosti finančnih časovnih vrst je pripeljalo do treh ključnih ugotovitev, ki so domala prisotne na vseh kapitalskih trgih in jih lahko poimenujemo stilizirana dejstva⁴⁸.

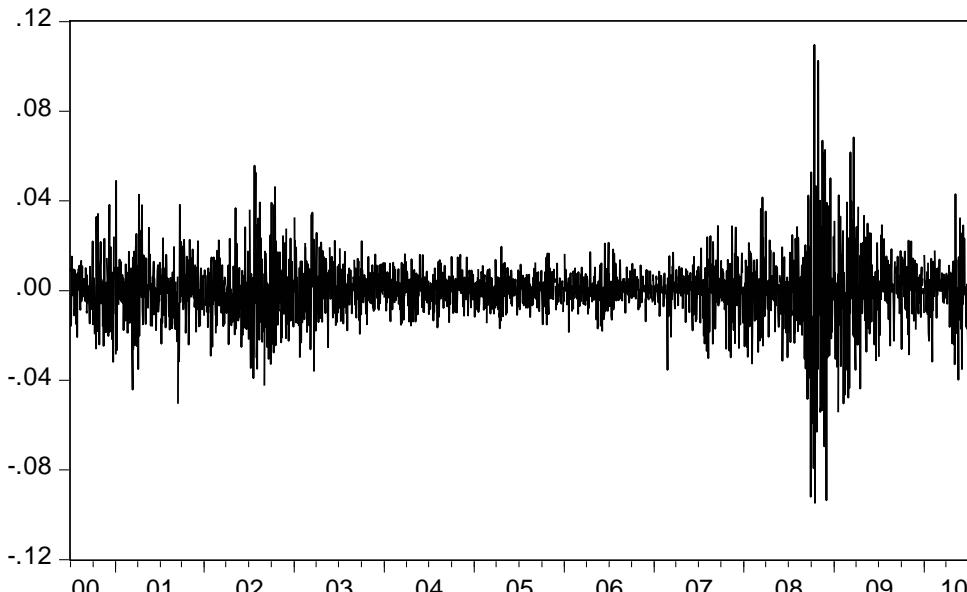
Mandelbrot (1963) je glede gibanja časovnih serij donosnosti ugotovil, da velikim nihanjem donosnosti sledijo nadaljnja velika nihanja. Majhним nihanjem donosnosti pa sledijo majhna nihanja (predznak spremembe vrednosti donosnosti ni pomemben). To lastnost je poimenoval kopiranje nestanovitnosti⁴⁹. Gre za povečano in pozitivno avtokorelacijo med kvadrati donosnosti (Cont 2007, 290). Na spodnji sliki je to mogoče

⁴⁸ V angleški finančni literaturi se uporablja termin »Stylized facts of financial assets«.

⁴⁹ V angleški finančni literaturi se uporablja termin »Volatility clustering«.

prepoznati, kadar se izmenjujejo področja, kjer se gostijo oz. kopijo velike spremembe nihajnosti. Izpostavili bi lahko obdobje finančne krize med leti 2008 in 2009, kjer je mogoče opaziti povečano volatilnost indeksa S&P 500.

Slika 16: Gibanje donosnosti indeksa S&P 500⁵⁰



Vir: Lastni izračuni.

Učinek vzvoda⁵¹ je prvi omenil Black leta 1976, ko je ugotovil, da s padanjem cen delnic nestanovitnost narašča in obratno (Bouchaud et al 2001, 4). Ekomska razlaga pojave izvira iz ugotovitve avtorjev Modigliani in Miller iz leta 1958 in se navezuje na kapitalsko strukturo podjetja. Podjetja za potrebe financiranja tekočega poslovanja in strateških investicij izdajajo delnice in obveznice. Vrednost lastniškega kapitala se dnevno določa na borzi, medtem ko se nominalna vrednost izdanih dolžniških vrednostnih papirjev ne spreminja. S padanjem cene delnice na borzi se ob predpostavki ceteris paribus, znižuje vrednost lastniškega kapitala. Poveča se delež dolžniških virov v celotni strukturi virov financiranja⁵², kar povzroči dvig nestanovitnosti delnice. Podobno logiko je mogoče uporabiti v obratni smeri, kjer rast cene delnice dviguje vrednost lastniškega kapitala in znižuje bodočo nestanovitnost (Hens, Steude 2006, 1).

Zadnja od treh pomembnih lastnosti, ki so bile ugotovljene pri proučevanju številnih finančnih časovnih serij, so debeli repi⁵³. Porazdelitvena funkcija finančnih časovnih serij ne izkazuje lastnosti normalne porazdelitve. Avtorji Andersen et al (2001) so proučevali donosnost delnic v indeksu Dow Jones Industrial Average. Ugotovili so, da vse porazdelitve donosnosti delnic izkazujejo leptokurtičnost⁵⁴. Značilna je bila zgoščenost okrog povprečne vrednosti, ožji in koničasti vrhovi, medtem ko so bili repi porazdelitve

⁵⁰ Obdobje opazovanja donosnosti je od 30.6.2000 do 30.6.2010.

⁵¹ V angleški finančni literaturi se uporablja termin »Leverage effect«.

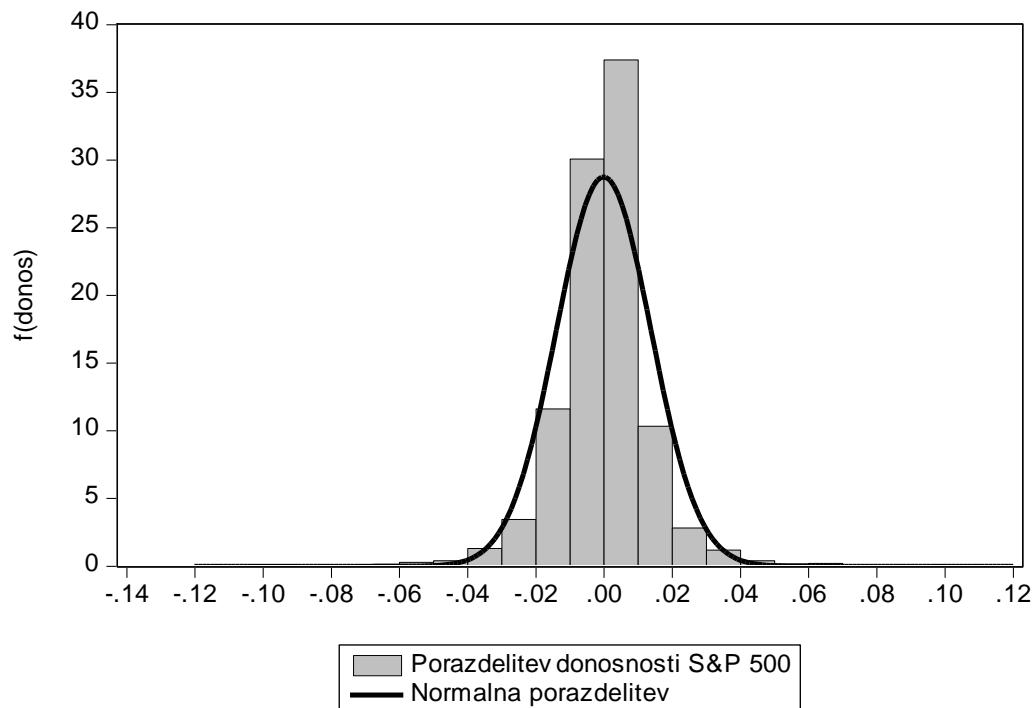
⁵² Viri financiranja so sestavljeni iz lastniškega in dolžniškega kapitala.

⁵³ V angleški finančni literaturi se uporablja termin »Fat tails«.

⁵⁴ V angleški finančni literaturi se uporablja termin »Leptokurtic«.

daljši ter debelejši. Delnice so izkazovale večjo verjetnost izjemne rasti in padanja donosnosti v primerjavi z normalno porazdelitvijo (Andersen et al 2001, 44).

Slika 17: Primerjava porazdelitve donosov indeksa S&P 500 z normalno porazdelitvijo⁵⁵



Vir: Lastni izračuni.

⁵⁵ Obdobje opazovanja donosnosti je od 30.6.2000 do 30.6.2010.

3.2 ČASOVNE VRSTE

Večina podatkov za pripravo analiz v makroekonomiji in financah, kot so gibanje bruto domačega proizvoda, plač, inflacije, cene delnic in različnih indeksov, je v obliki časovnih vrst. Časovna vrsta je niz spremenljivk oz. vrednosti, ki sledijo enakemu časovnemu zaporedju v določenem opazovanem obdobju (npr. dnevno, tedensko, mesečno itd.). Namenski njihovega proučevanja je razumeti in odkriti zakonitosti pojavov, ki bi omogočili lažje napovedovanje razvoja.

Po naravi izvora delimo časovne vrste na zvezne in diskrete. Za zvezne časovne vrste je značilno, da je vrednost proučevane spremenljivke merjena ves čas opazovanja. Iz zvezne vrste z odštevanjem dobimo diskretno časovno vrsto. Diskretna časovna vrsta je zaporedje n opazovanih vrednosti: y_1, y_2, \dots, y_n proučevanega procesa, ki se nanašajo na enako oddaljene trenutke v času – npr. dneve, ure, leta.

Glede na prikaz podatkov ločimo diskrete časovne vrste na trenutne (momentne) časovne vrste, če se podatki nanašajo na časovne trenutke (npr. 15. dan v mesecu) in razmične (intervalne) časovne vrste, kadar so podatki zajeti v določenem časovnem razmiku (npr. mesečno gibanje prihodkov).

V nadaljevanju bomo prikazali bistvene značilnosti časovnih vrst in predvsem poudarili stohastične procese ter nestacionarnost.

3.2.1 Stohastični procesi

V porazdelitveni teoriji poznamo deterministične in stohastične⁵⁶ procese. V kolikor lahko natančno napovemo prihodnje gibanje spremenljivke na podlagi preteklih izkušenj in vzorcev, govorimo o determinističnih procesih. Večina časovnih procesov je neodvisnih od preteklih gibanj in ni mogoče natančno določiti verjetnosti porazdelitve zaradi slučajnega faktorja. Stohastični procesi predstavljajo družino spremenljivk, ki je definirana na določenem verjetnostnem prostoru z indeksom časovne spremenljivke t iz množice T (Veeraraghavan 2004, 1):

$$\{X(t) / t \in T\} \quad (17)$$

Specifikacijo natančne strukture porazdelitvene funkcije časovne vrste je nemogoče določiti, kadar govorimo o slučajnih procesih. Določimo lahko poenostavljen obliko verjetnostne porazdelitve oz. karakteristike slučajnosti.

⁵⁶ Termin izvira iz grške besede »stokhos«, ki pomeni cilj oz. bikovo oko.

3.2.2 Stacionarnost časovnih vrst

V literaturi časovnih vrst in številnih raziskavah je bilo znotraj družine stohastičnih procesov največ pozornosti posvečeno stacionarnim procesom. Značilnost stacionarnosti je v tem, da se karakteristike verjetnostne porazdelitve opazovane časovne vrste skozi čas ne spreminja. Porazdelitev je v času konstantna okrog povprečne vrednosti. Povedano drugače, časovna serija je stacionarna, kadar je (Pindyck in Rubinfeld 1998, 494):

$$p(y_t, \dots, y_{t+k}) = p(y_{t+m}, \dots, y_{t+k+m}) \text{ za vse } t, k \text{ in } m. \quad (18)$$

Kadar se vrednosti spremenljivk oddaljujejo od povprečne ravni, govorimo o nestacionarnih procesih. Časovnim vrstam ne moremo določiti splošne karakteristike porazdelitve. V tem primeru je časovna vrsta uporabna zgolj za proučevanje v opazovanem obdobju, medtem ko ni primerna za modeliranje oz. napovedovanje prihodnjega gibanja spremenljivk.

Poznamo strogo in šibko stacionarnost. Časovna vrsta je strogo stacionarna, kadar so vsi momenti porazdelitve stacionarni. Vsak proces, ki je strogo stacionaren, je hkrati šibko stacionaren, medtem ko proces, ki je šibko stacionaren, ni nujno strogo stacionaren. To velja, kadar momenti porazdelitve višjega reda niso časovno neodvisni (Shiryaev 1996, 405):

$$(Y_{t_1}, \dots, Y_{t_k}) = (Y_{t_1+n}, \dots, Y_{t_k+n}), \text{ za vsak } k, t, t_1 \text{ in } t_n. \quad (19)$$

Časovna vrsta je uporabna z vidika modeliranja in napovedovanja, v kolikor je zagotovljena vsaj šibka stacionarnost. V tem primeru sta povprečna vrednost in varianca neodvisni od časa t . Kovarianca (avtokovarianca) je odvisna samo od časovnega odloga k in je kovarianca vrednosti Y_t in Y_{t+k} . Pri $k=0$ dobimo y_0 , ki je preprosto varianca σ^2 . Pogoji za šibko stacionarnost so določeni (Gujarati 2003, 797):

$$\text{Povprečje: } E(Y_t) = \mu, \text{ za vsak } t. \quad (20)$$

$$\text{Varianca: } \text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2, \text{ za vsak } t. \quad (21)$$

$$\text{Kovarianca: } y_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)], \text{ za vsak } t \text{ in } k \quad (22)$$

Ugotavljanje stacionarnosti časovne vrste je možno na grafičen način, s pomočjo avtokorelacijskega diagrama ter s testom. Naraščanje ali padanje časovne vrste sugerira, da se je povprečna vrednost v času spreminja. Visoki avtokorelacijski koeficienti in njihovo počasno padanje je znak nestacionarnosti. Eden izmed možnih načinov je formalni test Dickey-Fuller, s pomočjo katerega se preverja navzočnost nestacionarnosti⁵⁷ v avtoregresijskem modelu. Ničelna hipoteza je, da je $\delta=0$. V kolikor hipoteza ni zavrnjena, obstaja nestacionarnost. Obstajajo trije testi Dickey-Fuller, ki se razlikujejo glede na oblike enačbe odvisne spremenljivke (Gujarati 2003, 815):

$$Y_t \text{ brez konstante:} \quad \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \mu_t \quad (23)$$

$$Y_t \text{ s konstanto:} \quad \Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \mu_t \quad (24)$$

⁵⁷ V literaturi se uporablja angleški izraz »unit root test«.

$$Y_t \text{ s konstanto in determinističnim trendom: } \Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \mu_t \quad (25)$$

Pri večjih vzorcih in kompleksnejših časovnih serijah se uporablja prilagojen Dickey Fullerjev test, ki predpostavlja, da so odkloni časovne serije podvrženi avtoregresijskemu procesu. Test temelji na oceni spodnje enačbe, kjer je ε_t čisto naključen proces (beli šum)⁵⁸ (Gujarati 2003, 817):

$$\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2}) \text{ in } \Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3}), \text{ itd.} \quad (26)$$

$$\Delta Y = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=m}^m \alpha \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t . \quad (27)$$

Transformacijo nestacionarnih časovnih vrst v stacionarne je mogoče izvesti s pomočjo logaritmiranja ali z diferenco.

Pri logaritmiranju velja, da lahko relativno razliko nadomestimo z logaritmom, saj velja, da so relativni donosi, izračunani s pomočjo relativnih differenc, skoraj enaki zveznim donosom, dokler so razlike med zaporednimi vrednostmi majhne:

$$\ln\left(\frac{y_t}{y_{t-1}}\right) \sim \frac{\Delta y_t}{y_{t-1}} = \frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}} . \quad (28)$$

Preoblikovanje nestacionarne oz. neintegrirane časovne serije v stacionarno se razlikuje, ali gre za proces stacionarnosti difference ali trenda. Procesi izkazujejo stacionarnost trenda, če obstaja linearna kombinacija stacionarnih procesov in enega ali več procesov, ki izkazuje znaten vpliv trenda.

V ekonomiji imamo opravka s časovnimi vrstami, ki so cenovno ali sezonsko določene in v tem primeru govorimo o procesih difference. V tem primeru transformiramo časovno vrsto tako, da izračunamo diferenco prvega reda in ponovno preverimo, ali časovna vrsta izkazuje stacionarnost. V kolikor se izkaže, da diferenca prvega reda ne zadosti pogojem stacionarnosti, nadaljujemo z diferenciranjem, dokler ne dosežemo stacionarnosti. Integriranost časovne vrste določimo z oznako I(d), kjer d določa red integriranosti, ki nama pove nivo difference. Spodnja enačba predstavlja časovno vrsto y_t , ki je integrirana z redom in ima oznako I(1):

$$y_t = \Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} \quad (29)$$

⁵⁸ Beli šum (angl. white noise) je naključen proces spremenljivk, kjer se predpostavlja, da v časovni vrsti med zaporednimi podatki ni korelacije. Matematično je definiran kot $E(y_t) = 0$, $E(y_t^2) = \sigma^2$, $E(y_t, y_{t-s}) = 0$ za vsak $s \neq t$ (Torkar 2006, 41)

3.2.3 Avtokorelacijska funkcija

Časovna vrsta ima lastnost avtokorelacije⁵⁹, kadar zaporedni členi časovne vrste izkazujejo korelacijo.

Predhodno smo omenili, da ni mogoče v celoti določiti strukture porazdelitve slučajnih procesov. Avtokorelacijska funkcija je uporabna, ker omogoča približno določitev parametrov porazdelitve, ki nam povedo kakšna je korelacija zaporednih členov časovne vrste y_t . Avtokorelacijsko funkcijo stacionarne časovne vrste $y(t, t+k)$ definiramo kot (Bartlett 2010, 2):

$$y_k = \text{Cov}(y_t, y_{t+k}) = E[(y_t - \mu_y)(y_{t+k} - \mu_y)] \quad (31)$$

$$\rho_k = \frac{E[(y_t - \mu_y)(y_{t+k} - \mu_y)]}{\sigma_y^2} \quad (32)$$

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (33)$$

Značilnosti avtokorelacijske funkcije so (Lotrič Dolinar 2007, 32):

- ker je $y_0 = \sigma^2$, je $\rho_0 = I$;
- avtokorelacijska funkcija je soda funkcija časovnega odloga: $\rho_k = \rho_{-k}$;
- $-1 \leq \rho_k \leq 1$;
- funkcija ni enolično določena. Čeprav ima vsak stohastičen proces posebno kovariančno strukturo, obratno v splošnem ne velja. Več različnih procesov lahko ima isto avtokorelacijsko funkcijo.

Avtokorelacijska funkcija je zgolj teoretična, saj obravnava stohastičen proces z omejenim številom opazovanj. Za analiziranje in modeliranje časovnih vrst se uporablja vzorčna ocena avtokorelacijske funkcije⁶⁰ (Pindyck in Rubinfeld 1998, 495):

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=1}^{T-k} (y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})} \quad (34)$$

Avtokorelogram nam omogoča grafični prikaz avtokorelacijskih koeficientov v odvisnosti od odloga k . Orodje pomaga določiti lastnosti časovne vrste (Pindyck, Rubinfeld 1998, 494-522; Lotrič Dolinar 2007, 33):

⁵⁹ Pri multivariatni analizi je učinkovitost modela (kadar ne gre za analizo časovnih vrst) odvisna od obstoja avtokorelacji, ki je ena izmed najpomembnejših predpostavk metode najmanjših kvadratov linearnega regresijskega modela (Ordinary Least Square – OLS).

V primeru obstoja avtokorelacijske je cenilka še vedno linearna in nepristranska, ni pa najboljša, ker med regresijskimi koeficienti ne obstaja minimalna varianca slučajne spremenljivke oz. napake (Gujarati 2003, 443):

$E(\mu_i \mu_j) \neq 0; i \neq j$ (30)

⁶⁰ SACF – Sample Autocorrelation Function.

- če ocenjeni avtokorelacijski koeficient $\hat{\rho}_k$ z rastjo odloga k raste ali pa ne pada občutno, je to potrditev nestacionarnosti. V avtokorelogramu nestacionarne časovne vrste so vrednosti $\hat{\rho}_k$ skoraj enake 1 in počasi padajo. Slika 19 prikazuje nestacionarno časovno vrsto indeksa S&P 500, kjer z rastjo odlogov koeficient avtokorelacije (AC) ohranja vrednost blizu 1;
- ali gre za kratkoročno korelacijo – vrednost $\hat{\rho}_1$ je visoka, medtem ko so ostali koeficienti blizu 0 in njihova vrednost počasi pada;
- ali je časovna vrsta beli šum – vrednost $\hat{\rho}_k$ je 1 za $k \equiv 0$ in $\hat{\rho}_k$ je 0 za $k \neq 0$;
- ali je prisotna sezonska komponenta (potem tudi avtokorelogram oscilira z isto frekvenco);
- ali je časovna vrsta alternirajoča (takrat alternira tudi avtokorelogram).

Parcialna avtokorelacija⁶¹ je korelacija med dvema členoma časovne vrste y_t in y_{t-k} po odstranitvi vplivov vmesnih odlogov (Rachev et al 2007, 230).

$$\hat{a}_{kk} = \frac{\hat{\rho}_k - \sum_{l=1}^{k-1} \hat{\alpha}_{k-l} \hat{\rho}_{k-l}}{1 - \sum_{l=1}^{k-1} \hat{\alpha}_{k-l} \hat{\rho}_k} \quad (35)$$

⁶¹ PACF – Partial Autocorrelation Function.

Slika 18: Avtokoreogram nestacionarne časovne vrste

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC
		1	0.999 0.999
		2	0.998 -0.000
		3	0.996 -0.000
		4	0.995 -0.000
		5	0.994 -0.001
		6	0.993 -0.001
		7	0.992 -0.001
		8	0.990 -0.001
		9	0.989 -0.000
		10	0.988 -0.001
		11	0.987 -0.000
		12	0.986 -0.001
		13	0.984 -0.001
		14	0.983 -0.000
		15	0.982 -0.001
		16	0.981 -0.000
		17	0.980 -0.001
		18	0.979 -0.001
		19	0.977 -0.000
		20	0.976 -0.001
		21	0.975 -0.000
		22	0.974 -0.001
		23	0.973 0.000
		24	0.971 -0.001
		25	0.970 -0.001
		26	0.969 -0.000
		27	0.968 -0.001
		28	0.967 -0.000
		29	0.965 -0.001
		30	0.964 -0.001
		31	0.963 -0.000
		32	0.962 -0.001
		33	0.961 -0.000
		34	0.959 -0.001
		35	0.958 -0.001
		36	0.957 -0.000

Vir: Lastni izračun.

Slika 19: Avtokorelogram stacionarne časovne vrste

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC
		1	-0.000 -0.000
		2	-0.004 -0.004
		3	0.027 0.027
		4	0.020 0.020
		5	-0.018 -0.018
		6	-0.016 -0.016
		7	0.004 0.003
		8	-0.005 -0.004
		9	-0.012 -0.011
		10	0.018 0.018
		11	-0.000 -0.001
		12	0.043 0.044
		13	0.025 0.024
		14	0.007 0.006
		15	-0.033 -0.035
		16	0.029 0.027
		17	-0.004 -0.004
		18	-0.023 -0.019
		19	-0.005 -0.004
		20	-0.009 -0.011
		21	0.003 0.006
		22	0.037 0.038
		23	0.007 0.006
		24	-0.016 -0.019
		25	-0.013 -0.016
		26	-0.012 -0.017
		27	0.004 0.008
		28	0.009 0.012
		29	0.000 0.000
		30	-0.008 -0.007
		31	0.015 0.018
		32	-0.007 -0.009
		33	-0.021 -0.022
		34	-0.047 -0.050
		35	-0.012 -0.016
		36	0.011 0.014

Vir: Lastni izračun.

3.2.4 Heteroskedastičnost

Spreminjanje variance slučajne spremenljivke v času je pojav heteroskedastičnosti⁶², ki je pogost problem pri presečnih modelih in časovnih serijah. Nasprotno homoskedastičnost opisuje pojav konstantne variance slučajne spremenljivke.

$$E(\mu_i^2) = \sigma^2 \quad (36)$$

Verbeek je pojav opisal s primerom, kjer y_i predstavlja strošek prehranjevanja in x_i konstanten razpoložljiv dohodek (DPI_i). V povprečju bodo potrošniki z višjim dohodkom imeli tudi višje stroške prehranjevanja. Gibanje stroškov prehrane bo večje pri gospodinjstvih z višjim razpoložljivim dohodkom kot pri tistih z nižjim dohodkom. V kolikor to drži, potem se varianca ε_i z rastjo dohodka dviguje (Verbeek 2004, 83).

$$V\{\varepsilon_i | DPI_i\} = \sigma_i^2 \quad (37)$$

Obstaja več razlogov za variabilnost slučajne spremenljivke (Gujarati 2003, 389):

- sčasoma postanejo napake manjše zaradi procesa učenja, kar pomeni, da bo σ_i^2 v času padal;
- z rastjo dohodka se povečujejo finančne zmožnosti, kar pomeni, da bo σ_i^2 v času rastel;
- izboljšanje tehnologije pozitivno vpliva na variabilnost, saj se le-ta znižuje;
- asimetričnost porazdelitve vpliva na pojav heteroskedastičnosti. Npr. manjše število populacije ima v lasti večino premoženja;
- do pojava heteroskedastičnosti lahko pride zaradi napak v procesu zbiranja oz. transformiranja podatkov ter napačne funkcijске opredelitev enačbe pri sami analizi.

Homoskedastičnost je ena izmed ključnih predpostavk metode najmanjših kvadratov (OLS⁶³) linearrega regresijskega modela. Grafična analiza in različni testi, kot so Park-ov (1966), Glejser-jev (1969), Goldfeld-Quand-ov (1965), Breusch-Pagan-ov (1979), White-ov (1980), omogočajo preverjanje predpostavke in ugotavljanje heteroskedastičnosti. V kolikor potrdijo prisotnost, metoda najmanjših kvadratov izgubi lastnost najboljše, nepristranske, linearne cenilke in postane samo nepristranska ter linearja. S pomočjo transformacije odpravimo vpliv heteroskedastičnosti, medtem ko koeficienti ohranijo vsebino in s tem tudi pojasnjevalno moč.

⁶² Beseda izvira iz grškega korena »hetero«, ki pomeni različen in »skedasis«, ki pomeni razpršitev.

⁶³ V literaturi se uporablja angleški izraz »Ordinary Least Square«.

4 MODELIRANJE NESTANOVITNOSTI ČASOVNIH VRST

V nadaljevanju bomo podrobneje prikazali najpogosteje uporabljene metode za modeliranje časovnih vrst. Predstavili bomo t.i. Box-Jenkins modele, kot so *AR*, *MA*, *ARIMA*, *ARIMA* in nadaljevali z nelinearnimi modeli *ARCH*, *GARCH*, *EGARCH*, *IGARCH* in *PARCH*. Metode temeljijo na slučajnih procesih, ki se uporablja za modeliranje izbranih časovnih vrst (velikost spremembe, smer in napovedovanje).

4.1 AR – Avtoregresijski modeli

Avtoregresijski proces reda p oz. $AR(\rho)$ spremenljivke y_t je tehtano povprečje preteklih opazovanj do odloga ρ in slučajne spremenljivke ε_t tekočega opazovanja (Rachev et al 2007, 210):

$$y_t = c + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + a_3 y_{t-3} + \dots + a_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (38)$$

kjer je c konstanta in $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ oz. beli šum.

Z uporabo odložitvenega operatorja L ⁶⁴ lahko avtoregresijski proces izrazimo kot (Torkar 2006, 48)

$$(1 - a_1 L - a_2 L^2 - a_3 L^3 - \dots - a_p L^p) y_t = \varepsilon_t + c, \quad (39)$$

ozziroma še krajše

$$a(L) y_t = \varepsilon_t + c. \quad (40)$$

Avtokorelacijska funkcija procesa $AR(1)$ je preprosta; začne se pri $\rho_0 = 1$ in pada geometrično (Pindyck, Rubinfeld 1998, 529):

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (41)$$

Proces ima *neskončen* oz. *dolg spomin*⁶⁵. Trenutna vrednost procesa je odvisna od *vseh preteklih vrednosti*, čeprav velikost odvisnosti s časom pada. To pomeni, da se vpliv šoka skozi čas slablji. Vrednosti ocenjenih koeficientov avtokorelacije (*SACF*) namreč s podaljševanjem odloga počasi tendirajo proti 0. Koeficienti parcialne avtokorelacije (*PACF*) določajo odlog ρ , kjer je funkcija ostro odsekana.

⁶⁴ Odložitveni operator (L) prikazuje za koliko odlogov je spremenljivka odmaknjena v preteklost.

⁶⁵ V literaturi se uporablja angleški izraz »long memory«.

4.2 MA – Model drsečih sredin

Proces drsečih sredin reda q oz. $MA(q)$ spremenljivke y_t je vsota povprečja slučajnih spremenljivk do odloga q plus istočasne slučajne spremenljivke ε_t (Nason 2006, 133):

$$y_t = c + b_0\varepsilon_t + b_1\varepsilon_{t-1} + b_2\varepsilon_{t-2} + b_3\varepsilon_{t-3} + \dots + b_q\varepsilon_{t-q}, \quad (42)$$

kjer je c konstanta, ε_t je neodvisna porazdeljena slučajna spremenljivka z lastnostmi $\sim N(0, \sigma^2)$ oz. beli šum. To pomeni, da je proces avtomatično stacionaren.

Uporabimo lahko tudi krajši zapis (Rachev et al 2007, 210):

$$y_t = c + b(L)\varepsilon_t, \quad (43)$$

kjer je c konstanta, $b(L) = b_0 + b_1L + b_2L^2 + \dots + b_qL^q$ označuje polinom drsečih sredin reda q z $b_0 \neq 0$.

Kovarianca procesa drsečih sredin je enaka 0, kadar je odlog daljši od 1. Proses ima tako lastnost *kratkega spomina*⁶⁶. To pomeni, da je katerakoli vrednost y_t soodvisna z y_{t-1} in y_{t+1} , medtem ko z ostalimi vrednostmi spremenljivk ni povezana. Proses pozabi, kaj se je zgodilo v odlogih daljših od 1. Proses $MA(2)$ ima spomin dveh obdobjij, vrednost y_t je določena z dogodki, ki so se zgodili v trenutnem obdobju, prejšnjem in dve obdobjji nazaj. Lastnost modela drsečih sredin je omejena sposobnost napovedovanja.

Avtokorelacijska funkcija $MA(q)$ je podana z (Pindyck, Rubinfeld 1998, 526):

$$\rho_k = \begin{cases} \frac{-b_k + b_1b_{k+1} + \dots + b_{q-k}b_q}{1 + b_1^2 + b_2^2 + \dots + b_q^2}, & k = 1, \dots, q \\ 0 & k > q \end{cases}. \quad (44)$$

Koeficient funkcije SACF določa odlog q , kjer je funkcija ostro odsekana. Koeficienti parcialne funkcije z rastjo odloga q izgubljajo vrednosti in se približujejo 0.

4.3 ARMA in ARIMA modeli

Veliko stacionarnih procesov ne moremo modelirati kot izključno avtoregresijske procese ali procese drsečih sredin, ker imata oba procesa tudi lastnosti nasprotnega. Logična širitev je avtoregresijski proces drsečih sredin – *ARMA* (p, q) (Rachev et al 2007, 210),

$$y_t = c + a_1y_{t-1} + a_2y_{t-2} + a_3y_{t-3} + \dots + a_py_{t-p} + \varepsilon_t + b_1\varepsilon_{t-1} + b_2\varepsilon_{t-2} + b_3\varepsilon_{t-3} + \dots + b_q\varepsilon_{t-q}, \quad (45)$$

⁶⁶ V literaturi se uporablja angleški izraz »short memory«.

kjer je y_t odvisna spremenljivka, c konstanta⁶⁷, ε_t je slučajna spremenljivka z lastnostmi $\sim N(0, \sigma^2)$ oz. beli šum.

Model lahko zapišemo tudi z uporabo odložitvenega operatorja (Rachev et al 2007, 210):

$$(I - a_1L - a_2L^2 - \dots - a_pL^p)y_t = c + (I - b_1L - b_2L^2 - \dots - b_qL^q)\varepsilon_t, \\ a(L)y_t = c + b(L)\varepsilon_t. \quad (46)$$

Očitno je, da $ARMA(\rho, 0)$ oz. $ARMA(0, q)$ predstavlja proces $AR(\rho)$ oz. $MA(q)$. Prednost ARMA modela je v uporabi manjšega števila neznanih parametrov. Namesto da zajamemo kompleksno strukturo časovne vrste z visokim redom $AR(\rho)$ ali pa $MA(q)$, lahko to naredimo s kombiniranim modelom $ARMA(\rho, q)$.

Osnovni AR proces je $AR(1)$, ki ga zapišemo:

$$y_t = ay_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (47)$$

lahko z zaporednimi substitucijami v enačbi (47) razvijemo v MA proces neskončnega reda (Neusser 2015, 28):

$$\begin{aligned} y_t &= a(ay_{t-1} + \varepsilon_{t-1}) + \varepsilon_t \\ &= a^2(ay_{t-2} + \varepsilon_{t-2}) + \varepsilon_t \\ &\dots \\ &= \varepsilon_t + a\varepsilon_{t-1} + a\varepsilon_{t-2} + \dots \end{aligned}$$

pod pogojem, da je $|a| < 1$. Velja:

$$E(y_t) = 0$$

$$Var(y_t) = \sigma_\varepsilon^2 (1 + a^2 + a^4 + \dots) = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1-a^2},$$

kar pomeni, da je varianca končna.

Prav tako lahko model MA s končno členi izrazimo kot model AR z neskončno členi, kjer je $a=b$ (Neusser 2015, 32):

$$\begin{aligned} y_t &= a_0\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t, \\ &= a(y_{t-1} - a\varepsilon_{t-2}) + \varepsilon_t, \\ &= ay_{t-1} - a^2(y_{t-2} - a\varepsilon_{t-3}) + \varepsilon_t, \\ &\dots \\ &= \sum_{i=1}^{\infty} (-1)^{i-1} a^i y_{t-i} + \varepsilon_t. \end{aligned}$$

Avtoregresijski integriran drseče-sredinski proces – $ARIMA(p, d, q)$ je primeren, kadar imamo opravka z nestacionarnimi časovnimi vrstami. Časovna vrsta diferenc Δy_t lahko

⁶⁷ Konstanta c določa smer in v angleški literaturi je zaslediti, da imajo takšni procesi pričakovani odklon (drift). Proces bi lahko zapisali tudi brez konstante.

skozi čas izkazuje konstantno povprečje in varianco. Takrat je za modeliranje primernejše uporabiti časovno vrsto diferenc.

Časovno vrsto integriramo in določimo red diferenciacije, kar pomeni, da postane stacionarna. Red, ki določa stopnjo integriranosti (diference), je določen s parametrom d (Rachev et al 2007, 214):

$$\Delta^d y_t = c + a_1 \Delta^d y_{t-1} + a_2 \Delta^d y_{t-2} + \dots + a_p \Delta^d y_{t-p} + \varepsilon_t + b_1 \varepsilon_{t-1} + b_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + b_q \varepsilon_{t-q} \quad (48)$$

oziroma krajše:

$$a(L) \Delta^d y_t = b(L) \varepsilon_t . \quad (49)$$

Okvir 1.

Na podlagi vzorca podatkov triletne donosnosti indeksa *S&P 500* smo pripravili oceno gibanja donosnosti indeksa z *ARMA (1,1)* modelom. V spodnji tabeli so predstavljeni izračunani parametri modela s programom Eviews.

Tabela 14: Ocenjeni parametri modela ARMA (1,1) za indeks S&P 500 v obdobju od 30.6.2004 do 30.6.2007

Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
AR(1)	0,8805	15,2314	0,0000
MA(1)	-0,9254	-19,7670	0,0000
AIC	-7,2211		
BIC	-7,2027		

*dvostranski preizkus.

Vir: Lastni izračuni.

Kot je razvidno iz zgornje tabele, so vsi parametri statistično značilni. Odloženi donosi indeksa prvega reda (*AR(1)*) in prvi odlog drseče sredine (*MA(1)*) zadovoljivo opisujejo gibanje donosnosti indeksa. V nadaljevanju bomo predstavili več različnih primerov modelov na osnovi indeksa *S&P 500* in *SHANGHAI COMPOSITE*.

4.3.1 Box-Jenkins metodologija ARMA modelov

Box-Jenkins metoda ocene *ARMA* modelov je oblikovana po korakih. Namen metode je ugotoviti primeren model za najbolj verodostojno napovedovanje. Model bi moral biti skonstruiran na način, da je del nepojasnjenih pojavov (ostanki modela oz. napake modela)

majhen in ne izkazuje sistematičnega oz. napovedljivega vzorca. Box-Jenkins metoda je sestavljena iz naslednjih korakov (Tharoor 1995, 4):

- **identifikacija** – v prvem koraku poiščemo primerne vrednosti za parametre ρ , d , q . Orodje za oceno primernih vrednosti so avtokorelacijska (*ACF*) in parcialna avtokorelacijska funkcija (*PACF*), v kombinaciji s pripadajočim avtokorelogramom. V praksi ne opazujemo teoretičnih *ACF* in *PACF* temveč se zanašamo na vzorčne podatke. Zaradi tega se ocenjeni *ACF* in *PACF* ne bodo popolnoma ujemali s teoretičnimi izsledki. Poizkušamo ugotoviti podobnost teoretičnih in ocenjenih parametrov, ki nas lahko vodijo v pravo smer, ter so v pomoč pri konstrukciji *ARMA* modela. Spodnja tabela daje teoretično podlago za odločanje o parametrih modela:

Tabela 15: Teoretični vzorci ACF in PACF

MODEL	ACF	PACF
AR (ρ)	pada eksponentno	strm padec po ρ
MA (q)	strm padec po q	pada eksponentno
ARMA (ρ, q)	pada eksponentno	pada eksponentno

Vir: Rachev et al, 2007.

- **ocena modela** – ko smo določili parametre, sledi njihova ocena. V tem primeru lahko uporabimo več vrst pristopov. V nadaljevanju bomo predstavili teoretično ozadje ocene modela s pomočjo metode največjega verjetja;
- **diagnostično preverjanje** – je najbolj kritična faza metodologije, saj se ugotavlja primernost ocenjenega modela, na podlagi analize napak modela. Najprej preverimo, ali napake modela (ε_t) izkazujejo napovedljiv vzorec obnašanja. Splošna predpostavka ARIMA modeliranja je, da je ε_t nepredvidljiva spremenljivka, ki je ni mogoče pojasniti niti napovedati. Na podlagi te predpostavke bi naj ostanki modela izkazovali lastnost belega šuma oz. da med zaporednimi napakami modela ni korelacije. To lastnost preverjamо z avtokorelogramom napak modela, in sicer uporabimo pristop, ki se ujema v koraku identifikacije. Drug način preverjanja napak modela je uporaba testov Ljung-Box in Box-Pierce.

4.3.2 Kriteriji za izbiro modela

V literaturi obstaja cela vrsta informacijskih kriterijev za izbiro modelov, ki se ukvarjajo s problemom prekomerne uporabe parametrov v *ARMA* modelih. V nadaljevanju bomo predstavili definicije nekaterih najbolj uporabnih, in sicer Akaike (*AIC*) in Bayesanski (*BIC*) informacijski kriterij ter popravljen Akaike (*AICC*) kriterij.

Akaike informacijski kriterij je določen na naslednji način (Rachev et al 2007, 252):

$$AIC_{\rho,q} = \ln \hat{\sigma}_{\rho,q}^2 + \frac{2}{T}(\rho + q) , \quad (50)$$

pri izbiri modela je najbolj primerna kombinacija ρ , q , ki minimizira vrednost AIC . Drugi del enačbe 50 »kaznuje« modele, v katerih je prisotnih preveč parametrov.

Schwarzov informacijski kriterij je določen z (Rachev et al 2007, 252):

$$BIC_{\rho,q} = \ln \hat{\sigma}_{\rho,q}^2 + \frac{\ln T}{T} (\rho + q) , \quad (51)$$

v primerjavi z AIC je informacijski kriterij BIC nagnjen k izbiri modelov z manj parametri, saj je »kazen« za uporabo dodatnih parametrov višja.

Popravljen Akaike informacijski kriterij ($AICC$) je določen z (Rachev et al 2007, 252):

$$AICC_{\rho,q} = \ln \hat{\sigma}_{\rho,q}^2 + \frac{2}{T-\rho-q-2} (\rho + q + 1) \quad (52)$$

Namen je popraviti slabosti AIC , ki favorizira parametrizirane modele in je primeren za uporabo na manjših vzorcih. »Kazen« za uporabo dodatnih parametrov v modelih se giblje med AIC in BIC .

4.4 ARCH/GARCH modeli

V predhodnih poglavjih smo predstavili modele stohastičnih procesov, ki so usmerjeni v analizo vrednosti osnovnega procesa in predpostavljajo linearnost. Porazdelitve časovnih vrst s področja financ in kapitalskih trgov so podvržene stiliziranim dejstvom, ki povzročajo heteroskedastičnost. V nadaljevanju bomo podrobneje predstavili modele stohastičnih procesov, ki ocenjujejo gibanje variance slučajne spremenljivke. Le-ta je pomembnejša od osnovnega procesa, saj predstavlja nestanovitnost, ki pa je ključni element tveganja. V kolikor je varianca visoka, je variabilnost procesa visoka in s tem tudi višje tveganje nepredvidljivega izida.

"Velik prispevek ARCH teorije je ugotovitev, da so spremembe nestanovitnosti oz. volatilnosti ekonomskih časovnih vrst predvidljive in izvirajo iz določene nelinearne odvisnosti, ne pa iz eksogenih strukturnih sprememb spremenljivk" (Campbell et al 1997, 315). Avtorji so prav tako izpostavili, da je statistično neučinkovito in nelogično uporabiti mere nestanovitnosti, ki temeljijo na predpostavki konstantne volatilnosti v določenem obdobju, ko pa se časovna vrsta skozi čas spreminja. V primeru finančnih podatkov namreč majhnim spremembam sledijo majhne in velikim velike. To pa povzroči kopiranje nestanovitnosti.

ARCH/GARCH modeli imajo prednost, da lahko zajamejo določene lastnosti finančnih časovnih vrst, kot so učinek vzhoda, kopiranje in leptokurtičnost. Bera in Higgins sta izpostavila naslednje razloge za uporabnost in uspeh modelov (Bera, Higgins 1993, 315):

- so preprosti in enostavni v uporabi;
- zajamejo lastnost kopiranja nestanovitnosti;
- upoštevajo spremicanje variance oz. nelinearnosti;

- upoštevajo spremembe v sposobnosti napovedovanja – moč napovedovanja se spreminja iz obdobja v obdobje.

4.4.1 ARCH

Enostavni $ARCH^{68} (q)$ model za spremenljivko y_t je določen kot (Rachev et al 2007, 281):

$$y_t = \varepsilon_t \quad (53)$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{\sigma_t^2} \eta_t, \quad \eta_t \sim N(0,1) \quad (54)$$

$$\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2, \quad (55)$$

kjer je σ_t^2 pogojna varianca slučajne spremenljivke oz. napake, ε_t glede na dostopne informacije v času t . Enačba 53 je sicer lahko bolj kompleksna, predvsem kadar uporabljamo enačbo srednje vrednosti. V tem primeru imamo v enačbi še dodatne pojasnjevalne spremenljivke oz. vsaj konstanto. Glavni fokus $ARCH$ modelov je na enačbi 54, ki določa pogojno gibanje variance σ_t^2 , glede na preteklo gibanje slučajne spremenljivke oz. napake ε_{t-i}^2 (proces $\{\varepsilon_{t-i}^2\}$ ima lastnost belega šuma). Spremenljivka η_t je inovacija, ki ima lastnost neodvisne in enakomerno⁶⁹ porazdeljene spremenljivke z $E(\eta_t) = 0$ in $Var(\eta_t) = 1$.

Regresijski $ARCH$ model je Engle (1982, 989) formalno zapisal:

$$y_t \mid \Psi_{t-1} \sim N(x_t \beta, \sigma_t^2), \quad (56)$$

srednja vrednost y_t je določena z $x_t \beta$, ki je linearja kombinacija endogeno in eksogeno odločenih spremenljivk iz niza informacij $\Psi_{t-1} = \{y_{t-1}, x_{t-1}, y_{t-2}, x_{t-2}\}$ in vektorja β , ki predstavlja neznane parametre. Predpostavlja se, da se y_t porazdeljuje pogojno normalno v odvisnosti od Ψ_{t-1} s srednjo vrednostjo $x_t \beta$ in pogojno varianco σ_t^2 . Pogojna varianca je določena kot:

$$\sigma_t^2 = \sigma^2 (\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-q}) \quad (57)$$

in slučajna spremenljivka oz. napaka ε_t kot:

$$\varepsilon_t = y_t - x_t \beta, \quad \varepsilon_t \sim N(0,1). \quad (58)$$

Model $ARCH$ prvega reda oz. $ARCH(1)$ je definiran sledeče:

$$\sigma_t^2 = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (59)$$

$ARCH (q)$ model višjega reda q se zapiše:

⁶⁸ Angleški izraz je Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH).

⁶⁹ V angleščini se uporablja izraz IID – independent and identical distributed variable $\sim N(0,1)$.

$$\sigma_t^2 = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + a_q \varepsilon_{t-q}^2 \quad (60)$$

Pogoju nenegativne pogojne variance σ_t^2 zadostimo tako, da so izpolnjeni pogoji: $a_0 > 0$ in $a_i \geq 0$ za $i = 0, 1, \dots, q$ in vsota parametrov a_0, \dots, a_q v enačbi 60 mora biti manjša od 1.

Kot navajajo Rachev et al (2007, 284) in Engle et al (2007, 4) ima *ARCH* model določene slabosti:

- zaradi strukture modela samo kvadrat ε_{t-i} vpliva na trenutno nestanovitnost oz. volatilnost. Dejansko lahko negativne in pozitivne vrednosti spremenljivke ε_t različno vplivajo na nestanovitnost;
- težko je določiti red q oz. število odklonov slučajne spremenljivke oz. napake;
- vpliv velikih šokov traja samo q obdobj;
- model *ARCH* je sposoben napovedati vrednost variance v obdobju t na podlagi informacij znanih v obdobju $t-1$;
- napovedovanje je pogojno deterministično, model ne dopušča negotovosti glede pričakovanega kvadrata slučajne spremenljivke oz. napak v času t . Vsekakor pa se dejanska napaka lahko razlikuje od napovedane.

4.4.2 GARCH

Predstavili smo *AR* model in v naslednjem poglavju nadaljevali z modelom drsečih sredin – *MA*. Analogno lahko koncept *ARCH* razširimo s splošnim *ARCH* modelom oz. *GARCH*⁷⁰. Bollerslev (1986) je zaradi zgoraj omenjenih slabosti predstavil razširjen oz. splošni *ARCH* model. Model ima daljši spomin, je bolj prilagodljiv ter omogoča skromnejši zapis procesa.

GARCH (ρ, q) model za časovno vrsto ε_t (Bollerslev 1987, 593):

$$\varepsilon_t = \sqrt{\sigma_t^2} \eta_t, \quad \eta_t \sim N(0, 1) \quad (61)$$

$$\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^\rho b_j \sigma_{t-j}^2, \quad (62)$$

kjer so omejitve

$$\begin{aligned} a_0 &> 0 \\ a_i &\geq 0 \text{ za } i = 1, \dots, q \\ b_i &\geq 0 \text{ za } j = 1, \dots, \rho, \end{aligned} \quad (63)$$

kjer je σ_t^2 pogojna varianca slučajne spremenljivke ε_t , glede na dostopne informacije v času t in η_t je inovacija, ki ima lastnost *IID* z $E(\eta_t) = 0$ in $Var(\eta_t) = 1$. *GARCH* (ρ, q) se nanaša na pogojno varianco σ_t^2 , ki je linearна kombinacija preteklih napak in preteklih pogojnih

⁷⁰ Angleški izraz je Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH).

varianc. Posebnost *GARCH* modela je ravno vključitev preteklih vrednosti spremenljivke σ_t^2 v proces modeliranja.

V kolikor je v enačbi $62 \rho = 0$, se proces zreducira na *ARCH* (q), pri $p = q = 0$ pa je $\{\varepsilon_t\}$ beli šum. Proses opisan z enačbo 62 je pravilno definiran, kadar vzdržijo omejitve parametrov a in b ($a_0 > 0$; $a_i \geq 0$, $i = 1, 2, \dots, q$; $b_j \geq 0$, $j = 1, 2, \dots, \rho$), ki zadostijo pogoju stacionarnosti časovne vrste ε_t . Za zadovoljitev predpostavke o stacionarnosti je potrebno, da velja $\sum_{i=1}^q a_i + \sum_{j=1}^\rho b_j < 1$. V tem primeru se bo struktura nestanovitnosti približevala dolgoročnemu povprečju.

Vrednost parametrov a in b določa dinamiko volatilnosti časovne vrste na kratek rok. Visoka vrednost parametra b pomeni, da traja dalj časa, da šoki pogojne variance izzvenijo. V kolikor je parameter a visok, se pogojna varianca hitro odziva na nove informacije in signale s trga. Porazdelitev časovne vrste je koničasta, če imamo relativno visok koeficient odloženih napak ter nizek koeficient odloženih pogojnih varianc.

Hiter razvoj na področju *ARCH* modelov je pripeljal do obsežne literature s tega področja, ter številnih razširitev in izpeljank osnovnega modela. Pogojno varianco je mogoče vključiti v model za osnovne vrednosti časovni vrste – *GARCH-M*⁷¹, ki so ga predstavili Engle, Lilien in Robins leta 1987: $y_t = \beta x_t + \delta \sigma_t^2 + \varepsilon_t$. V tem primeru lahko sprostimo predpostavko o normalni porazdelitvi in jo lahko nadomestimo s Studentovo t-porazdelitvijo ali s splošno porazdelitvijo, ki se bolje prilagajata debelim repom (Engle et al 1987, 402).

⁷¹ Angleški izraz je GARCH in Mean.

Okvir 2.

V spodnji tabeli je predstavljen primer *GARCH* modela pogojne variance na podlagi vzorca podatkov triletne donosnosti indeksa *SHANGHAI COMPOSITE*. Model statistično značilno pojasnjuje gibanje volatilnosti indeksa in je tako primeren za modeliranje nestanovitnosti. Parametra nestanovitnosti preteklih kvadratov napak in preteklih pogojnih varianc sta namreč statistično značilna. Parametra sta prav tako pozitivna, kar pomeni, da je varianca pozitivna. Hkrati je zadovoljeno predpostavki stacionarnosti, saj je sestevek parametrov manjši od 1.

Tabela 16: Ocenjeni parametri modela GARCH (1,1) za indeks SHANGHAI COMPOSITE v obdobju od 30.6.2004 do 30.6.2007

Parameter	Vrednost	Vrednost z -statistike ⁷²	Točne st. značilnosti* (P)
ARCH(1)	0,0805	3,0485	0,0023
GARCH(1)	0,8954	27,5052	0,0000
AIC	- 5,6387		
BIC	-5,5944		

*dvostranski preizkus.

Vir: Lastni izračuni.

4.4.3 Preverjanje ARCH učinkov

Teoretično smo definirali model *ARCH/GARCH*, vendar je potrebno, preden časovno vrsto ocenimo z modelom, ugotoviti, ali je model z vidika lastnosti časovne vrste sploh uporaben. Testirati je potrebno, ali slučajna spremenljivka oz. odkloni časovne vrste sploh vsebujejo *ARCH* učinke. Heteroskedastičnost je potrebno preveriti za časovno vrsto kvadratov odklonov $\{\hat{\varepsilon}_t^2\}$. V ta namen uporabimo Lagrangev multiplikator (*LM*), ki ga je predstavil Engle. *LM* test preverja, ali ima časovna vrsta $\{\varepsilon_t\}$ lastnost *IID* oz. beli šum, glede na alternativno domnevo, da je podvržena *ARCH* učinkom (Rachev et al 2007, 294):

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = a + \sum_{i=1}^q a_i \hat{\varepsilon}_{t-i}^2 + \mu_t \quad (64)$$

$$H_0 : a_1, a_2, a_3, = \dots = a_q = 0 \quad (65)$$

$$H_1 : a_i > 0 \text{ - vsaj en različen od nič za } i = 1, 2, 3, \dots, q.$$

Najprej napravimo regresijo kvadratov odklonov iz osnovnega regresijskega oz. ARIMA modela na konstanto in q odloženih vrednosti.

$$\varepsilon_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \mu_t \quad (66)$$

⁷² Programski paket Eviews pri izračunu modela z metodo največjega verjetja uporablja z – porazdelitev, ki je ena izmed normalnih porazdelitev (0,1). Porazdelitev se uporablja za večje vzorce podatkov in je manj občutljiva na velikost vzorcev, medtem ko se t – porazdelitev uporablja za manjše vzorce.

Determinacijski koeficient R^2 iz enačbe 66 uporabimo za izračun LM testne statistike TR^2 (kjer T pomeni število opazovanj), ki jo uporabimo pri preverjanju domnev. Testna statistika se porazdeljuje po χ^2 (chi-square) porazdelitvi s q stopinjam prostosti. Na enak način preverjamo prisotnost $GARCH$ učinka v časovni vrsti (Engle 1982, 1000).

Preverjanje prisotnosti korelacije odklonov (avtokorelacija) v časovni vrsti opravimo z uporabo testa *Ljung-Box*. Test je razširjena verzija *Box-Pierce* testa s končnim vzorcem (Ljung, Box 1978, 297)

$$Q = T(T + 2) \sum_{k=1}^K (T - k)^{-1} \hat{\rho}_k^2 , \quad (67)$$

kjer je

$$\rho_k = \frac{\sum_{t=k+1}^T e_t e_{t-k}}{\sum_{t=k+1}^T e_t^2} \quad (68)$$

T je velikost vzorca in k red odloga. Testna statistika se prav tako porazdeljuje po χ^2 (chi-square) porazdelitvi s k stopinjam prostosti. Preverjamo ničelno domnevo:

$$H_0 : \rho_1, \rho_2, \rho_3, \dots = \rho_k = 0 \quad (69)$$

$$H_1 : \rho_k > 0 - \text{vsaj en različen od nič za } t = 1, 2, 3, \dots, k ,$$

da so vsi ρ_k enaki 0 oz. alternativno, da je vsaj en različen od nič. V kolikor je vrednost statistike Q večja od testne statistike, domnevo H_0 zavrnemo, kar pomeni, da je v časovni vrsti prisotna avtokorelacija.

4.4.4 ARMA - GARCH model

Z modeli *ARCH/GARCH* analiziramo in modeliramo drugi moment oz. nestanovitnost finančnih in ekonomskih časovnih vrst. To ne pomeni, da je pogojna srednja vrednost nepomembna. V kolikor je pogojna srednja vrednost napačno specificirana, potem so konstantne ocene dejanske pogojne variance ogrožene, s tem pa postane empirična analiza napačna. To pomeni, da moramo pogojno srednjo vrednost v modelu opredeliti tako, da bodo z modelom dobljeni odkloni zadovoljili pogoje belega šuma časovne vrste oz. zaporedja $\{\varepsilon_t\}$, ki ga potem nadalje uporabljamo za modeliranje pogojne variance. Tako so izpolnjeni pogoji za modeliranje pogojne srednje vrednosti in pogojne variance.

Kadar kot časovno vrsto uporabljamo donose naložb, pogojno srednjo vrednost modeliramo z *AR* oz. *ARMA* modelom. Skupen *ARMA-GARCH* je opredeljen kot (Würtz et al, 2002, 2-3):

$$y_t = \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q b_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad (70)$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{\sigma_t^2} \eta_t \quad (71)$$

$$\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^r a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^s b_i \sigma_{t-1}^2 , \quad (72)$$

kjer ima inovacija η_t lastnost *IID* s srednjo vrednostjo 0 in varianco 1. Zaporedje y_1, y_2, \dots, y_t modeliramo z *ARMA*, medtem ko odklone z *GARCH* modelom. Kadar je $s = 0$, dobimo *ARMA-ARCH* model.

Parametre *ARMA-GARCH* modela lahko hkrati ocenimo z metodo največjega verjetja (*ML*)⁷³, ki bo podrobnejše predstavljena v enem izmed naslednjih poglavij. Drugi način pa je, da ločeno modeliramo srednjo vrednost z enačbo 70 in potem napake modela uporabimo za modeliranje pogojne variance z *GARCH* modelom.

Okvir 3.

Z *ARMA (1,1) - GARCH (1,1)* modelom smo ocenili nestanovitnost indeksa *S&P 500*. Ocene parametrov so predstavljene v spodnji tabeli. Združili smo modeliranje pogojne srednje vrednosti in pogojne variance, medtem ko sta primernost modela in njegova pojasnjevalna moč enaki. Pri stopnji značilnosti 10 % so vsi parametri modela statistično značilni.

Tabela 17: Ocenjeni parametri modela ARMA (1,1) – GARCH (1,1) za indeks S&P 500 v obdobju od 30.6.2004 do 30.6.2007

Parameter	Vrednost	Vrednost z-statistike	Točne st. značilnosti* (P)
AR(1)	0,9043	21,5980	0,0000
MA(1)	-0,9480	-31,3994	0,0000
C	$3,62 \times 10^{-6}$	1,3464	0,1782
ARCH(1)	0,0366	1,7373	0,0823
GARCH(1)	0,8793	10,8025	0,0000
AIC	-7,2312		
BIC	-7,1944		

*dvostranski preizkus. Pri stopnji značilnosti 10%

Vir: Lastni izračuni.

4.4.5 IGARCH

Avtorja Bollerslev in Engle sta v letu 1986 predstavila model *IGARCH* oz. integriran *GARCH*, ki predpostavlja, da so šoki na varianco trajni. To pomeni, da trenutne informacije vplivajo na napovedi nestanovitnosti za vsa prihodnja obdobja. V tem primeru pogojna varianca modela ni stacionarna, saj ne izpolnjuje osnovnega pogoja, vračanja k povprečni vrednosti ($E(Y_t) = \mu$, za vsak t). To pomeni, da če je $a + b = 1$ in je $b = \lambda$, lahko model zapišemo (Bollerslev 2008, 18):

⁷³ Angleški izraz je Maximum Likelihood Estimation – MLE.

$$\sigma_t^2 = a_0 + (1 - \lambda)\varepsilon_{t-1}^2 + \lambda\sigma_{t-1}^2 \quad (73)$$

Pogojna varianca *IGARCH* procesa narašča linearno, ko se obdobje napovedovanja daljša in ne konvergira, kot je to značilno za pogojno varianco šibko stacionarnega *GARCH* procesa. Enačbo 73 imenujemo integriran *GARCH* model.

4.4.6 EGARCH

Razvoj finančne literature na področju modelov volatilnosti je v bližnji preteklosti šel v smeri raziskovanja asimetričnih modelov. *GARCH* modeli so učinkoviti pri modeliraju časovnih vrst z lastnostmi debelih repov in kopičenja nestanovitnosti. Modeli so simetrični, ker upoštevajo le velikost napake, medtem ko predpostavljajo, da je vpliv pozitivnih in negativnih sprememb na pogojno varianco enak.

Asimetrični odziv nestanovitnosti na pozitivne in negativne šoke je v finančni literaturi znan pod učinkom vzvoda⁷⁴. Gibanje delniškega donosa je v obratnem razmerju z njegovo volatilnostjo. Prednost asimetričnih modelov je ta, da upoštevajo predznak sprememb pri analiziranju nestanovitnosti kapitalskih trgov.

Avtorja Geweke in Milhoj sta predlagala log *ARCH* model (Bera in Higgins 1993, 331):

$$\log(\sigma_t^2) = a_0 + a_1 \log(\varepsilon_{t-1}^2) + \dots + a_q \log(\varepsilon_{t-q}^2), \quad (74)$$

ki je sicer zagotovil pozitivni koeficient a_i in ni bilo potrebnih dodatnih omejitev parametrov, ki bi zagotavljali pozitivno pogojno varianco. Model je še vedno spadal v družino simetričnih modelov in ni upošteval učinka vzvoda. Nelson je leta 1991 predlagal *EGARCH* model, ki upošteva negativno korelacijo nestanovitnosti in preteklih donosov. Simetrični *ARCH* model se namreč ne odziva na predznak ε_{t-i} in zaradi tega je σ_t^2 nekorelirana s preteklimi napakami. Model je izboljšal tako, da je napake definiral kot $\varepsilon_t = \eta_t \sqrt{\sigma_t^2}$, kjer ima η_t lastnost *IID* s srednjo vrednostjo 0 in varianco 1. Splošna formulacija *ARCH*:

$$\sigma_t^2 = \sigma^2(\eta_{t-1}, \dots, \eta_{t-q}, \sigma_{t-1}^2, \dots, \sigma_{t-\rho}^2), \quad (75)$$

kjer je σ_t^2 stohastični proces, v katerem η_t služi kot spremenljivka pospeševanja za pogojno varianco in napako. Nelson je uporabil logaritemsko formulacijo iz enačbe 58 z namenom, da se je izognil pogojem nenegativnosti parametrov (Nelson 1991, 351):

$$\log(\sigma_t^2) = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i g(\eta_{t-i}) + \sum_{i=1}^\rho b_i \log(\sigma_{t-i}^2), \quad (76)$$

kjer je

$$g(\eta_t) = \theta \eta_t + \gamma [|\eta_t| - E|\eta_t|]. \quad (77)$$

Su (2010, 8) je predstavil poenostavljen EGARCH model, ki združuje predhodni enačbi:

⁷⁴ Leverage effect

$$\ln(\sigma_{j,t}^2) = \omega_j + \beta_j \ln(\sigma_{j,t-1}^2 + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right]). \quad (78)$$

Pogojna varianca iz enačbe 76 skupaj z enačbo 61 je eksponentni model oz. EGARCH. Enačba 76 predstavlja linearni *ARMA* model za $\log(\sigma_t^2)$ z inovacijo $g(\eta_t)$. Značilnosti *EGARCH* modela so določene z enačbo 77 in so sledeče (Bera in Higgins 1993, 332):

- inovacija na pogojno varianco je linearno odvisna od η_t . Naklon je določen kot $a_i(\theta + \gamma)$, če je inovacija η_t pozitivna ($0 > \eta_t < \infty$) in $a_i(\theta - \gamma)$, kadar je inovacija η_t negativna ($-\infty > \eta_t \leq 0$). Lastnost funkcije $g(\eta_t)$ omogoča nesimetričnost pogojne variance. Vpliv pozitivnih in negativnih sprememb na pogojno varianco je tako mogoče modelirati;
- prvi člen enačbe 77 dovoljuje korelacijo med napakami in prihodnjimi pogojnimi variancami. V primeru, da je $\gamma = 0$ in je $\theta < 0$, kjer je θ mera asimetričnega vpliva preteklih inovacij na trenutno pogojno varianco, bo negativna inovacija η_t povzročila, da bo napaka negativna in trenuten vpliv inovacije na pogojno varianco bo pozitiven;
- drugi člen določa *ARCH efekt* oz. *velikost vpliva*. Predpostavljamo, da je $\theta = 0$ in $\gamma > 0$. Kadar absolutna vrednost inovacije η_t preseže pričakovano vrednost, potem je vpliv inovacije $g(\eta_t)$ na pogojno varianco pozitiven.

Model, predstavljen v enačbi 78, je lažje interpretirati, saj α določa parameter simetričnosti, medtem ko β vztrajnost pogojne volatilnosti, ne glede na dogajanje na trgu. Parameter γ določa asimetričnost oz. učinek vzdoda. V kolikor je $\gamma = 0$, potem je model simetričen. Če je $\gamma < 0$, potem pozitivni šoki (dobre novice) generirajo nižjo volatilnost kot negativni šoki (slabe novice). Če je $\gamma > 0$, potem pozitivni šoki generirajo višjo volatilnost kot negativni šoki.

Okvir 4.

V spodnji tabeli so predstavljeni parametri modela EGARCH (1,1) za indeks *S&P 500*. V tem modelu je dodaten parameter, ki ocenjuje vpliv vzvoda. Vplivi šokov na nestanovitnost ameriškega indeksa so asimetrični. Vrednost parametra vzvoda je negativna, kar je v skladu s teoretičnimi zahtevami. Pri stopnji značilnosti 10 % so vsi parametri, razen ARCH, statistično značilni.

Tabela 18: Ocenjeni parametri modela ARMA (1,1) – EGARCH (1,1) za indeks S&P 500 za obdobje od 30.6.2004 do 30.6.2007

Parameter	Vrednost	Vrednost z-statistike	Točne st. značilnosti* (P)
AR(1)	0,6114	3,2682	0,0011
MA(1)	-0,6322	-3,4116	0,006
C	-0,5314	-3,5542	0,0004
ARCH(1)	-0,0062	-0,2277	0,8199**
L(1)	-0,1549	-6,0009	0,0000
GARCH(1)	0,9462	65,1307	0,0000
AIC	-7,2861		
BIC	-7,2696		

*dvostranski preizkus. ** parameter ni statistično značilen.

Vir: Lastni izračuni.

4.4.7 PARCH

Razvoj literature na področju ARCH modelov je od objave prvega članka, ki ga je Engle leta 1982 objavil na tem področju, doživel izjemen razcvet. Prispevki avtorjev in raziskovalcev so šli v smeri izboljšanja enačb srednje vrednosti in variance z namenom, da bolje ujamejo stilizirana dejstva. Ti modeli se osredotočajo na pogojno varianco, ki je linearno odvisna od preteklih kvadratnih odklonov in pogojnih varianc.

Standardni ARCH modeli se osredotočajo na to, da je pogojna varianca odvisna od absolutnih oz. kvadratnih ostankov ter pogojnih varianc z zamikom. Ding et al (1993) so bili mnenja, da je uporaba kvadratne potence, kot npr. pri GARCH, omejujoča, in da bi uporaba ostalih potenc bila bolj učinkovita. Predstavili so novo skupino asimetričnih modelov, t.i. »Power ARCH oz. PARCH«, s katerimi ocenimo optimalno vrednost potenčnega parametra – P. Model vključuje Box-Cox⁷⁵ potenčno transformacijo, s katero lahko sicer linearne modele preoblikujemo v nelinearne. McKenzie in Mitchell navajata, da absolutne spremembe cen naložb povzročajo kopičenje nestanovitnosti⁷⁶ in vključitev potenčnega parametra deluje tako, da poudarja obdobja relativnega »miru« in volatilnosti s povečanjem izstopnikov⁷⁷ časovne serije (McKenzie, Mitchell 2002, 555).

Dign in avtorji so specificirali splošen asimetričen model Power ARCH (Ding et al 1993, 98):

$$\sigma_t^d = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{\rho} \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| + \gamma_i \varepsilon_{t-i})^d + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \sigma_{t-i}^d \quad , \quad (82)$$

kjer je α_i ARCH parameter, β_i GARCH parameter, γ_i učinek vzvoda oz. L in d je parameter potence – P. V okviru PARCH modela je mogoče ugnezdati več standardnih ARCH/GARCH modelov z določanjem različnih vrednosti $\alpha_i, \beta_i, \gamma_i$ in d v enačbi 82. Z določanjem omejitev lahko dobimo različne modele znotraj PARCH modela. V kolikor je α_i brez omejitev, d=2 in $\beta_i, \gamma_i=0$ dobimo Engle-ov(1982) ARCH model. Če model razširimo in opredelimo β_i brez omejitev dobimo Bollerslev (1986) GARCH model itd. ...

⁷⁵ Tukey (1957, 613) je predstavil skupino potenčnih transformacij

$$\gamma_i^\lambda = \begin{cases} \gamma_i^\lambda; & \lambda \neq 0 \\ \log \gamma_i; & \lambda = 0 \end{cases} \quad (79)$$

za $\gamma_i > 0$. Box in Cox (1964, 214) sta skupino preoblikovala tako, da sta upoštevala končnost v $\lambda = 0$

$$\gamma_i^\lambda = \begin{cases} (\gamma_i^\lambda - 1)/\lambda; & \lambda \neq 0 \\ \log \gamma_i; & \lambda = 0 \end{cases} \quad (80)$$

za $\gamma_i > 0$. Modificirano verzijo sta predstavila za negativne vrednosti

$$\gamma_i^{(\lambda)} = \begin{cases} \{(\gamma_i + \lambda_2)^{\lambda_1} - 1\}/\lambda_1; & \lambda_1 \neq 0 \\ \log(\gamma_i + \lambda_2); & \lambda_1 = 0 \end{cases} \quad (81)$$

kjer je λ_1 parameter transformacije in λ_2 je izbran tako, da je $\gamma_i > -\lambda_2$.

⁷⁶ Volatility clustering.

⁷⁷ Outliers - opazovanja, ki niso konsistentna z opazovanji celotne proučevane skupine.

Okvir 5.

V spodnji tabeli so predstavljeni parametri modela PARCH (1,1) za indeks *S&P 500*. V tem modelu je dodaten potenčni parameter - *P*. Pri stopnji značilnosti 10 % so vsi parametri, razen ARCH in L, statistično značilni. Iz modela izhaja, da je za proučevano obdobje optimalen potenčni parameter pri 1,12.

Tabela 19: Ocenjeni parametri modela ARMA (1,1) – PARCH (1,1) za indeks S&P 500 za obdobje od 30.6.2004 do 30.6.2007

Parameter	Vrednost	Vrednost z-statistike	Točne st. značilnosti* (P)
AR(1)	0,7813	9,3924	0,0000
MA(1)	-0,8435	-11,8632	0,0000
C	0,0002	0,0000	0,6984
ARCH	0,0492	0,3507	0,7280**
L	1	0,2235	0,8231**
GARCH	0,9	20,5907	0,0000
P	1,1232	2,2807	0,0023
AIC	-7,2849		
BIC	7,2297		

*dvostranski preizkus. ** parameter ni statistično značilen.

Vir: Lastni izračuni.

4.5 Metoda največjega verjetja (ML)

Metoda največjega verjetja omogoča ocenjevanje neznanih parametrov različnih porazdelitev časovnih vrst in modelov. Bistvena prednost metode je, da so ocene parametrov asimptotično učinkovite in imajo visoko statistično značilnost.

Na podlagi vzorčnih podatkov in določene verjetnosti porazdelitve časovne vrste z metodo največjega verjetja določimo takšne vrednosti parametrov modela, ki bodo maksimirali verjetnost, da iz populacije dobimo vzorčne ocene, ki ustrezajo našemu vzorcu (Pfajfar 1995, 24).

4.5.1 Opis metode

Najprej bomo prikazali uporabo metode na linearinem regresijskem modelu:

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i , \quad (83)$$

kjer je Y_i normalno porazdeljena s povprečno vrednostjo $\alpha + \beta X_i$ in varianco σ^2 . Verjetnost porazdelitve lahko zapišemo kot (Rachev et al 2007, 260):

$$p(Y_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2}(Y_i - \alpha - \beta X_i)^2\right]. \quad (84)$$

Funkcija verjetja je produkt posameznih verjetnosti porazdelitve v celotnem opazovanem obdobju N

$$L(Y_1, Y_2, \dots, Y_N, \alpha, \beta, \sigma^2) = p(Y_1), p(Y_2), \dots, p(Y_N) \quad (85)$$

$$= \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^N} \exp\left[-\sum \left(\frac{Y_i - \alpha - \beta X_i}{2\sigma^2}\right)^2\right].$$

Cilj metode ocenjevanja je poiskati vrednosti parametrov α , β , σ^2 , ki bodo z največjo verjetnostjo generirali vzorčne podatke Y_1, Y_2, \dots, Y_N . To dosežemo z maksimiranjem parametrov zgoraj podane funkcije verjetja v logaritemski obliki (Rachev et al 2007, 262):

$$\log L = -\frac{N}{2} \log(2\pi) - \frac{N}{2} \log(\sigma^2) - (\sigma^2/2) \sum (Y_i - \alpha - \beta X_i)^2 \quad (86)$$

Maksimiranje $\log L$ je identično maksimiranju L , saj je logaritemski transformacija monotono naraščajoča [za vsako vrednost funkcije c_1 in c_2 , če je $c_1 > c_2$, je $\log(c_1) > \log(c_2)$]. Maksimum poiščemo z odvajanjem log-funkcije verjetja glede na vse tri neznane parametre ter izpeljave enačimo z 0:

$$\frac{\partial(\log L)}{\partial \alpha} = \frac{1}{\sigma^2} \sum (Y_i - \alpha - \beta X_i) = 0 \quad (87)$$

$$\frac{\partial(\log L)}{\partial \beta} = \frac{1}{\sigma^2} \sum [X_i(Y_i - \alpha - \beta X_i)] = 0 \quad (88)$$

$$\frac{\partial(\log L)}{\partial \sigma^2} = \frac{-N}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4} \sum (Y_i - \alpha - \beta X_i)^2 = 0. \quad (89)$$

Rešitve enačb 87, 88, 89 dajo sledeče cenilke metode največjega verjetja:

$$\hat{\alpha} = \bar{Y} - \hat{\beta} \bar{X} \quad (90)$$

$$\hat{\beta} = \frac{\sum(X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sum(X_i - \bar{X})^2} \quad (91)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum(Y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta} X_i)^2}{N}. \quad (92)$$

Cenilki metode največjega verjetja $\hat{\alpha}$ in $\hat{\beta}$ sta nepristranski in najboljši linearni cenilki, medtem ko je cenilka variance $\hat{\sigma}^2$ pristranska. Nepristransko cenilko variance dobimo s prilagoditvijo stopinj prostosti, in sicer, tako da delimo z $N-2$.

Metodo največjega verjetja je mogoče aplicirati na nelinearne modele, kot so *GARCH* modeli. Splošni model je določen kot

$$Y = f(X_1, X_2, \dots, X_k, \beta_1, \dots, \beta_\rho) + \varepsilon \quad , \quad (93)$$

kjer je ε normalno porazdeljen s povprečno vrednostjo 0 in varianco 1 . Za vsak N opazovanj spremenljivke Y in X 's lahko zapišemo verjetnostno porazdelitev Y glede na X in β kot (Neusser 2015, 198):

$$f(Y_i, X_i, \beta) = \left[\frac{1}{2\pi\sigma^2} \right]^{1/2} \exp \left[\frac{-1}{2\sigma^2} (Y_i - f(X_{1i}, \dots, X_{ki}, \beta_1, \dots, \beta_p))^2 \right], \quad (94)$$

kjer \exp predstavlja eksponentno funkcijo. Logaritemska funkcija verjetja je definirana (Rachev et al 2007, 262):

$$L = \sum f(Y_i, X_i, \beta) = - \left(\frac{N}{2} \right) \log 2\pi - \left(\frac{N}{2} \right) \log \sigma^2 - \left(\frac{1}{2\sigma^2} \right) \sum (Y_i - f(X_{1i}, \dots, X_{ki}, \beta_1, \dots, \beta_p)). \quad (95)$$

Z odvajanjem funkcije na vse parametre β in σ^2 ter enačenjem z 0 dobimo sistem $p+1$ nelinearnih enačb s $p+1$ neznanko. V kolikor so enačbe linearne, je rešitev preprosta in podobna kot pri linearni regresiji. V nasprotnem primeru je matematična operacija zahtevnejša in izbiramo lahko med tremi pristopi oz. kombinacijo dveh (Pindyck, Rubinfeld 1998, 266-267; Gujarati 2003, 568-569):

- **neposredno iskanje** (direct search) – za alternativne vrednosti parametrov se ponovno oceni funkcija vsote kvadratov odklonov. Uporabijo se parametri, kjer dobimo minimalne vrednosti. Ta metoda je uporabna zgolj za ocenjevanje do dveh parametrov, saj je pri večjem številu parametrov potrebno opraviti veliko število računskih operacij;
- **neposredna optimizacija** (direct optimization) – ocene parametrov dobimo z odvajanjem funkcije vsote kvadratov odklonov glede na vsak parameter, enačimo z 0 (določimo minimum) in rešimo sistem nelinearnih enačb;
- **metoda iterativne linearizacije** (iterative linearization method) – sistem nelinearnih enačb lineariziramo okrog določenih vrednosti parametrov. Linearizacija se opravi tolikokrat, dokler ne dosežemo konvergencije. To pomeni, da proces nadaljujemo vse dokler so spremembe novih vrednosti parametrov velike. Razvoj tehnologije na področju programske opreme omogoča hiter in učinkovit izračun ter uporabo statističnih testov.

Neodvisno od izbire metode imajo dobljene ocene parametrov številne prednosti:

- cenilke so nepristranske oz. konsistentne;
- cenilke so asimptotično učinkovite;
- ocena (asimptotične) variance cenilke je lahko določena kot stranski produkt procesa ocenjevanja.

Ocena variance cenilke vsakega parametra β so podane z

$$I(\beta_i) = -E[\partial^2 \ln L / \partial \beta_i^2], \quad (96)$$

ki je pričakovana vrednost drugega odvoda logaritemske funkcije verjetja glede na β_i .

4.5.2 Metoda največjega verjetja in ARCH/GARCH modeli

Ocenjevanje parametrov modela se razlikuje odvisno od osnovne porazdelitve, ki je lahko normalna, t-porazdelitev ali GDE porazdelitev. Oblika osnovne porazdelitve ocenjevanja je odvisna od empirične porazdelitve, ki se ji teoretična porazdelitev najbolj prilega. Bolj kot je teoretična porazdelitev podobna empirični, bolj natančno so ocenjeni tudi parametri modela. V splošnem ni določena nobena teoretična porazdelitev, ki bi najbolje opisovala porazdelitev finančnih podatkov, ampak je izbira odvisna od posameznega primera.

Logaritemska funkcija za ocenjevanje pogojne variance σ_t^2 s t-porazdelitvijo je določena kot (Torkar 2006, 88; Laurent, Peters 2000, 25):

$$\begin{aligned} \ln L_T &= \ln \left[\Gamma \left(\frac{m+1}{2} \right) \right] - \ln \left[\Gamma \left(\frac{m}{2} \right) \right] \\ &= -\frac{1}{2} \ln(m-2) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left[\ln \sigma_t^2 + (1+m) \ln \left(1 + \frac{\varepsilon_t^2 / \sigma_t^2}{m-2} \right) \right] , \end{aligned} \quad (97)$$

kjer je ε_t napaka, določena v enačbi 57.

Logaritemska funkcija za ocenjevanje pogojne variance σ_t^2 z GDE porazdelitvijo je določena kot (Torkar 2006, 88; Laurent, Peters 2000, 25):

$$\ln L_{GDE} = \sum_{t=1}^T \left[\ln \left(\frac{m}{\lambda} \right) - \frac{1}{2} \left| \frac{\varepsilon_t^2 / \sigma_t^2}{\lambda} \right|^m - \left(1 + \frac{1}{m} \right) \ln(2) - \ln \left[\Gamma \left(\frac{1}{m} \right) - \frac{1}{2} \ln(\sigma_t^2)^2 \right] \right] , \quad (98)$$

kjer je ε_t napaka, določena v enačbi 58.

Logaritemska funkcija za ocenjevanje pogojne variance σ_t^2 z normalno porazdelitvijo je določena kot (Torkar 2006, 88; Laurent, Peters 2000, 25):

$$\ln L_N = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left[\ln(2\pi) + \ln \sigma_t^2 + \frac{\varepsilon_t^2}{\sigma_t^2} \right] , \quad (99)$$

kjer je ε_t napaka, določena v enačbi 58.

5 BAZA PODATKOV

Empirični del doktorske disertacije zajema analizo nestanovitnosti petnajstih delniških trgov z ARCH/GARCH modeli v obdobju treh križ. Vsebinsko lahko raziskavo strnemo v tri sklope, in sicer analiza nestanovitnosti razvith in delniških trgov držav v razvoju, proučevanje nestanovitnosti delniških trgov v času različnih križ in znotraj posamezne finančne križe. Nestanovitnost delniških trgov znotraj posamezne finančne križe bomo proučevali v okviru dveh obdobjij, in sicer v obdobju pred krizo in v času križe. S tem bomo ugotovili spremembe v strukturi nestanovitnosti delniških trgov.

5.1 Struktura podatkov azijske križe

5.1.1 Osnovne značilnosti časovnih vrst donosnosti indeksov

Proučevano obdobje je šest let, ki smo ga razdelili na dve obdobji. Začetek azijske finančne križe je bil v juliju 1997, ko se je začel špekulativni napad na tajsko valuto. Obdobje pred azijsko finančno krizo smo določili od 30.6.1994 do 30.6.1997 in čas križe od 30.6.1997 do 30.6.2000.

V spodnji tabeli je predstavljena statistika donosnosti indeksov za obdobje od 30.6.1994 do 30.6.1997. Razmerje med donosom in tveganjem se kaže že v prvih dveh momentih porazdelitve. Izstopajo indeksi IBOV, RTS⁷⁸ in SHCOMP, ki so v opazovanem obdobju imeli visok donos, a hkrati višji standardni odklon. Razviti trgi so v enakem obdobju imeli nižjo donosnost, ki jo je spremljala tudi nižja volatilnost.

Večji razpon med maksimalno in minimalno vrednostjo indeksov razvijajočih držav potrjuje višje tveganje. Koeficient asimetričnosti je v šestih primerih negativen, kar pomeni, da je porazdelitev asimetrična v levo. Večina porazdelitve je skoncentrirana desno od povprečja, medtem ko je levi rep porazdelitve daljši. Obratno je preostalih šest asimetričnih v desno. Koeficient sploščenosti nakazuje visoko koničavost porazdelitve donosov oz. leptokurtičnost, višje vrednosti so predvsem pri indeksih držav v razvoju.

S testom Jarque-Bera⁷⁹ (JB) smo preverili, ali so se donosi indeksov v opazovanem obdobju porazdeljevali normalno. Na osnovi rezultatov testa smo zavrnili ničelno hipotezo normalno porazdeljenih donosov. Donosi indeksov v proučevanem obdobju niso bili normalno porazdeljeni. Južna Koreja je imela šest delovnih dni v tednu in zato izstopa po številu opazovanj, ki jih je bilo 881.

⁷⁸ Pri analizi smo uporabili ruski indeks RTS, ker indeks v lokalni valuti MICEX ni imel dovolj dolge časovne vrste.

⁷⁹ S pomočjo Jarque-Bera (1980) testa ugotavljamo, ali je porazdelitev časovne vrste normalna. Ničelna hipoteza je, da je časovna vrsta normalno porazdeljena. V kolikor je izračunana vrednost višja od testne statistike, ničelno hipotezo zavrzemo. Časovna vrsta tako ni normalno porazdeljena.

JB = $n/6(S^2 + \frac{1}{4}K^2)$ (100)

Tabela 20: Statistika časovnih vrst zveznih donosov delniških indeksov⁸⁰ v obdobju od 30.6.1994 do 30.6.1997

	Srednja vrednost	Mediana	Maks.	Min.	Standardni odklon	Koeficient asimetričnosti	Koeficient sploščenosti	Vrednost Jarque Bera testa*	Število opazovanj
CAC	$5,5 \times 10^{-4}$	$6,5 \times 10^{-4}$	0,03	-0,04	0,01	-0,10	3,50	9,13	746
DAX	$8,3 \times 10^{-4}$	$12,9 \times 10^{-4}$	0,03	-0,04	0,01	-0,44	4,42	87,18	751
NKY	$0,0 \times 10^{-4}$	$-0,9 \times 10^{-4}$	0,06	-0,06	0,01	0,10	5,53	198,77	742
SPX	$9,1 \times 10^{-4}$	$7,9 \times 10^{-4}$	0,03	-0,03	0,01	-0,37	4,89	130,78	758
UKX	6×10^{-4}	$9,9 \times 10^{-4}$	0,02	-0,02	0,01	-0,20	3,06	5,24	758
HSI	$7,4 \times 10^{-4}$	$4,4 \times 10^{-4}$	0,05	-0,08	0,01	-0,31	6,37	363,01	744
IBOV	$16,9 \times 10^{-4}$	$23,3 \times 10^{-4}$	0,23	-0,11	0,03	0,69	13,03	3152,69	738
RTS	$32,3 \times 10^{-4}$	$16,4 \times 10^{-4}$	0,15	-0,13	0,03	0,23	6,63	247,71	444
SENSEX	$0,6 \times 10^{-4}$	-4×10^{-4}	0,06	-0,09	0,01	0,15	6,28	318,45	704
SHCOMP	$13,2 \times 10^{-4}$	$2,9 \times 10^{-4}$	0,29	-0,18	0,04	1,58	17,62	6894,12	740
IPSA	$4,6 \times 10^{-4}$	$-2,1 \times 10^{-4}$	0,09	-0,05	0,01	0,61	8,78	1.085,94	748
JCI	$6,2 \times 10^{-4}$	$4,5 \times 10^{-4}$	0,06	-0,04	0,01	0,06	6,64	406,59	737
KOSPI	$-2,6 \times 10^{-4}$	$-7,5 \times 10^{-4}$	0,05	-0,04	0,01	0,27	4,01	48,19	881 ⁸¹
MEXBOL	$9,1 \times 10^{-4}$	4×10^{-4}	0,10	-0,07	0,02	0,21	6,92	485,14	749
PCOMP	$0,3 \times 10^{-4}$	$0,0 \times 10^{-4}$	0,05	-0,06	0,01	-0,24	5,45	194,57	750

* Statistično značilno pri 5%.

Vir: Lastni izračuni.

V naslednji tabeli je predstavljena statistika za obdobje od 30.6.1997 do 30.6.2000. Obratno kot v obdobju pred krizo tokrat izkazujejo višjo srednjo vrednost indeksi razvitih trgov, medtem ko trgi v razvoju pri donosu zaostajajo. Standardni odklon je bil višji na razvijajočih trgih in nižji na razvitih. Porazdelitev je asimetrična v levo, saj je koeficient asimetričnosti pri večini indeksov negativen. Koeficient sploščenosti je ponovno višji za indekse držav v razvoju.

Podobno kot v obdobju pred krizo smo s testom JB preverili hipotezo normalne porazdelitve zveznih donosov. Na osnovi rezultatov smo hipotezo zavrnili in ugotovili, da donosi niso bili normalno porazdeljeni.

⁸⁰ CAC – francoski delniški indeks CAC; DAX – nemški delniški indeks DAX; NKY – japonski delniški indeks NIKKEI; SPX – ameriški delniški indeks S&P 500; UKX – britanski delniški indeks FTSE 100; HSI – hongkonški delniški indeks HANG SENG; IBOV – brazilski delniški indeks IBOVESPA; RTS – ruski delniški indeks RTS; SENSEX – indijski delniški indeks S&P BSE SENSEX; SHCOMP – kitajski delniški indeks SHANGHAI COMPOSITE; IPSA – čilski delniški indeks IPSA; JCI – indonezijski delniški indeks JAKARTA COMPOSITE; KOSPI – korejski delniški indeks KOSPI, MEXBOL – mehiški delniški indeks MEXICAN IPC; PCOMP – filipinski delniški indeks PSEi.

⁸¹ Južna Koreja je v opazovanem obdobju imela šest delovnih dni v tednu.

Tabela 21: Statistika časovnih vrst zveznih donosov delniških indeksov v obdobju od 30.6.1997 do 30.6.2000

	Srednja vrednost	Mediana	Maks.	Min.	Standardni odklon	Koeficient asimetričnosti	Koeficient sploščenosti	Vrednost Jarque Bera testa*	Število opazovanj
CAC	$10,8 \times 10^{-4}$	$13,1 \times 10^{-4}$	0,06	-0,06	0,01	-0,21	4,24	53,43	755
DAX	$7,9 \times 10^{-4}$	$20,6 \times 10^{-4}$	0,06	-0,08	0,02	-0,45	4,70	117,03	758
NKY	$-2,3 \times 10^{-4}$	$-2,8 \times 10^{-4}$	0,08	-0,07	0,02	-0,02	5,18	146,35	739
SPX	$6,6 \times 10^{-4}$	$8,5 \times 10^{-4}$	0,05	-0,07	0,01	-0,39	6,40	383,54	758
UKX	$4,2 \times 10^{-4}$	6×10^{-4}	0,04	-0,04	0,01	-0,09	3,37	5,32	758
HSI	$0,8 \times 10^{-4}$	$8,2 \times 10^{-4}$	0,17	-0,15	0,02	0,23	9,44	1.283,57	739
IBOV	$3,8 \times 10^{-4}$	$13,5 \times 10^{-4}$	0,29	-0,17	0,03	0,62	14,23	3.955,25	744
RTS	$-11,8 \times 10^{-4}$	-12×10^{-4}	0,16	-0,21	0,04	-0,31	6,07	307,88	754
SENSEX	$1,5 \times 10^{-4}$	$7,6 \times 10^{-4}$	0,07	-0,08	0,02	-0,08	4,37	58,71	740
SHCOMP	6×10^{-4}	$4,3 \times 10^{-4}$	0,09	-0,09	0,02	-0,08	7,20	535,16	727
IPSA	$-0,9 \times 10^{-4}$	$-10,3 \times 10^{-4}$	0,08	-0,08	0,01	0,35	7,62	683,39	751
JCI	$-4,6 \times 10^{-4}$	$-14,1 \times 10^{-4}$	0,13	-0,13	0,03	0,33	6,55	392,81	739
KOSPI	$1,2 \times 10^{-4}$	$2,1 \times 10^{-4}$	0,08	-0,12	0,03	-0,06	3,72	17,92	809 ⁸²
MEXBOL	$5,9 \times 10^{-4}$	$1,4 \times 10^{-4}$	0,12	-0,14	0,02	0,01	8,24	861,47	754
PCOMP	-8×10^{-4}	-4×10^{-4}	0,10	-0,10	0,02	0,08	5,95	274,27	755

* Statistično značilno pri 5%.

Vir:Lastni izračuni.

5.1.2 Stacionarnost časovne vrste donosnosti indeksov

V predhodnih poglavijih smo omenili, da je prvi pogoj stacionarnosti konstantna povprečna vrednost, ki je ne izpolnjuje noben proučevan indeks. V raziskavi te ne proučejemo, temveč gibanje nestanovitnosti dnevnih donosnosti indeksov, ki predstavlja dejavnik tveganja naložb na kapitalskih trgih. Donosnost smo izračunali iz indeksov tako, da smo izračunali zvezno sestavljeni dnevne donosnosti s pomočjo naravnega logaritma.

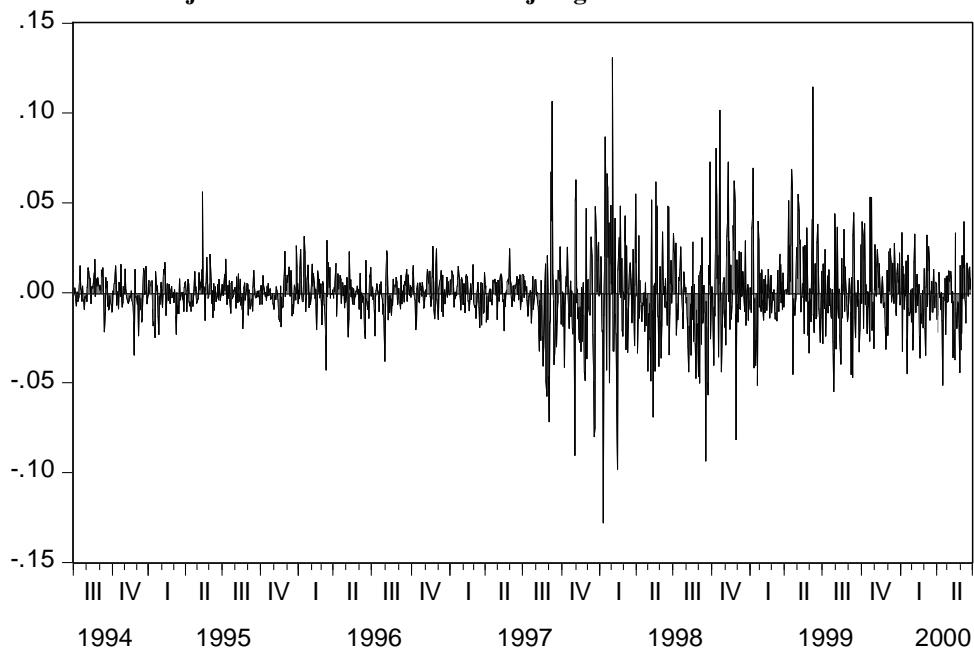
$$R_t = \ln(P_t / P_{t-1}), \quad (101)$$

kjer je R_t dnevni donos in P_t cena na dan t.

S prilagojenim Dickey – Fuller testom smo preverili nestacionarnost indeksov v obdobju pred krizo kot tudi v času krize. Izkazalo se je, da je izračunana vrednost testa za vse indekse višja od kritične teoretične vrednosti. Ničelno hipotezo o nestacionarnosti smo tako zavrnili. Indeksi izkazujejo stacionarno časovno vrsto zveznih dnevnih donosnosti (glej Tabelo 22).

⁸² Južna Koreja je v opazovanem obdobju imela šest delovnih dni v tednu.

Slika 20: Gibanje dnevne donosnosti indonezijskega indeksa JCI od 30.6.1994 do 30.6.2000



Vir: Lastni izračuni.

Tabela 22: Preverjanje stacionarnosti časovnih vrst donosnosti indeksov z Dickey-Fuller testom

	Dickey - Fuller test (pred krizo)	Dickey - Fuller test (med krizo)	Kritična vrednost pri stopnji tveganja $\alpha = 0,01$
CAC	27,62	25,45	
DAX	30,46	26,36	
NKY	28,31	21,94	
SPX	25,01	28,18	
UKX	26,42	20,48	
HSI	25,12	26,43	
IBOV	24,81	26,32	
RTS	15,04	22,86	
SENSEX	21,90	26,29	
SHCOMP	27,39	26,45	
IPSA	22,05	21,62	
JCI	19,94	22,28	
KOSPI	25,06	24,72	
MEXBOL	23,45	25,38	
PCOMP	21,08	21,97	
			3,44

Vir: Lastni izračuni .

5.1.3 Modeliranje srednje vrednosti

Dnevne donosnosti indeksov smo modelirali z ARMA (p,q) modelom. Za ugotavljanje reda p in q smo najprej preverili avtokorelacijsko in parcialno-avtokorelacijsko funkcijo dnevnih donosnosti posameznega indeksa. Spodnja slika predstavlja gibanje prve difference

avtokorelacijskih (ACF) in parcialno-avtokorelacijskih koeficientov (PACF) indeksa S&P 500 v obdobju pred krizo. ACF po prvem odlogu močno pada, medtem ko PACF z rastjo odlogov počasi pada.

Slika 21: Avtokorelogram prve difference dnevne donosnosti indeksa CAC v obdobju od 30.6.1994 do 30.6.1997

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.544	-0.544	221.61	0.000
		2 0.105	-0.271	229.94	0.000
		3 -0.086	-0.247	235.53	0.000
		4 0.081	-0.119	240.43	0.000
		5 -0.115	-0.204	250.37	0.000
		6 0.108	-0.102	259.19	0.000
		7 -0.060	-0.093	261.94	0.000
		8 0.014	-0.105	262.09	0.000
		9 -0.010	-0.093	262.16	0.000
		10 -0.016	-0.140	262.36	0.000
		11 0.035	-0.085	263.31	0.000
		12 -0.027	-0.102	263.84	0.000
		13 -0.017	-0.156	264.07	0.000
		14 0.094	-0.010	270.84	0.000
		15 -0.109	-0.103	279.87	0.000
		16 0.082	-0.037	284.97	0.000
		17 -0.028	-0.012	285.57	0.000
		18 0.018	0.005	285.82	0.000
		19 -0.041	-0.005	287.12	0.000
		20 -0.001	-0.083	287.12	0.000
		21 0.013	-0.052	287.26	0.000
		22 0.039	0.017	288.41	0.000
		23 -0.044	-0.002	289.90	0.000
		24 -0.031	-0.087	290.66	0.000
		25 0.067	-0.033	294.16	0.000
		26 -0.031	-0.006	294.90	0.000
		27 -0.012	-0.052	295.02	0.000
		28 0.053	0.009	297.22	0.000
		29 -0.078	-0.069	301.98	0.000
		30 0.068	-0.021	305.58	0.000
		31 -0.004	0.038	305.59	0.000
		32 -0.058	-0.071	308.24	0.000
		33 0.046	-0.027	309.86	0.000
		34 0.001	-0.008	309.86	0.000
		35 -0.031	-0.041	310.62	0.000
		36 0.034	-0.014	311.51	0.000

Vir:Lastni izračuni.

Na podlagi avtokoreleograma smo opravili več izračunov ARMA modelov srednje vrednosti. Pri izbiri najbolj ustreznega modela smo upoštevali sledeče kriterije:

- informacijska kriterija AIC/BIC – cilj je uporabiti model, ki izkazuje nižjo vrednost AIC/BIC ob hkratnem upoštevanju števila parametrov. V kolikor ni bilo bistvene razlike v informacijskih kriterijih in je model imel manjše število parametrov, smo se odločili za slednjega;

- Ljung-Box Q-test napak modela srednje vrednosti – ustreznost izbranega modela srednje vrednosti smo testirali tako, da smo preverili, ali je v časovni vrsti napak izbranega modela prisotna korelacija odklonov (avtokorelacija). Ničelna hipoteza je, da v časovni vrsti napak ni korelacijske. Na podlagi rezultatov Q-testa in pri zanemarljivi stopnji tveganja ničelne hipoteze ne zavrnemo, v kolikor so izračunane vrednosti testa nižje od kritične vrednosti. Testno statistiko smo izračunali in primerjali pri treh odlogih ($k=5$, $k=10$, $k=15$). Pri izbiri modela smo zasledovali cilj poiskati model z nižjo vrednostjo Q-testa in hkrati s statistiko nižjo od kritične vrednosti.

5.1.3.1 Modeliranje srednje vrednosti pred azijsko krizo

V Prilogi 4 so prikazani ocenjeni parametri modelov srednje vrednosti ARMA za obdobje pred azijsko krizo od 30.6.1994 do 30.6.1997. Štirje od pet najstih indeksov izkazujejo najbolj primeren model ARMA (1,1). Zraven tega so še primerni modeli ARMA (2,1), ARMA (1,2), ARMA (3,3), ARMA (1,3), AR (1) in MA (1). Izkazalo se je, da je ARMA (1,1) najbolj ustrezen za modeliranje donosnosti indeksov razvitih držav. Na drugi strani ta model ustreza zgolj SHCOMP iz skupine razvijajočih držav. Za pretežni del razvijajočih držav so primerni ostali modeli ARMA.

V Tabeli 23 je predstavljena Q-statistika za odloge 5, 10, 15. Večina časovnih vrst napak modelov srednje vrednosti izkazuje nižje vrednosti od kritične. Pri nekaterih modelih je izračunana vrednost višja od kritične, in sicer za modele srednje vrednosti UKX in JCI pri 15. odlogu, IBOV in SENSEX pri 10. in 15. odlogu, medtem ko IPSA pri 5.

Tabela 23: Ljung-Box Q-test napak modela srednje vrednosti za izbran ARMA model pred azijsko krizo

ODLOG	30.6.1994 – 30.6.1997		
	$k = 5$	$k = 10$	$k = 15$
CAC	5,16	11,83	22,076
DAX	1,64	10,92	20,86
NKY	2,04	11,15	15,93
SPX	5,25	7,69	11,9
UKX	8,89	17,89	30
HSI	2,2	4,877	12
IBOV	8,36	31,28	38,30
RTS	2,7	10,66	14,94
SENSEX	1,36	22,99	29,79
SHCOMP	5,67	16,49	24,69
IPSA	12,1	18,11	21,81
JCI	6,81	17,67	32,71
KOSPI	5,33	16,03	23,01
MEXBOL	5,4	15,53	21,39
PCOMP	3,25	6,37	10,47

Kritična vrednost pri stopnji tveganja $\alpha = 0,05$ znaša $\chi^2_{(5)} = 11,07$, $\chi^2_{(10)} = 18,307$, $\chi^2_{(15)} = 24,996$,
Vir: Lastni izračuni.

5.1.3.1.1 Testiranje za ARCH učinke

Osnovni test za preverjanje prisotnosti heteroskedastičnosti v časovni vrsti je Englov ARCH test, ki temelji na Lagrange multiplikatorju. Test preverja, ali je med napakami ε_t izbranega modela srednje vrednosti ARMA prisotna pogojna heteroskedastičnost. Ničelna domneva je, da časovna vrsta napak modela ε_t izkazuje lastnost belega šuma, medtem ko je alternativna domneva, da je podvržena ARCH učinkom. V kolikor so izračunane vrednosti testa višje od kritične vrednosti, govorimo o prisotnosti ARCH učinka.

V spodnji tabeli so predstavljeni rezultati ARCH testa za vse indekse v času pred azijsko krizo. Na podlagi rezultatov ARCH testa in pri zanemarljivi stopnji tveganja zavrnemo ničelno hipotezo. Izračunane vrednosti testa so višje od kritične vrednosti za vsak izbran odlog, razen pri petem odlogu za indeksa CAC in UKX. Ugotovili smo, da so časovne vrste podvržene ARCH procesu (glej Tabelo 24).

Tabela 24: Rezultati ARCH testa v času pred azijsko krizo

ODLOG	30.6.1994 – 30.6.1997		
	k = 5	k = 10	k = 15
CAC	8,64	19,75	28,12
DAX	20,19	25,33	31,82
NKY	30,17	36,97	43,42
SPX	15,20	45,84	54,85
UKX	5,98	21,33	31,72
HSI	18,35	26,20	41,01
IBOV	132,88	154,23	157,21
RTS	44,45	64,98	94,40
SENSEX	29,02	45,55	48,17
SHCOMP	120,83	128,80	129,08
IPSA	143,89	150,24	154,12
JCI	30,65	37,28	39,18
KOSPI	40,71	60,15	64,12
MEXBOL	84,91	107,07	132,87
PCOMP	28,56	55,81	65,92

Kritična vrednost pri stopnji tveganja $\alpha = 0,05$ znaša $\chi^2_{(5)} = 11,07$, $\chi^2_{(10)} = 18,307$, $\chi^2_{(15)} = 24,996$,
Vir: Lastni izračuni.

5.1.3.2 Modeliranje srednje vrednost v času azijske krize

V Prilogi 4 so prikazani ocenjeni parametri modelov srednje vrednosti ARMA za obdobje azijske krize od 30.6.1997 do 30.6.2000. V času krize je bilo za polovico manj primernih modelov ARMA (1,1), saj je bil takšen model ustrezen za HSI in SPX. V množico izbranih modelov so se uvrstili ARMA (2,2) ARMA (3,3) ARMA (1,2), AR (1) MA (1) in MA (2). Konkretnejšega vzorca med razvitim in razvijajočimi indeksi ni mogoče razbrati. Koncentracija primernih modelov donosnosti indeksov je bila v času krize nižja. Zgolj MA (1) je primeren za modeliranje donosnosti štirih indeksov.

Q statistika izbranih modelov je razkrila, da večina modelov izkazuje nižje vrednosti od kritičnih. Izjeme so indeksi CAC, DAX, IBOV, SHCOMP, IPSA in PCOMP. V primeru indeksa IPSA je Q-statistika pri vseh treh odlogih višja od kritične vrednosti. Proučevali smo več modelov srednje vrednosti in izbran model je pri vseh odlogih izkazoval najnižjo vrednost Q-statistike, vendar je ta še vedno višja od kritične vrednosti. Ničelno hipotezo o neobstoju korelacije odklonov ne zavrnemo (glej Tabelo 25).

Tabela 25: Ljung-Box Q-test napak modela srednje vrednosti za izbran ARMA model v času azijske krize

ODLOG	30.6.1997 – 30.6.2000		
	k = 5	k = 10	k = 15
CAC	4,68	22,49	29,85
DAX	4,05	11,12	33,55
NKY	6,73	9,94	13,04
SPX	4,05	10,56	17,24
UKX	9,8	18,03	19,43
HSI	9,56	14,65	16,64
IBOV	8,26	21,55	25,71
RTS	1,78	10,44	23,69
SENSEX	5,8	11,32	14,55
SHCOMP	5,79	11,73	27,89
IPSA	14,52	28,32	39,92
JCI	1,85	5,93	11,78
KOSPI	5,91	11,04	17,45
MEXBOL	1,58	14,2	20,78
PCOMP	6,82	17,95	33,44

Kritična vrednost pri stopnji tveganja $\alpha = 0,05$ znaša $\chi^2_{(5)} = 11,07$, $\chi^2_{(10)} = 18,307$, $\chi^2_{(15)} = 24,996$,

Vir: Lastni izračuni.

5.1.3.2.1 Testiranje za ARCH učinke

V spodnji tabeli so predstavljeni rezultati ARCH testa za vse indekse v času azijske krize. Na podlagi rezultatov ARCH testa in pri zanemarljivi stopnji tveganja zavrnemo ničelno hipotezo. Izračunane vrednosti testa so višje od kritične vrednosti za vsak izbran odlog. Ugotovili smo, da so časovne vrste podvržene ARCH procesu.

Tabela 26: Rezultati ARCH testa v času azijske krize

ODLOG	30.6.1994 – 30.6.1997		
	k = 5	k = 10	k = 15
CAC	53,58	71,70	89,16
DAX	55,39	65,46	69,58
NKY	32,20	37,51	54,96
SPX	41,36	42,19	43,93
UKX	38,72	61,45	66,05
HSI	135,40	137,99	140
IBOV	52,94	59,33	64,13
RTS	98,98	106,63	107,24
SENSEX	47,92	51,57	57,50
SHCOMP	50,35	54,52	62,69
IPSA	90,25	137,67	138,88
JCI	17,47	37,96	58,57
KOSPI	40,18	43,81	43,72
MEXBOL	100,46	107	107,36
PCOMP	53,94	67,48	75,97

Kritična vrednost pri stopnji tveganja $\alpha = 0,05$ znaša $\chi^2_{(5)} = 11,07$, $\chi^2_{(10)} = 18,307$, $\chi^2_{(15)} = 24,996$,
Vir: Lastni izračuni.

5.2 Struktura podatkov krize tehnološkega balona

5.2.1 Osnovne značilnosti časovnih vrst donosnosti indeksov

Tehnološki balon je vrhunc dosegel 10.3.2000, ko je indeks Nasdaq dosegel zgodovinski vrh 5.048,62 točk. Obdobje pred tehnološkim balonom smo določili od 31.12.1996 do 31.12.1999 in čas krize od 31.12.1999 do 31.12.2002.

V spodnji tabeli je prikazana statistika za obdobje od 31.12.1996 do 31.12.1999, kjer vsi indeksi, razen treh, izkazujejo pozitivno srednjo vrednost. Donosi razvitih trgov so bili v tem obdobju višji od razvijajočih, medtem ko je bil standardni odklon nižji. Koeficient sploščenosti in posledično leptokurtičnost je višji pri razvijajočih trgih. Test JB je pokazal, da zavrnemo ničelno hipotezo o normalni porazdelitvi pri vseh indeksih (glej Tabelo 27).

Tabela 27: Statistika časovnih vrst zveznih donosov delniških indeksov v obdobju od 31.12.1996 do 31.12.1999

	Srednja vrednost	Mediana	Maks.	Min.	Standardni odklon	Koeficient asimetričnosti	Koeficient sploščenosti	Vrednost Jarque Bera testa*	Število opazovanj
CAC	$12,6 \times 10^{-4}$	$13,5 \times 10^{-4}$	0,06	-0,06	0,01	-0,20	4,64	88,99	752
DAX	$11,7 \times 10^{-4}$	$26,9 \times 10^{-4}$	0,06	-0,08	0,02	-0,59	5,05	233,29	753
NKY	$-0,3 \times 10^{-4}$	$1,6 \times 10^{-4}$	0,08	-0,06	0,02	0,12	4,76	96,42	737
SPX	$9,1 \times 10^{-4}$	12×10^{-4}	0,05	-0,07	0,01	-0,44	6,97	521,30	757
UKX	$6,9 \times 10^{-4}$	$8,2 \times 10^{-4}$	0,04	-0,04	0,01	-0,08	3,82	22,16	757
HSI	$3,1 \times 10^{-4}$	$8,2 \times 10^{-4}$	0,17	-0,15	0,02	0,35	10,87	1.921,17	739
IBOV	12×10^{-4}	$28,8 \times 10^{-4}$	0,29	-0,17	0,03	0,61	15,41	4.798,70	741
RTS	$-1,8 \times 10^{-4}$	$-2,3 \times 10^{-4}$	0,16	-0,21	0,04	-0,35	6,70	445,03	752
SENSEX	$6,6 \times 10^{-4}$	$4,8 \times 10^{-4}$	0,07	-0,09	0,02	-0,09	5,08	134,61	738
SHCOMP	$5,5 \times 10^{-4}$	5×10^{-4}	0,07	-0,09	0,02	-0,62	7,84	754,39	726
IPSA	3×10^{-4}	$-6,5 \times 10^{-4}$	0,08	-0,08	0,01	0,27	7,71	702,65	749
JCI	$0,8 \times 10^{-4}$	$-8,5 \times 10^{-4}$	0,13	-0,13	0,03	0,32	7,17	549,95	740
KOSPI	$5,5 \times 10^{-4}$	$6,9 \times 10^{-4}$	0,08	-0,08	0,03	0,03	3,86	26,06	833 ⁸³
MEXBOL	10×10^{-4}	$8,1 \times 10^{-4}$	0,12	-0,14	0,02	-0,04	10,83	1.916,93	751
PCOMP	$-5,2 \times 10^{-4}$	-4×10^{-4}	0,10	-0,10	0,02	0,10	6,25	330,58	750

* Statistično značilno pri 5%.

Vir: Lastni izračuni.

Po poku tehnološkega balona, ki je prikazan za obdobje od 31.12.1999 do 31.12.2002, osnovna statistika prikazuje višjo negativno srednjo vrednost za razvite trge in standardni odklon. Višja leptokurtičnost izkazujeta filipinski in kitajski indeks, medtem ko je vrednost pri ostalih indeksih podobna. Test JB je pokazal, da zavrnemo ničelno hipotezo o normalni porazdelitvi pri vseh indeksih (glej Tabelo 28).

⁸³ Južna Koreja je v opazovanem obdobju imela šest delovnih dni v tednu.

Tabela 28: Statistika časovnih vrst zveznih donosov delniških indeksov v obdobju od 31.12.1999 do 31.12.2002

	Srednja vrednost	Mediana	Maks.	Min.	Standardni odklon	Koeficient asimetričnosti	Koeficient sploščenosti	Vrednost Jarque Bera testa	Število opazovanj
CAC	-8,7 x 10 ⁻⁴	-10,9 x 10 ⁻⁴	0,07	-0,08	0,02	0,00	4,25	49,16	761
DAX	-11,6 x 10 ⁻⁴	-13,4 x 10 ⁻⁴	0,08	-0,09	0,02	0,01	4,35	57,31	760
NKY	-10,7 x 10 ⁻⁴	-17 x 10 ⁻⁴	0,07	-0,07	0,02	0,09	4,32	54,68	740
SPX	-6,8 x 10 ⁻⁴	-9,8 x 10 ⁻⁴	0,06	-0,06	0,01	0,19	4,14	45,04	752
UKX	-7,5 x 10 ⁻⁴	-5,3 x 10 ⁻⁴	0,05	-0,06	0,01	-0,17	4,44	68,88	757
HSI	-8,1 x 10 ⁻⁴	-10,9 x 10 ⁻⁴	0,05	-0,09	0,02	-0,34	5,53	210,88	737
IBOV	-5,6 x 10 ⁻⁴	-8,1 x 10 ⁻⁴	0,07	-0,10	0,02	-0,14	3,75	19,90	743
RTS	9,7 x 10 ⁻⁴	12 x 10 ⁻⁴	0,09	-0,12	0,03	-0,34	4,48	81,94	742
SENSEX	-5,3 x 10 ⁻⁴	6,8 x 10 ⁻⁴	0,07	-0,07	0,02	-0,34	5,15	159,46	749
SHCOMP	-0,1 x 10 ⁻⁴	5,7 x 10 ⁻⁴	0,09	-0,07	0,01	0,78	10,85	1.910,35	716
IPSA	-1,6 x 10 ⁻⁴	-0,9 x 10 ⁻⁴	0,04	-0,03	0,01	0,24	4,08	43,41	744
JCI	-6,4 x 10 ⁻⁴	3,5 x 10 ⁻⁴	0,05	-0,11	0,01	-0,77	7,76	761,56	730
KOSPI	-6,8 x 10 ⁻⁴	3,1 x 10 ⁻⁴	0,08	-0,13	0,02	-0,44	5,31	186,75	731
MEXBOL	-2 x 10 ⁻⁴	-3,1 x 10 ⁻⁴	0,07	-0,08	0,02	0,03	4,84	106,67	753
PCOMP	-10 x 10 ⁻⁴	-11,2 x 10 ⁻⁴	0,16	-0,06	0,01	2,98	36,92	36.874,05	746

* Statistično značilno pri 5%.

Vir:Lastni izračuni.

5.2.2 Stacionarnost časovne vrste donosnosti indeksov

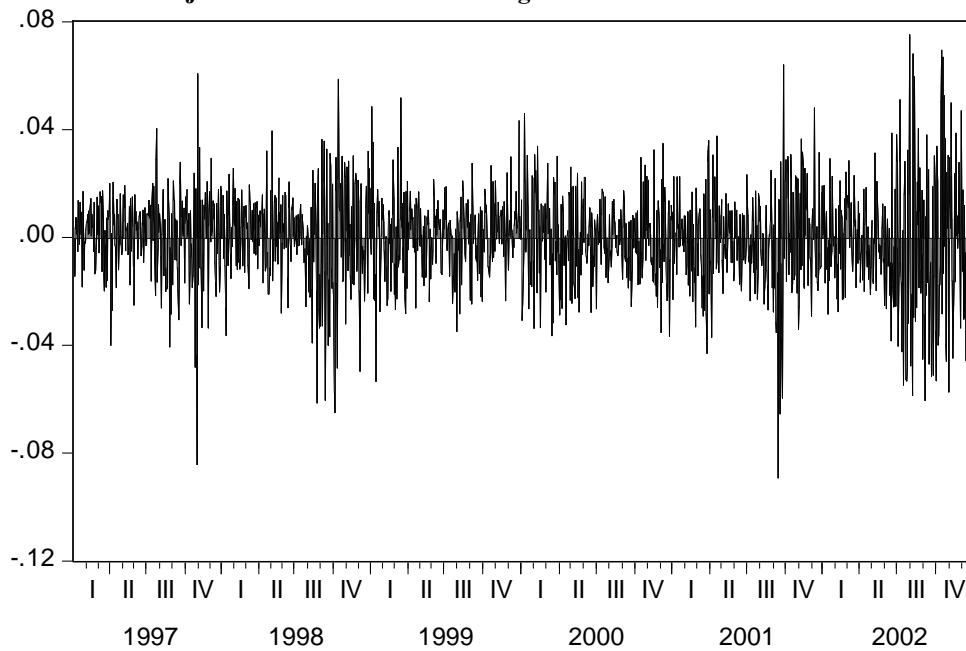
S prilagojenim Dickey – Fuller testom smo preverili nestacionarnost indeksov v obdobju pred krizo in v času krize. Izkazalo se je, da je izračunana vrednost testa za vse indekse višja od kritične teoretične vrednosti. Ničelno hipotezo o nestacionarnosti smo tako zavrnili. Indeksi izkazujejo stacionarno časovno vrsto zveznih dnevnih donosnosti (glej Tabelo 29).

Tabela 29: Preverjanje stacionarnosti časovni vrst donosnosti indeksov z Dickey-Fuller testom

	Dickey - Fuller test (pred krizo)	Dickey - Fuller test (med krizo)	Kritična vrednost pri stopnji tveganja $\alpha =$ 0,01
CAC	25,46	27,82	
DAX	26,1	28,47	
NKY	22,82	28,03	
SPX	28,14	27,5	
UKX	24,63	19,09	
HSI	13,8	26,76	
IBOV	26,19	26,15	
RTS	22,27	26,52	
SENSEX	26,12	25,75	
SHCOMP	28,24	25,75	
IPSA	21,62	22,16	
JCI	22,28	24,54	
KOSPI	24,72	26,42	
MEXBOL	25,38	24,29	
PCOMP	21,97	24,49	

Vir: Lastni izračuni.

Slika 22: Gibanje dnevne donosnosti nemškega indeksa DAX od 31.12.1996 do 31.12.2002



Vir: Lastni izračuni.

5.2.3 Modeliranje srednje vrednosti

5.2.3.1 Modeliranje srednje vrednosti pred krizo tehnološkega balona

V Prilogi 5 prikazujemo ocene parametrov modela srednje vrednosti pred krizo tehnološkega balona od 31.12.1996 do 31.12.1999. Štirje indeksi izkazujejo ARMA (1,1) kot primeren za modeliranje donosnosti, in sicer enakomerno porazdeljeni med razvite in razvijajoče trge. V krog primerljivih so se uvrstili še MA (1), AR (1), ARMA (2,1), ARMA (1,2), ARMA (3,3) in ARMA (4,4). Modeliranje donosnosti indeksov z ARMA (1,1) in MA (1) je najbolj ustrezno za osem indeksov. Od tega polovica iz razvitih in razvijajočih indeksov.

Indeksi, ki imajo pri enem ali več odlogov višjo Q-statistiko od kritične vrednosti, so CAC, DAX, IBOV, HSI, RTS, SHCOMP, IPSA, MEXBOL in PCOMP. Podobno kot v času azijske krize, indeks IPSA izkazuje Q-statistiko, katere vrednost je višja od kritične pri vseh treh odlogih. Potrebno je poudariti, da polovico časovne vrste soupada s časovno vrsto v času azijske krize. Proučevali smo več modelov srednje vrednosti in izbran model je imel najnižjo vrednost Q-statistike. Za izbran model ne moremo zavrniti ničelne hipoteze o neobstoju avtokorelacije (glej Tabelo 30).

Tabela 30: Ljung-Box Q-test napak modela srednje vrednosti za izbran ARMA model v času pred krizo tehnološkega balona

ODLOG	31.12.1996 – 31.12.1999		
	k = 5	k = 10	k = 15
CAC	4,25	19,76	23,48
DAX	2,32	7,62	27,32
NKY	7,26	15,01	19,53
SPX	5,33	13,08	18,45
UKX	8,57	14,35	15,66
HSI	13,38	18,86	21,27
IBOV	7,96	33,92	44,46
RTS	2,95	12,28	31,28
SENSEX	4,22	8,95	10,53
SHCOMP	9,18	12,93	30,55
IPSA	11,76	23,09	36,89
JCI	4,32	8,62	16,92
KOSPI	5,87	13,92	21,16
MEXBOL	2,84	24,67	33,26
PCOMP	4,41	14,1	34,59

Kritična vrednost pri stopnji tveganja $\alpha = 0,05$ znaša $\chi^2_{(5)} = 11,07$, $\chi^2_{(10)} = 18,307$, $\chi^2_{(15)} = 24,996$,

Vir: Lastni izračuni.

5.2.3.1.1 Testiranje za ARCH učinke

V spodnji tabeli so predstavljeni rezultati ARCH testa za vse indekse v času pred krizo tehnološkega balona. Na podlagi rezultatov ARCH testa in pri zanemarljivi stopnji

tveganja zavrnemo ničelno hipotezo. Izračunane vrednosti testa so višje od kritične vrednosti za vsak izbran odlog. Ugotovili smo, da so časovne vrste podvržene ARCH procesu (glej Tabelo 31).

Tabela 31: Rezultati ARCH testa v času pred krizo tehnološkega balona

ODLOG	30.6.1994 – 30.6.1997		
	k = 5	k = 10	k = 15
CAC	62,18	81,12	96,85
DAX	79,58	92,40	97,90
NKY	47,19	56,51	68,68
SPX	49,70	55,16	56,80
UKX	74,36	93,67	99,47
HSI	152,50	155,82	158,03
IBOV	51,31	57,92	61,81
RTS	117,25	127,40	128,18
SENSEX	33,37	37,07	40,85
SHCOMP	64,15	69,08	77,79
IPSA	92,10	140,74	142,70
JCI	38,41	46,55	69,31
KOSPI	90,08	95,40	99,69
MEXBOL	115,44	125,84	127,23
PCOMP	54,53	60,80	68,20

Kritična vrednost pri stopnji tveganja $\alpha = 0,05$ znaša $\chi^2_{(5)} = 11,07$, $\chi^2_{(10)} = 18,307$, $\chi^2_{(15)} = 24,996$,
Vir: Lastni izračuni.

5.2.3.2 Modeliranje srednje vrednosti v času krize tehnološkega balona

V Prilogi 5 so predstavljeni ocenjeni parametri srednje vrednosti ARMA modelov za odboje krize tehnološkega balona. Prevladujejo ARMA (3,3) za modeliranje donosnosti štirih indeksov, sledi ARMA (1,1) za tri indekse in MA (1) za dva indeksa. V skupino izbranih modelov spadajo še ARMA (2,2), ARMA (2,3), MA (2), AR (1) in ARMA (1,2).

Večina modelov izkazuje Q-statistiko nižjo od kritične vrednosti za vse tri proučevane odloge. Višjo vrednost od kritične imata indeksa CAC v 15. in DAX v 10. in 15. odlogu (glej Tabelo 32).

Tabela 32: Ljung-Box Q-test napak modela srednje vrednosti za izbran ARMA model v času krize tehnološkega balona

ODLOG	30.6.1997 – 30.6.2000		
	k = 5	k = 10	k = 15
CAC	5,24	15,4	26,01
DAX	7,5	22,15	25,01
NKY	2,67	8,42	11,97
SPX	0,86	3,06	9,8
UKX	2,57	14,85	19,89
HSI	8,39	12,81	16,61
IBOV	5,17	6,92	21,09
RTS	2,25	8,39	12,3
SENSEX	3,02	7,93	11,08
SHCOMP	1,23	2,88	6,66
IPSA	2,59	6,22	9,07
JCI	3,21	7,79	13,79
KOSPI	3,4	5,99	10,17
MEXBOL	7,21	12,67	14,24
PCOMP	3,15	8,47	11,11

Kritična vrednost pri stopnji tveganja $\alpha = 0,05$ znaša $\chi^2_{(5)} = 11,07$, $\chi^2_{(10)} = 18,307$, $\chi^2_{(15)} = 24,996$,
Vir: Lastni izračuni.

5.2.3.2.1 Testiranje za ARCH učinke

V spodnji tabeli so predstavljeni rezultati ARCH testa za vse indekse v času krize tehnološkega balona. Na podlagi rezultatov ARCH testa in pri zanemarljivi stopnji tveganja zavrnemo ničelno hipotezo. Izračunane vrednosti testa so višje od kritične vrednosti za skoraj vsak izbran odlog. To pomeni, da so časovne vrste podvržene ARCH procesu. Izračunana vrednost ARCH testa je nižja od kritične pri štirih indeksih, in sicer v 5. odlogu pri HSI, 10. in 15. odlogu pri JCI in KOSPI ter pri vseh odlogih indeksa PCOMP. Pri slednjem ne moremo zavreči ničelne hipoteze o prisotnosti belega šuma v časovni vrsti napak modela srednje vrednosti (glej Tabelo 33).

Tabela 33: Rezultati ARCH testa v času krize tehnološkega balona

ODLOG	30.6.1994 – 30.6.1997		
	k = 5	k = 10	k = 15
CAC	104,18	147,35	161,92
DAX	134,76	163,62	170,82
NKY	30,82	42,43	50,44
SPX	60,54	69,19	73,07
UKX	131,54	154,77	159,28
HSI	5,55	24,72	30,63
IBOV	32,61	38,40	42,95
RTS	61,09	70,60	75,04
SENSEX	112,63	121,38	142
SHCOMP	19,53	26,78	31,24
IPSA	57,52	70,52	78,54
JCI	12,18	13,10	18,89
KOSPI	14,22	16,16	17,45
MEXBOL	36,63	42,30	47,17
PCOMP	4,67	4,75	4,83

Kritična vrednost pri stopnji tveganja $\alpha = 0,05$ znaša $\chi^2_{(5)} = 11,07$, $\chi^2_{(10)} = 18,307$, $\chi^2_{(15)} = 24,996$,
Vir: Lastni izračuni.

5.3 Struktura podatkov svetovne finančne krize

5.3.1 Osnovne značilnosti časovnih vrst donosnosti indeksov

Svetovna finančna kriza je vrhunec dosegla s propadom ameriške investicijske banke Lehman Brothers v septembru 2008. Obdobje pred svetovno finančno krizo smo določili od 30.6.2004 do 30.6.2007 in čas krize od 30.6.2007 do 30.6.2010.

Pred krizo so razvijajoči trgi izkazovali višjo srednjo vrednost od razvitih. Volatilnost razvijajočih trgov ni bistveno izstopala. Vsi indeksi so imeli porazdelitev donosov asimetrično v levo. Višja leptokurtičnost so imeli razvijajoči trgi. Test JB je ponovno pokazal, da zavrnemo ničelno hipotezo o normalni porazdelitvi pri vseh indeksih (glej Tabelo 34).

Tabela 34: Statistika časovnih vrst zveznih donosov delniških indeksov v obdobju od 30.6.2004 do 30.6.2007

	Srednja vrednost	Mediana	Maks.	Min.	Standardni odklon	Koeficient asimetričnosti	Koeficient sploščenosti	Vrednost Jarque Bera testa*	Število opazovanj
CAC	$6,3 \times 10^{-4}$	$6,7 \times 10^{-4}$	0,03	-0,03	0,01	-0,32	4,18	57,32	770
DAX	$8,9 \times 10^{-4}$	$12,5 \times 10^{-4}$	0,03	-0,03	0,01	-0,35	3,94	43,58	767
NKY	$5,8 \times 10^{-4}$	$5,8 \times 10^{-4}$	0,04	-0,04	0,01	-0,26	4,00	38,78	738
SPX	$3,7 \times 10^{-4}$	$7,4 \times 10^{-4}$	0,02	-0,04	0,01	-0,26	4,35	65,79	755
UKX	$5,2 \times 10^{-4}$	$8,7 \times 10^{-4}$	0,03	-0,03	0,01	-0,38	4,72	111,38	758
HSI	$7,7 \times 10^{-4}$	$8,5 \times 10^{-4}$	0,03	-0,04	0,01	-0,36	4,32	69,31	742
IBOV	$12,7 \times 10^{-4}$	$15,9 \times 10^{-4}$	0,05	-0,07	0,02	-0,25	3,84	29,82	743
RTS	$15,8 \times 10^{-4}$	$26,9 \times 10^{-4}$	0,07	-0,10	0,02	-0,89	7,64	768,69	745
SENSEX	$14,9 \times 10^{-4}$	$21,8 \times 10^{-4}$	0,07	-0,07	0,01	-0,53	6,30	376,86	752
SHCOMP	$13,8 \times 10^{-4}$	$14,2 \times 10^{-4}$	0,08	-0,09	0,02	-0,52	7,20	568,52	727
IPSA	$11,3 \times 10^{-4}$	$14,6 \times 10^{-4}$	0,03	-0,05	0,01	-0,85	7,71	786,61	753
JCI	$14,7 \times 10^{-4}$	$20,6 \times 10^{-4}$	0,05	-0,07	0,01	-0,67	6,79	491,64	730
KOSPI	$10,7 \times 10^{-4}$	$17,2 \times 10^{-4}$	0,04	-0,04	0,01	-0,35	3,69	30,23	748
MEXBOL	$14,6 \times 10^{-4}$	$22,6 \times 10^{-4}$	0,07	-0,06	0,01	-0,15	6,12	310,61	760
PCOMP	$11,4 \times 10^{-4}$	$8,7 \times 10^{-4}$	0,05	-0,08	0,01	-0,50	6,82	480,09	740

* Statistično značilno pri 5%.

Vir: Lastni izračuni.

V času krize so vsi indeksi razvitih držav imeli negativno srednjo vrednost. Med razvijajočimi trgi so s pozitivnimi donosi izstopali IBOV, SENSEX, IPSA, JCI in MEXBOL. Volatilnost med indeksi se ni bistveno razlikovala. Več kot polovica indeksov je imela koeficient asimetričnosti pozitiven, kar je obratno od predkriznega obdobja. Pomembno je poudariti, da se je razvitim trgom dvignila leptokurtičnost in v nekaterih primerih tudi presegla nivoje razvijajočih držav. Test JB je ponovno pokazal, da zavrnemo ničelno hipotezo o normalni porazdelitvi pri vseh indeksih (glej Tabelo 35).

Tabela 35: Statistika časovnih vrst zveznih donosov delniških indeksov v obdobju od 30.6.2007 do 30.6.2010

	Srednja vrednost	Mediana	Maks.	Min.	Standardni odklon	Koeficient asimetričnosti	Koeficient sploščenosti	Vrednost Jarque Bera testa*	Število opazovanj
CAC	-7,4x 10 ⁻⁴	-1,3 x 10 ⁻⁴	0,11	-0,09	0,02	0,24	7,99	804,07	767
DAX	-3,9 x 10 ⁻⁴	6,9 x 10 ⁻⁴	0,11	-0,07	0,02	0,28	8,63	1.015,91	761
NKY	-9 x 10 ⁻⁴	0,1 x 10 ⁻⁴	0,13	-0,12	0,02	-0,31	8,88	1.068,57	733
SPX	-5 x 10 ⁻⁴	8,2 x 10 ⁻⁴	0,11	-0,09	0,02	-0,14	8,31	889,56	756
UKX	-3,9 x 10 ⁻⁴	2,4 x 10 ⁻⁴	0,09	-0,09	0,02	-0,02	7,77	719,68	759
HSI	-1,1 x 10 ⁻⁴	5,4 x 10 ⁻⁴	0,13	-0,14	0,02	0,14	7,35	586,99	740
IBOV	1,5 x 10 ⁻⁴	12,9 x 10 ⁻⁴	0,14	-0,12	0,02	0,06	7,51	627,16	739
RTS	-4,7 x 10 ⁻⁴	16,9 x 10 ⁻⁴	0,20	-0,21	0,03	-0,26	11,03	2.008,22	744
SENSEX	2,6 x 10 ⁻⁴	9,9 x 10 ⁻⁴	0,16	-0,12	0,02	0,22	7,97	766,67	739
SHCOMP	-6,4 x 10 ⁻⁴	10,6 x 10 ⁻⁴	0,09	-0,08	0,02	-0,14	4,49	70,54	733
IPSA	2,1 x 10 ⁻⁴	9,7 x 10 ⁻⁴	0,12	-0,06	0,01	0,38	12,50	2.824,95	746
JCI	4,3 x 10 ⁻⁴	15,6 x 10 ⁻⁴	0,08	-0,11	0,02	-0,47	7,46	627,37	726
KOSPI	-0,4 x 10 ⁻⁴	10,5 x 10 ⁻⁴	0,11	-0,11	0,02	-0,50	8,54	985,58	746
MEXBOL	0,0 x 10 ⁻⁴	9,1 x 10 ⁻⁴	0,10	-0,07	0,02	0,28	7,03	519,39	754
PCOMP	-1,1 x 10 ⁻⁴	2,9 x 10 ⁻⁴	0,09	-0,13	0,02	-0,68	10,32	1.686,19	730

* Statistično značilno pri 5%.

Vir: Lastni izračuni.

5.3.2 Stacionarnost časovne vrste donosnosti indeksov

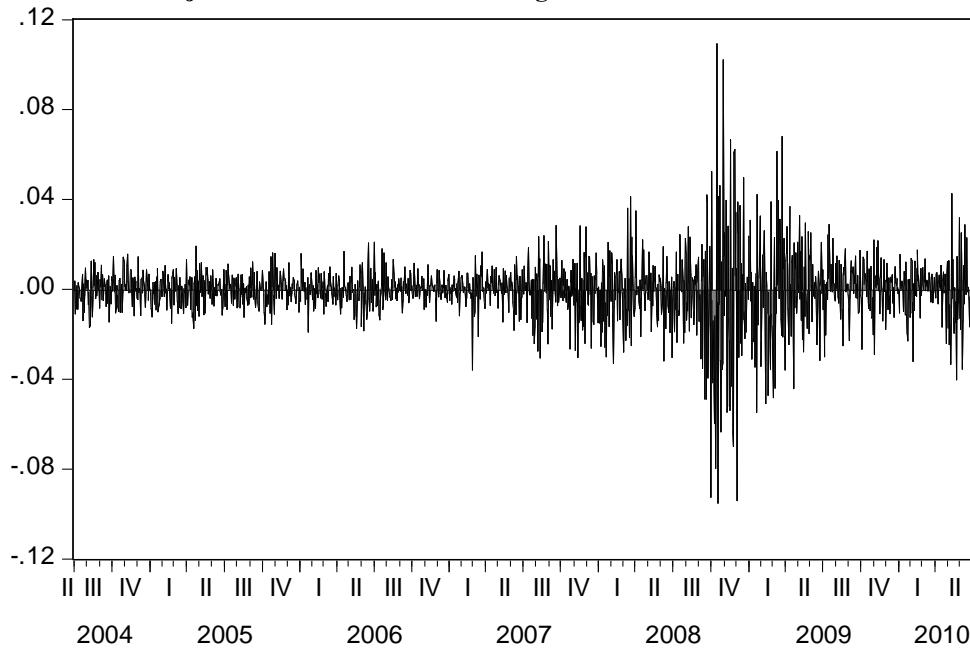
S prilagojenim Dickey – Fuller testom smo preverili nestacionarnost indeksov v obdobju pred krizo kot v času krize. Izkazalo se je, da je izračunana vrednost testa za vse indekse višja od kritične teoretične vrednosti. Ničelno hipotezo o nestacionarnosti smo tako zavrnili. Indeksi izkazujejo stacionarno časovno vrsto zvezne dnevne donosnosti (glej Tabelo 36).

Tabela 36: Preverjanje stacionarnosti časovnih vrst donosnosti indeksov z Dickey-Fuller testom

	Dickey - Fuller test (pred krizo)	Dickey - Fuller test (med krizo)	Kritična vrednost pri stopnji tveganja $\alpha =$ 0,01
CAC	29,13	30,25	
DAX	28,03	28,68	
NKY	27,68	28,49	
SPX	28,67	23,48	
UKX	29,83	13,51	
HSI	27,57	28,37	
IBOV	27,03	27,76	
RTS	25,03	24	3,44
SENSEX	25,79	25,18	
SHCOMP	26,78	26,95	
IPSA	25,07	23,55	
JCI	24,49	23,71	
KOSPI	26,47	26,99	
MEXBOL	24,81	25,17	
PCOMP	24,8	23,44	

Vir: Lastni izračuni.

Slika 23: Gibanje dnevne donosnosti ameriškega indeksa SPX od 30.6.2004 do 30.6.2010



Vir: Lastni izračuni.

5.3.3 Modeliranje srednje vrednosti

5.3.3.1 Modeliranje srednje vrednosti pred svetovno finančno krizo

V Prilogi 6 prikazujemo ocenjene parametre srednje vrednosti ARMA modelov za obdobje od 30.6.2004 do 30.6.2007. V veliki večini primerov se je izkazal kot najustreznejši model ARMA (1,1), in sicer za sedem indeksov, od katerih so trije iz razvitih in štirje iz trgov

držav v razvoju. Sledi ARMA (2,2) za štiri indekse, AR (1) za dva ter ARMA (3,3) in MA (1) za enega.

Q-statistika izbranih modelov je razkrila, da ima večina nižjo vrednost od kritične. Izjeme so UKX, RTS, IPSA, MEXBOL in PCOMP. Indeks IPSA ima Q-statistiko pri vseh treh odlogih višjo od kritične vrednosti. Izbrani model je imel v množici proučevanih najnižjo vrednost Q-statistike in zato za njega ne moremo zavrniti ničelne hipoteze o neobstoju avtokorelacije (glej Tabelo 37).

Tabela 37: Ljung-Box Q-test napak modela srednje vrednosti za izbran ARMA model v času pred svetovno finančno krizo

ODLOG	30.6.2004 – 30.6.2007		
	k = 5	k = 10	k = 15
CAC	2,4	7,08	10,68
DAX	3,33	5,02	6,87
NKY	4,41	8,08	10,21
SPX	2	6,08	12,07
UKX	8,95	22,11	35,29
HSI	2,34	9,71	15,75
RTS	12,04	15,36	29,28
SENSEX	4,69	10,1	12,73
SHCOMP	1,09	1,89	13,02
IPSA	16,6	27,79	35,12
JCI	2,79	12,86	22,32
KOSPI	3,16	16,71	20,9
MEXBOL	9,97	21,52	24,59
PCOMP	12,64	15,45	28,81

Kritična vrednost pri stopnji tveganja $\alpha = 0,05$ znaša $\chi^2_{(5)} = 11,07$, $\chi^2_{(10)} = 18,307$, $\chi^2_{(15)} = 24,996$,

Vir: Lastni izračuni.

5.3.3.1.1 Testiranje za ARCH učinke

V spodnji tabeli so predstavljeni rezultati ARCH testa za vse indekse v času pred svetovno finančno krizo. Na podlagi rezultatov ARCH testa in pri zanemarljivi stopnji tveganja zavrnemo ničelno hipotezo. Izračunane vrednosti testa so višje od kritične vrednosti pri vseh proučevanih indeksih in vseh odlogih. To pomeni, da so časovne vrste podvržene ARCH procesu (glej Tabelo 38).

Tabela 38: Rezultati ARCH testa v času pred svetovno finančno krizo

ODLOG	30.6.1994 – 30.6.1997		
	k = 5	k = 10	k = 15
CAC	54,51	69,79	81,45
DAX	47,60	67,85	72,63
NKY	41,43	54,90	62,54
SPX	11,21	31,78	40,12
UKX	94,17	113,55	135,12
HSI	30,26	35,66	47,11
IBOV	26,49	42,08	52,48
RTS	63,90	68,77	103,99
SENSEX	161,79	169,03	180,68
SHCOMP	26,03	26,91	47,88
IPSA	66,05	71,39	72,15
JCI	81,78	91,16	96,12
KOSPI	20,62	35	44,67
MEXBOL	80,82	120,82	163,30
PCOMP	54,41	63,63	66,99

Kritična vrednost pri stopnji tveganja $\alpha = 0,05$ znaša $\chi^2_{(5)} = 11,07$, $\chi^2_{(10)} = 18,307$, $\chi^2_{(15)} = 24,996$,
Vir: Lastni izračuni.

5.3.3.2 Modeliranje srednje vrednosti v času svetovne finančne krize

V Prilogi 6 prikazujemo ocnjene parametre modela srednje vrednosti v času svetovne finančne krize. Ponovno se je kot najprimernejši izkazal ARMA (1,1), saj je bil ustrezen za modeliranje donososti petih indeksov, dveh indeksov razvitih in treh trgov v razvoju. Med ostale primerne modele so se uvrstili še ARMA (3,3), ARMA (2,2), ARMA (1,2), ARMA (2,1), AR (1) in MA (1).

Večina indeksov izkazuje nižjo Q-statistiko od kritične vrednosti. V primeru indeksov CAC, DAX, RTS in UKX je vrednost Q-statistike višja od kritične pri vsaj enem odlogu. UKX in CAC imata Q-statistiko višjo od kritične pri vseh treh odlogih. Med proučevanimi modeli srednje vrednosti sta izbrana modela imela najnižjo vrednost Q-statistike, vendar za oba modela ne moremo zavrniti ničelne hipoteze o neobstoju avtokorelacije (glej Tabelo 39).

Tabela 39: Ljung-Box Q-test napak modela srednje vrednosti za izbran ARMA model v času svetovne finančne krize

ODLOG	30.6.2007 – 30.6.2010		
	k = 5	k = 10	k = 15
CAC	13,05	22,84	27,37
DAX	11,24	13,01	16,29
NKY	2,77	8,56	12,22
SPX	4,77	8,09	14,8
UKX	22,66	30,55	34,56
HSI	2,01	14,2	18,39
IBOV	3,6	9,32	11,2
RTS	5,63	29,4	42,83
SENSEX	3,87	12,84	15,25
SHCOMP	2,71	5,1	17,26
IPSA	5,48	15,81	19,8
JCI	2,56	5,23	18,6
KOSPI	2,53	5,97	12,3
MEXBOL	3,4	10,57	23,45
PCOMP	5,25	8,03	16,15

Kritična vrednost pri stopnji tveganja $\alpha = 0,05$ znaša $\chi^2_{(5)} = 11,07$, $\chi^2_{(10)} = 18,307$, $\chi^2_{(15)} = 24,996$,
Vir: Lastni izračuni.

5.3.3.2.1 Testiranje za ARCH učinke

V spodnji tabeli so predstavljeni rezultati ARCH testa za vse indekse v času svetovne finančne krize. Na podlagi rezultatov ARCH testa in pri zanemarljivi stopnji tveganja zavrnemo ničelno hipotezo. Izračunane vrednosti testa so višje od kritične vrednosti pri vseh proučevanih indeksih in vseh odlogih. To pomeni, da so časovne vrste podvržene ARCH procesu (glej Tabelo 40).

Tabela 40: Rezultati ARCH testa v času svetovne finančne krize

ODLOG	30.6.1994 – 30.6.1997		
	k = 5	k = 10	k = 15
CAC	120,81	137,90	155,34
DAX	98,50	129,31	164,23
NKY	254,71	277,59	279,11
SPX	197,43	224,68	252,02
UKX	139,63	162,59	179,43
HSI	162,96	187,15	213,71
IBOV	191,86	252,51	280,40
RTS	119,93	142,10	248,33
SENSEX	44,05	65,94	67,64
SHCOMP	20,44	42,23	45,72
IPSA	91,26	140,99	151,73
JCI	115,23	126,36	131,49
KOSPI	172,37	199,36	208,53
MEXBOL	81	126,81	163,02
PCOMP	71,87	88,98	104,81

Kritična vrednost pri stopnji tveganja $\alpha = 0,05$ znaša $\chi^2_{(5)} = 11,07$, $\chi^2_{(10)} = 18,307$, $\chi^2_{(15)} = 24,996$,
Vir: Lastni izračuni.

6 NESTANOVITNOSTI RAZVITIH IN RAZVIJAJOČIH TRGOV V ČASU AZIJSKE KRIZE

6.1 Analiza nestanovitnosti z GARCH modelom

Volatilnost oz. vztrajnost nestanovitnosti⁸⁴ razvitih in razvijajočih trgov se v času azijske krize, glede na obdobje pred njo, ni gibala v enaki smeri. Pri razvitih trgih je volatilnost v času krize celo upadla. Na drugi strani so razvijajoči trgi v času krize postali bolj volatilni. Povprečna vrednost vsote parametrov ARCH in GARCH je v času krize narastla iz 0,9159 na 0,9439. V enakem obdobju je na razvitih trgih prišlo do padca iz 0,9823 na 0,9611.

Rezultati prav tako razkrivajo, da so tako razviti kot razvijajoči trgi imeli višje vrednosti GARCH parametra oz. dolgega spomina v strukturi nestanovitnosti. Bistvena razlika razvijajočih trgov je bila relativno višja vrednost ARCH parametra oz. kratkega spomina v primerjavi z razvitimi. Na drugi strani so razviti trgi izkazovali relativno višjo vrednost GARCH parametra. Prvi prikazuje vpliv novih informacij na gibanje pogojne variance. Drugi določa vztrajnost šokov na pogojno varianco oz. razkriva, da višji kot je koeficient, dlje časa je potrebno, da šoki izzvenijo.

Struktura nestanovitnosti v času krize se je bistveno spremenila, saj je bilo opaziti relativen dvig kratkega spomina. Na nekaterih trgih je namreč prišlo do podvojitve vrednosti. Nove informacije v času krize so pomembnejše vplivale na pogojno varianco kot pred krizo. Pri nekaterih indeksih držav v razvoju, kot so RTS, SENSEX, SHCOMP, IPSA, KOSPI, je bilo opaziti obraten trend, saj se je ARCH parameter znižal.

Pojasnjevalna moč GARCH modela je bila višja pri razvitih trgih, saj so izkazovali višjo povprečno vrednost AIC kriterija v obeh obdobjih. V času krize je model izgubil na kakovosti. Povprečna vrednost AIC kriterija je namreč tako pri razvijajočih kot razvitih trgih padla za dobrih 13 %.

Volatilnost razvitih trgov je bila višja. Povprečna vrednost vsote ARCH in GARCH parametra je pri razvitih znašala 0,9823 in pri razvijajočih 0,9159. V času pred azijsko krizo so tako razviti kot razvijajoči trgi imeli višje vrednosti dolgega spomina. Pomembna razlika izhaja iz relativne primerjave. Razvijajoči trgi so namreč imeli višje vrednosti kratkega spomina, v primerjavi z razvitimi trgi. Najvišjo vrednost ARCH parametra je imel indeks SHCOMP, najvišjo vrednost GARCH pa UKX. Posledično je bil vpliv novih informacij na pogojno varianco višji. Pri indeksih UKX in JCI vsaj en parameter ni statistično značilen. Pojasnjevalna moč GARCH modelov je višja pri razvitih trgih, kjer je povprečna vrednost AIC znašala 6,6 in pri razvijajočih 5,6 (glej Tabelo 41).

⁸⁴ Volatilnost oz. vztrajnost nestanovitnosti = ARCH + GARCH parameter

Tabela 41: Ocenjeni parametri GARCH modela pred azijsko krizo v obdobju od 30.6.1994 do 30.6.1997

RAZVITI TRGI					
	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX
ARCH	0,03518 (2,37)	0,06439 (2,54)	0,04175 (3,08)	0,05707 (2,99)	0,01560 (1,38)**
GARCH	0,95602 (48,00)	0,89058 (18,62)	0,94930 (62,25)	0,92931 (42,36)	0,97234 (41,20)
AIC	-6,33467	-6,64676	-6,16262	-7,24670	-7,21481
BIC	-6,29132	-6,60364	-6,11899	-7,21001	-7,17192
HQ	-6,31796	-6,63015	-6,14580	-7,23257	-7,19829
TRGI V RAZVOJU					
	HSI	IBOV	RTS	SENSEX	SHCOMP
ARCH	0,04573 (2,57)	0,10763 (4,14)	0,29452 (3,27)	0,12273 (3,04)	0,30953 (3,47)
GARCH	0,93322 (34,14)	0,88390 (34,29)	0,68620 (10,24)	0,82137 (15,49)	0,66070 (10,32)
AIC	-6,12265	-4,94044	-4,61993	-5,81504	-4,50015
BIC	-6,07922	-4,89672	-4,55525	-5,77621	-4,45652
HQ	-6,10591	-4,82358	-4,59442	-5,80004	-4,48333
	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP
ARCH	0,14983 (5,07)	0,25823 (3,70)	0,08645 (2,63)	0,08228 (3,53)	0,13688 (3,80)
GARCH	0,80608 (24,30)	0,23902 (1,61)	0,82560 (12,06)	0,89900 (36,07)	0,80572 (18,01)
AIC	-6,28487	-6,80158	-6,30951	-5,66019	-6,28646
BIC	-6,24783	-6,75777	-6,27149	-5,62315	-6,24950
HQ	-6,27060	-6,78468	-6,29497	-5,64592	-6,27222

*dvostranski preizkus; **parameter ni statistično značilen.

Vir: Lastni izračuni.

Volatilnost razvitih trgov je bila višja nasproti razvijajočim. Povprečna vrednost vsote ARCH in GARCH parametra je pri razvitih znašala 0,9611 in pri razvijajočih 0,9439. Delež dolgega spomina je v strukturi nestanovitnosti prevladoval, medtem ko je imel kratek spomin pri razvijajočih trgih relativno višjo vrednost. V strukturi nestanovitnosti je porastel relativen vpliv kratkega spomina. Najvišjo vrednost ARCH parametra je imel RTS, najvišjo vrednost GARCH parametra pa UKX. Pojasnevalna moč GARCH modelov je bila višja pri razvitih trgih, kjer je bila povprečna vrednost AIC kriterija 5,7 in pri razvijajočih 4,9 (glej Tabelo 42).

Tabela 42: Ocjenjeni parametri GARCH modela v času azijske krize v obdobju od 30.6.1997 do 30.6.2000

RAZVITI TRGI					
	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX
ARCH	0,07248 (3,51)	0,09213 (3,58)	0,07353 (2,93)	0,05235 (2,44)	0,06181 (2,30)
GARCH	0,88816 (25,82)	0,86768 (23,49)	0,88915 (23,69)	0,90739 (23,69)	0,90070 (19,98)
AIC	-5,65347	-5,45484	-5,56212	-5,98914	-5,97943
BIC	-5,61670	-5,41198	-5,52473	-5,94633	-5,94277
HQ	-5,63931	-5,43833	-5,54770	-5,97265	-5,96531
TRGI V RAZVOJU					
	HSI	IBOV	RTS	SENSEX	SHCOMP
ARCH	0,10280 (3,84)	0,19037 (4,97)	0,27932 (4,65)	0,09929 (2,97)	0,21899 (3,60)
GARCH	0,84317 (21,65)	0,77135 (18,66)	0,64756 (10,70)	0,82783 (13,41)	0,65892 (8,09)
AIC	-4,78478	-4,43346	-3,82491	-5,14310	-5,64997
BIC	-4,74111	-4,38998	-3,78806	-5,09939	-5,60565
HQ	4,76794	-4,41670	-3,81071	-5,12624	-5,63287
	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP
ARCH	0,13237 (3,62)	0,27645 (3,78)	0,07493 (4,00)	0,14635 (3,89)	0,18602 (4,18)
GARCH	0,80679 (16,66)	0,70413 (12,71)	0,92595 (52,70)	0,76285 (13,61)	0,78347 (18,12)
AIC	-5,86459	-4,75054	-4,45440	-4,99673	-5,23495
BIC	-5,82767	-4,71311	-4,41957	-4,95992	-5,19201
HQ	-5,85037	-4,73610	-4,44103	-4,98255	-5,21841

*dvostranski preizkus.

Vir: Lastni izračuni.

6.2 Analiza nestanovitnosti z IGARCH modelom

Z IGARCH modelom modeliramo pogojno varianco ob predpostavki, da so šoki na varianco neskončni. Informacije imajo trajen vpliv na nestanovitnost za vsa prihodnja obdobja. Razviti kot razvijajoči trgi so pred in v času azijske krize imeli v strukturi nestanovitnosti višji delež GARCH parametra. Poudariti je potrebno, da je le-ta bil relativno višji pri razvitih trgih.

Primerjava rezultatov pred in v času krize razkriva, da je prišlo pri razvitih trgih do padca pomena dolgega spomina, v primerjavi z obdobjem pred krizo. To pomeni, da so nove informacije oz. novi šoki imeli večji vpliv na delovanje pogojne variance v času krize kot pred njo. Na drugi strani, pri razvijajočih trgih ni bilo enotne smeri v strukturi. Indeksi HSI, JCI, KOSPI, MEXBOL in IPSA so beležili velik skok kratkega spomina, medtem ko je bil trend ostalih indeksov obraten.

Pojasnjevalna moč IGARCH modela je bila najmočnejša pri razvitih trgih v obdobju pred krizo. V času krize je AIC kriterij padel tako razvitim kot trgom v razvoju, vendar slednjim močneje.

V času pred azijsko krizo so razviti kot razvijajoči trgi imeli višje vrednosti dolgega spomina. Relativna primerjava razkriva, da je bil kratki spomin močnejši pri razvijajočih trgih, v primerjavi z razvitimi. Pojasnjevalna moč GARCH modelov je bila višja pri razvitih trgih, kjer je povprečna vrednosti AIC znašala 6,7 in pri razvijajočih 5,7 (glej Tabelo 43).

Tabela 43: Ocenjeni parametri IGARCH modela pred azijsko krizo v obdobju od 30.6.1994 do 30.6.1997

RAZVITI TRGI					
	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX
ARCH	0,03335 (3,30)	0,03639 (3,91)	0,04131 (4,19)	0,05338 (4,89)	0,01512 (2,48)
GARCH	0,96665 (95,66)	0,96361 (103,64)	0,95869 (97,29)	0,94662 (86,68)	0,98488 (161,26)
AIC	-6,33450	-6,63929	-6,15544	-7,23473	-7,21639
BIC	-6,30354	-6,60849	-6,12428	-7,21027	-7,18575
HQ	-6,32521	-6,62742	-6,14343	-7,22531	-7,20459
TRGI V RAZVOJU					
	HSI	IBOV	RTS	SENSEX	SHCOMP
ARCH	0,04121 (4,22)	0,08467 (6,267)	0,11977 (6,27)	0,07342 (5,57)	0,11521 (9,03)
GARCH	0,95879 (98,28)	0,91533 (67,74)	0,88023 (46,09)	0,92658 (70,34)	0,88479 (69,38)
AIC	-6,11506	-4,93526	-4,58355	-5,79178	-4,43623
BIC	-6,08404	-4,90404	-4,53734	-5,76589	-4,40507
HQ	-6,10310	-4,92322	-4,56532	-5,78177	-4,42422
	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP
ARCH	-0,00059 (-2,06)	0,03258 (3,98)	0,02756 (3,55)	0,06827 (5,70)	0,08126 (6,47)
GARCH	1,00059 (3,509,33)	0,96742 (118,24)	0,97244 (125,21)	0,93173 (77,80)	0,91874 (73,15)
AIC	-6,16595	-6,76171	-6,28599	-5,65063	-6,26536
BIC	-6,14126	-6,73042	-6,26426	-5,62593	-6,24072
HQ	-6,15643	-6,74964	-6,27768	-5,64111	-6,25586

*dvostranski preizkus.

Vir: Lastni izračuni.

Podobno kot pred krizo, v času krize dolgi spomin v strukturi nestanovitnosti prevladuje. Bistvena razlika je v tem, da je v strukturi nestanovitnosti porastel relativen pomen kratkega spomina razvitih trgov. Kriza ni vplivala na vrednost GARCH parametra razvijajočih trgov, medtem ko so razviti beležili pomemben upad. Pojasnjevalna moč GARCH modelov je bila višja pri razvitih trgih, kjer je bila povprečna vrednost AIC kriterija 5,7 in pri razvijajočih 4,9 (glej Tabelo 44).

Tabela 44: Ocenjeni parametri IGARCH modela v času azijske krize, v obdobju od 30.6.1997 do 30.6.2000

RAZVITI TRGI					
	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX
ARCH	0,05694 (5,29)	0,07377 (5,70)	0,06214 (5,14)	0,04326 (4,26)	0,05161 (4,28)
GARCH	0,94306 (87,59)	0,92623 (71,59)	0,93786 (77,59)	0,95674 (94,29)	0,94839 (78,56)
AIC	-5,64386	-5,43582	-5,54823	-5,97449	-5,97181
BIC	-5,61935	-5,40521	-5,52330	-5,94392	-5,94737
HQ	-5,63442	-5,42403	-5,53862	-5,96272	-5,96240
TRGI V RAZVOJU					
	HSI	IBOV	RTS	SENSEX	SHCOMP**
ARCH	0,07422 (5,64)	-0,00003 (-0,12)	0,09221 (7,10)	0,06227 (4,81)	0,08888 (14,97)
GARCH	0,92578 (70,29)	1,00004 (3.467,06)	0,90779 (69,88)	0,93773 (72,37)	0,91112 (153,42)
AIC	-4,75105	-4,23052	-3,78765	-5,11655	-5,50458
BIC	-4,71986	-4,19946	-3,76309	-5,08532	-5,47925
HQ	-4,73903	-4,21855	-3,69327	-5,10450	-5,49480
	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP
ARCH	0,09084 (6,05)	0,11947 (8,47)	0,06640 (5,30)	0,09522 (6,56)	-0,00130 (-4,22)
GARCH	0,90917 (60,59)	0,88053 (62,43)	0,93360 (74,49)	0,90478 (62,36)	1,00130 (3.253,64)
AIC	-5,84136	-4,71000	-4,45049	-4,95585	-5,13036
BIC	-5,81674	-4,68505	-4,42728	-4,93131	-5,09969
HQ	-5,83187	-4,70038	-4,44158	-4,94640	-5,11855

*dvostranski preizkus.

**Indeks SHCOMP – modela IGARCH ni bilo mogoče izračunati za Studentovo – t porazdelitev. Uporabili smo normalno porazdelitev.

Vir: Lastni izračuni.

6.3 Analiza nestanovitnosti z EGARCH modelom

Do sedaj smo pri analizi uporabili simetrična GARCH modela, ki opisujeta procese, ki predpostavljajo, da so učinki na nestanovitnost enaki, ne glede na predznak sprememb. Na drugi strani asimetrični modeli upoštevajo različnost vpliva negativnih in pozitivnih sprememb na pogojno varianco. Učinek vzvoda oz. parameter L^{85} je mera asimetričnosti, ki razkriva vpliv šokov na pogojno varianco. V primeru, da je $L < 0$, pozitivni šoki (dobre novice) povzročijo manj volatilnost od negativnih šokov (slabih novic). V kolikor je $L > 0$, pozitivni šoki povzročajo višjo volatilnost od negativnih šokov. V nadaljevanju bomo podrobneje predstavili rezultate analize z EGARCH modelom.

⁸⁵ L – Leverage Effect oz. učinek vzvoda.

V strukturi nestanovitnosti prevladuje GARCH parameter oz. dolgi spomin, in sicer tako na obeh trgih kot v obeh obdobjih. Učinek vzvoda je v času krize poskočil pri vseh indeksih, razen pri PCOMP, KOSPI in NKY, pri čemer smo upoštevali samo tiste, ki so bili statistično značilni. Povprečna absolutna vrednost parametra L je bila v krizi |-0,11|, medtem ko je bila pred krizo |-0,06|. Primerjava med razvitimi in razvijajočimi trgi razkriva, da je bil učinek vzvoda na obeh trgih pred krizo podoben. V kolikor izločimo indeks SPX, ki izstopa po vrednost parametra L, je učinek vzvoda v času krize bistveno bolj porastel na razvijajočih trgih kot na razvitih.

Pojasnjevalna moč EGARCH modela je v času krize upadla pri vseh indeksih. Relativno gledano je prišlo do identičnega upada tako na razvitih kot razvijajočih trgih. Povprečna vrednost AIC kriterija razvitih držav je v času krize padla na 5,7, medtem ko pri razvijajočih na 5,1. Pred krizo je več kot polovica modelov izkazovala parametre, ki niso bili statistično značilni.

V času pred azijsko krizo je v strukturi nestanovitnosti prevladoval dolgi spomin. Parameter L pri nekaterih indeksih, kot so CAC, DAX, RTS, SENSEX, SHCOMP in JCI, ni bil statistično značilen. Najvišjo absolutno vrednost učinka vzvoda smo zabeležili pri indeksu PCOMP. Pojasnjevala moč EGARCH modela na razvitih trgih je bila verodostojna samo za indeks SPX, saj je imel vse parametre statistično značilne. Povprečna vrednost AIC kriterija na razvijajočih trgih je znašala 5,9. Več kot polovica vseh modelov je imela parametre, ki niso bili statistično značilni (glej Tabelo 45).

Tabela 45: Ocenjeni parametri EGARCH modela v času pred azijsko krizo, v obdobju od 30.6.1994 do 30.6.1997

RAZVITI TRGI					
	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX
ARCH	-0,05285 (-0,88)	0,14487 (3,05)	-0,00029 (-0,02)**	0,12567 (3,30)	0,03576 (0,99)**
L	0,01570 (0,51)**	-0,04599 (-1,64)**	-0,06808 (-8,24)	-0,06003 (2,14)	-0,07471 (-2,74)
GARCH	-0,80796 (-3,21)	0,94929 (34,21)	0,99515 (517,34)	0,97371 (91,21)	0,93439 (26,60)
AIC	-6,30798	-6,65147	-6,19473	-7,25049	-7,22241
BIC	-6,25844	-6,60219	-6,14487	-7,20768	-7,17338
HQ	-6,28888	-6,63248	-6,17550	-7,23399	-7,20352
TRGI V RAZVOJU					
	HSI	IBOV	RTS	SENSEX	SHCOMP
ARCH	0,10798 (2,76)	0,19609 (4,14)	0,46064 (4,76)	0,23438 (3,51)	0,39927 (52,65)
L	-0,05437 (-2,09)	-0,05571 (-2,10)	0,05879 (1,13)**	-0,03232 (-1,04)**	0,04350 (1,04)**
GARCH	0,97110 (62,49)	0,97841 (98,89)	0,89763 (24,61)	0,93061 (28,74)	0,90354 (31,65)
AIC	-6,12500	-4,94881	-4,62096	-5,81035	-4,48996
BIC	-6,07536	-4,89885	-4,54704	-5,76505	-4,44010
HQ	-6,10586	-4,92954	-4,59181	-5,79284	-4,47074
	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP
ARCH	0,24458 (5,76)	0,41564 (4,19)	0,15116 (2,87)	0,14883 (4,07)	0,08108 (2,59)
L	-0,04416 (-2,01)	-0,08786 (-1,51)**	-0,07232 (-2,65)	-0,07170 (-3,41)	-0,08234 (-5,13)
GARCH	0,96541 (64,22)	0,55040 (3,78)	0,94079 (34,99)	0,98634 (137,12)	0,98217 (120,53)
AIC	-6,28326	-6,80353	-6,32318	-5,66700	-6,29543
BIC	-6,24005	-6,75347	-6,27972	-5,62378	-6,25231
HQ	-6,26661	-6,78422	-6,30656	-5,65034	-6,27882

*dvostranski preizkus; ** parameter ni statistično značilen.

Vir: Lastni izračuni.

V času azijske krize je v strukturi nestanovitnosti prevladoval dolgi spomin. Parameter L ni bil statistično značilen samo pri indeksih RTS in KOSPI. Najvišjo absolutno vrednost učinka vzvoda smo zabeležili pri indeksih SPX |-0,3| in IBOV |-0,19|. Pojasnjevalna moč EGARCH modela je bila višja pri razvitih trgih s povprečno vrednostjo AIC kriterija 5,7. Zgolj dva modela nista imela statistično značilnih parametrov (glej Tabelo 46).

Tabela 46: Ocenjeni parametri EGARCH modela v času azijske krize, v obdobju od 30.6.1997 do 30.6.2000

RAZVITI TRGI					
	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX
ARCH	0,11410 (2,76)	0,19264 (3,85)	0,13431 (3,22)	0,00060 (0,01)**	0,03635 (1,21)**
L	-0,09077 (-3,19)	-0,09628 (-3,08)	-0,06256 (-2,22)	-0,29998 (-7,07)	-0,09442 (-4,21)
GARCH	0,95451 (53,86)	0,92355 (35,91)	0,96639 (58,54)	0,85863 (26,60)	0,98569 (127,91)
AIC	-5,66157	-5,46003	-5,56161	-6,05976	-5,99997
BIC	-5,61867	-5,41105	-5,51798	-6,01084	-5,95721
HQ	-5,64504	-5,44116	-5,54479	-6,04092	-5,98350
TRGI V RAZVOJU					
	HSI	IBOV	RTS	SENSEX	SHCOMP
ARCH	0,13927 (3,16)	0,24681 (5,00)	0,48920 (-6,39)	0,21434 (3,57)	0,37268 (5,00)
L	-0,13830 (-4,60)	-0,19528 (-6,23)	-0,05452 (-1,20)**	-0,06879 (-2,01)	-0,09305 (-2,24)
GARCH	0,94582 (60,32)	0,93905 (59,13)	0,82150 (18,96)	0,91742 (23,95)	0,89822 (23,65)
AIC	-4,81644	-4,48233	-3,82340	-5,13914	-5,65099
BIC	-4,76654	-4,43263	-3,78041	-5,08918	-5,60033
HQ	-4,79720	-4,46317	-3,80684	-5,11987	-5,63143
	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP
ARCH	0,17821 (3,69)	0,44434 (5,52)	0,16664 (4,29)	0,21062 (3,40)	0,33633 (5,43)
L	-0,06719 (-3,18)	-0,10691 (-2,34)	-0,01747 (-0,89)**	-0,16166 (-5,21)	-0,05845 (-1,86)
GARCH	0,96867 (69,04)	0,89990 (29,57)	0,98136 (88,50)	0,93010 (47,41)(0,94183 (41,87)
AIC	-5,86324	-4,75872	-4,46258	-5,02602	-5,23681
BIC	-5,82017	-4,71505	-4,42194	-4,98308	-5,18774
HQ	-5,84664	-4,74188	-4,44698	-5,00948	-5,21791

*dvostranski preizkus; ** parameter ni statistično značilen.

Vir: Lastni izračuni.

6.4 Analiza nestanovitnosti s PARCH modelom

V skupino asimetričnih modelov se uvršča PARCH model, kjer se ocenjuje vrednost potenčnega parametra⁸⁶. Pri simetričnih modelih, kot je npr. GARCH, je njegova vrednost dva.

Primerjava modela PARCH v obdobju pred in v času krize razkriva, da je bil pri večini proučevanih indeksov potenčni parameter statistično značilen. Izjema sta DAX pred krizo in KOSPI v obeh obdobjih. Pred krizo so samo štirje modeli PARCH imeli vse parametre

⁸⁶ V naši analizi označen s črko P.

statistično značilne, medtem ko se je ta številka v času krize povzpela na devet. Povprečna vrednost potenčnega parametra je upadla pri razvijajočih trgih v času krize, v primerjavi z obdobjem pred se ni bistveno spremenila (upoštevali smo zgolj modele PARCH, ki so imeli vse parametre statistično značilne). Pri razvitih trgih je prišlo do padca povprečne vrednosti potenčnega parametra. Poudariti je potrebno, da je pred krizo bil zgolj en model na razvitih trgih, kjer so bili vsi parametri statistično značilni. Pojasnjevalna moč modela PARCH se je v času krize poslabšala tako pri razvitih kot pri razvijajočih trgih.

V času pred azijsko krizo je bila povprečna vrednost potenčnega parametra višja na razvijajočih kot na razvitih trgih. Prvi so dosegli vrednost 2,1, medtem ko drugi 1,5. Pri razvitih trgih je bil zgolj en model, kjer so bili vsi parametri statistično značilni. V kolikor podrobnejše analiziramo potenčni parameter P ugotovimo, da ni bil statistično značilen pri dveh indeksih, in sicer DAX in KOSPI. Pojasnjevalna moč modela je bila višja na razvitih trgih, kjer je informacijski kriterij AIC dosegel povprečno vrednost 6,2, medtem ko pri razvijajočih 5,8 (glej Tabelo 47).

V času azijske krize je bila povprečna vrednost potenčnega parametra prav tako višja na razvijajočih kot na razvitih trgih. V proučevanem obdobju je bilo devet modelov, ki so imeli vse parametre statistično značilne. Potenčni parameter ni bil statistično značilen pri indeksu KOSPI. Pojasnjevalna moč modela je bila višja na razvitih trgih, kjer je informacijski kriterij AIC dosegel povprečno vrednost 5,8, medtem ko pri razvijajočih 4,9 (glej Tabelo 48).

Tabela 47: Ocenjeni parametri PARCH modela v času pred azijsko krizo, v obdobju od 30.6.1994 do 30.6.1997

RAZVITI TRGI					
	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX
ARCH	0,03791 (1,73)	0,07148 (2,90)	0,04100 (3,07)	0,06273 (3,12)	0,01577 (0,02)**
L	0,26483 (1,29)**	0,42834 (1,79)	1,00000 (12,43)	0,49617 (1,55)	0,98269 (0,02)**
GARCH	0,94604 (39,65)	0,89889 (24,40)	0,96623 (72,20)	0,92972 (45,09)	0,91011 (16,57)
P	1,83523 (2,05)	0,60089 (1,57)**	0,88790 (2,08)	1,05200 (2,25)	2,01555 (2,17)
AIC	-6,33232	-6,65218	-6,18535	-7,24890	-7,22709
BIC	-6,27659	-6,59674	-6,12926	-7,19997	-7,17193
HQ	-6,31084	-6,63082	-6,16372	-7,23005	-7,20584
TRGI V RAZVOJU					
	HSI	IBOV	RTS	SENSEX	SHCOMP
ARCH	0,05259 (2,17)	0,10343 (3,84)	0,26843 (3,45)	0,12546 (2,74)	0,31955 (3,37)
L	0,51560 (1,54)**	0,30863 (1,72)	-0,19247 (-1,52)**	0,14380 (1,40)**	-0,09178 (-0,94)**
GARCH	0,92686 (33,12)	0,89432 (33,32)	0,69705 (10,17)	0,82086 (15,30)	0,63533 (8,06)
P	1,26985 (2,27)	1,12233 (2,51)	0,93537 (1,97)	2,03338 (2,72)	2,19307 (2,70)
AIC	-6,12402	-4,94715	-4,62210	-5,81265	-4,49652
BIC	-6,06817	-4,89094	-4,53893	-5,76086	-4,44043
HQ	-6,10249	-4,92547	-4,58930	-5,79263	-4,47489
	IPSA***	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP
ARCH	0,11978 (2,47)	0,22814 (3,46)	0,07799 (2,70)	0,02682 (0,92)**	0,09588 (2,69)
L	0,16222 (2,11)	0,25325 (1,54)**	0,57545 (3,07)	0,27340 (3,18)	0,27620 (2,26)
GARCH	0,69132 (8,73)	0,34192 (1,99)	0,88298 (20,62)	0,89117 (27,55)	0,83712 (20,08)
P	3,37693 (2,60)	1,47904 (1,85)	0,70392 (1,62)**	4,07908 (2,27)	2,24082 (2,77)
AIC	-6,28963	-6,80171	-6,32394	-5,67606	-6,29354
BIC	-6,23408	-6,74538	-6,27505	-5,62667	-6,24426
HQ	-6,26822	-6,77998	-6,30524	-5,65703	-6,27455

*dvostranski preizkus; ** parameter ni statistično značilen.

***Indeks IPSA - model PARCH ni bilo mogoče izračunati za Studentovo – t porazdelitev. Uporabili smo normalno porazdelitev.

Vir: Lastni izračuni.

Tabela 48: Ocjenjeni parametri PARCH modela v času azijske krize, v obdobju od 30.6.1997 do 30.6.2000

RAZVITI TRGI					
	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX**
ARCH	0,02438	0,09357	0,06947	0,09334	0,03096
	(0,06)**	(3,51)	(2,22)	(4,06)	(3,03)
L	0,94084	0,59208	0,29336	0,99997	0,97977
	(0,07)**	(2,49)	(1,59)**	(9,64)	(5,81)
GARCH	0,89416	0,85233	0,89366	0,85648	0,96120
	(28,17)	(23,07)	(25,55)	(22,34)	(56,65)
P	2,23987	0,97255	1,82986	0,85824	0,53482
	(2,57)	(2,37)	(2,32)	(3,19)	(1,45)
AIC	-5,66472	-5,46253	-5,56172	-6,03109	-6,00950
BIC	-5,61569	-5,40743	-5,51187	-5,97605	-5,96057
HQ	-5,64583	-5,44130	-5,54250	-5,97605	-5,99065
TRGI V RAZVOJU					
	HSI	IBOV	RTS	SENSEX	SHCOMP
ARCH	0,05701	0,08306	0,27266	0,05456	0,23549
	(0,06)**	(0,05)**	(4,87)	(1,19)**	(4,01)
L	0,99918	0,99510	0,09905	0,28595	0,22506
	(0,05)**	(0,04)**	(1,12)**	(1,95)	(2,31)
GARCH	0,87822	0,80540	0,65074	0,77106	0,68323
	(27,84)	(20,46)	(9,98)	(9,52)	(9,13)
P	1,59411	1,90187	1,69131	3,39522	1,65104
	(2,88)	(3,56)	(3,26)	(2,42)	(2,68)
AIC	-4,82066	-4,48547	-3,82145	-5,14958	-5,64882
BIC	-4,76452	-4,42956	-3,77232	-5,09338	-5,59183
HQ	-4,79901	-4,46391	-3,80252	-5,12791	-5,62682
	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP
ARCH	0,04183	0,25792	0,07454	0,10434	0,17814
	(1,05)**	(3,88)	(3,24)	(2,59)	(4,16)
L	0,45176	0,21325	0,09399	0,77320	0,17445
	(1,63)**	(2,55)	(0,62)**	(2,42)	(1,94)
GARCH	0,85536	0,74306	0,92525	0,84150	0,80671
	(18,52)	(15,13)	(48,92)	(22,33)	(19,61)
P	3,03003	1,98235	0,53837	1,36941	1,66139
	(2,64)	(2,87)	(1,46)	(3,82)	(3,09)
AIC	-5,87393	-4,75617	-4,45967	-5,02562	-5,23559
BIC	-5,82470	-4,70627	-4,41323	-4,97655	-5,18038
HQ	-5,85496	-4,73693	-4,44184	-5,00672	-5,21432

*dvostranski preizkus; ** parameter ni statistično značilen.

***Indeks UKX - model PARCH ni bilo mogoče izračunati za Studentovo – t porazdelitev. Uporabili smo normalno porazdelitev.

Vir: Lastni izračuni.

7 NESTANOVITNOSTI RAZVITIH IN RAZVIJAJOČIH TRGOV V ČASU TEHNOLOŠKEGA BALONA

7.1 Analiza nestanovitnosti z GARCH modelom

Podobno kot v azijski krizi se tudi v krizi tehnološkega balona volatilnost razvitih in razvijajočih trgov v obeh obdobjih ni gibala v enaki smeri. Pri razvitih trgih je v času krize prišlo do dviga, medtem ko pri razvijajočih do padca volatilnosti. Pred krizo tehnološkega balona je bila nestanovitnost trgov enaka. Povprečna vrednost vsote parametrov ARCH in GARCH je v času krize na razvitih trgih narastla iz 0,9614 na 0,9746. V enakem obdobju je na razvijajočih trgih prišlo do padca iz 0,9684 na 0,909.

V strukturi nestanovitnosti je bil delež dolgega spomin večji pri razvitih ter razvijajočih trgih pred in v času krize. Pomembne razlike v strukturi so se pojavile v času krize. Razviti trgi so beležili porast kratkega spomina, glede na obdobje pred krizo, medtem ko je bilo pri nekaterih razvijajočih trgih, kot so indeksi HSI, IBOV, RTS, SHCOMP, IPSA in MEXBOL, zaznati porast dolgega spomina.

Pojasnjevalna moč GARCH modelov se je med obdobjema razlikovala. GARCH modeli razvitih trgov so izkazovali višjo pojasnjevalno moč pred krizo, v času krize pa je prišlo do preobrata. Ni bilo več višjih vrednosti AIC/BIC kriterijev na strani razvitih trgov, ampak so bile vrednosti v povprečju okrog 5,5.

Pred krizo med trgi ni bilo razlik v volatilnosti. Povprečna vrednost vsote ARCH in GARCH modelov je znašala okrog 0,96. Razviti trgi so v času pred krizo tehnološkega balona imeli relativno višjo vrednost dolgega spomina od razvijajočih, in relativno nižjo vrednost kratkega spomina. Pojasnjevalna moč modelov razvitih trgov je bila višja, saj je bila povprečna vrednost AIC kriterija 5,9, medtem ko razvijajočih trgov 5,1 (glej Tabelo 49).

Tabela 49: Ocenjeni parametri GARCH modela pred krizo tehnološkega balona, v obdobju od 31.12.1996 do 31.12.1999

RAZVITI TRGI					
	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX
ARCH	0,07458 (3,39)	0,10321 (3,81)	0,07518 (3,08)	0,06976 (3,09)	0,06326 (2,99)
GARCH	0,87659 (22,21)	0,86585 (25,37)	0,88371 (24,41)	0,87080 (21,18)	0,92383 (36,59)
AIC	-5,75799	-5,63005	-5,57059	-6,13670	-6,21322
BIC	-5,72111	-5,58702	-5,52678	-6,09385	-6,17653
HQ	-5,74378	-5,61347	-5,55370	-6,12020	-6,19909
TRGI V RAZVOJU					
	HSI	IBOV	RTS	SENSEX	SHCOMP
ARCH	0,10887 (4,27)	0,20254 (5,02)	0,28858 (4,69)	0,11127 (2,87)	0,24848 (3,75)
GARCH	0,87148 (31,61)	0,77277 (19,47)	0,68529 (12,27)	0,77110 (8,95)	0,67208 (10,21)
AIC	-4,98491	-4,57601	-3,96411	-5,30807	-5,52483
BIC	-4,94124	-4,53234	-3,92718	-5,26426	-5,48040
HQ	-4,96807	-4,55917	-3,94988	-5,29117	-5,50768
	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP
ARCH	0,12868 (3,76)	0,23332 (4,23)	0,08078 (4,54)	0,15752 (4,58)	0,18109 (4,47)
GARCH	0,81428 (18,55)	0,79950 (25,08)	0,92010 (57,52)	0,80488 (20,85)	0,83106 (28,97)
AIC	-5,89688	-4,98905	-4,74804	-5,28612	-5,35040
BIC	-5,85988	-4,95170	-4,71400	-5,24300	-5,30724
HQ	-5,88263	-4,97465	-4,73499	-5,26950	-5,33377

*dvostranski preizkus.

Vir: Lastni izračuni.

Volatilnost razvitih trgov je bila v času krize višja. Povprečna vrednost vsote ARCH in GARCH parametrov je pri razvitih trgih znašala 0,9746 in pri razvijajočih 0,909. Podobno kot pred krizo, delež dolgega spomina v strukturi nestanovitnosti prevladuje. V času krize tehnološkega balona je opaziti pomembno razliko med razvitimi in razvijajočimi trgi. V strukturi nestanovitnosti razvitih trgov je bil relativen vpliv kratkega spomina, v primerjavi z razvijajočimi, višji. Pomembna sprememba je v pojasnjevalni moči GARCH modelov. AIC kriteriji modelov nestanovitnosti so se izenačili, saj je povprečna vrednost znašala okrog 5,5 (glej Tabelo 50).

Tabela 50: Ocenjeni parametri GARCH modela v času krize tehnološkega balona, v obdobju od 31.12.1999 do 31.12.2002

RAZVITI TRGI					
	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX
ARCH	0,08111 (3,42)	0,10674 (4,69)	0,05081 (2,35)	0,09956 (3,65)	0,12407 (4,35)
GARCH	0,89906 (29,00)	0,88262 (35,40)	0,90758 (20,96)	0,86431 (24,11)	0,85709 (27,97)
AIC	-5,37200	-5,23315	-5,42853	-5,71075	-5,88058
BIC	-5,32933	-5,19035	-5,38487	-5,67387	-5,83768
HQ	-5,35557	-5,21667	-5,41169	-5,69654	-5,86405
TRGI V RAZVOJU					
	HSI	IBOV	RTS	SENSEX	SHCOMP
ARCH	0,05426 (2,65)	0,06643 (2,26)	0,07530 (3,75)	0,19445 (4,52)	0,14668 (3,87)
GARCH	0,92271 (30,54)	0,84284 (10,76)	0,91173 (40,06)	0,75726 (16,73)	0,82405 (21,44)
AIC	-5,45628	-4,92167	-4,66617	-5,54351	-6,00129
BIC	-5,41242	-4,87809	-4,62890	-5,50651	-5,96799
HQ	-5,43936	-4,90487	-4,65180	-5,52925	-5,99552
	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP
ARCH	0,10093 (3,25)	0,16983 (2,44)	0,07653 (2,43)	0,05576 (2,99)	0,14581 (2,49)
GARCH	0,85755 (19,92)	0,44471 (2,28)	0,84234 (12,83)	0,92589 (42,84)	0,67446 (6,55)
AIC	-6,59788	-5,70343	-4,71288	-5,42377	-5,99609
BIC	-6,56065	-5,65934	-4,66884	-5,38074	-5,95897
HQ	-6,58353	-5,68642	-4,69589	-5,40720	-5,98178

*dvostranski preizkus.

Vir: Lastni izračuni.

7.2 Analiza nestanovitnosti z IGARCH modelom

Vrednost dolgega spomina je bila višja od kratkega pri vseh indeksih in v obeh obdobjih. Opaziti je bilo nekaj večjih sprememb v strukturi nestanovitnosti. Pri razvitih trgih primerjava obdobja pred in v času krize ne daje enotne slike oz. trenda. Pri nekaterih indeksih je prišlo do rasti dolgega spomina, pri drugi pa kratkega. Izstopa indeks SPX, kjer je bil dvig kratkega spomina najvišji, in sicer iz 0,007 na 0,081.

Popolnoma drugačna slika je pri razvijajočih trgih. Pri vseh indeksih, razen pri SENSEX, je ARCH parameter v času krize padel. Nove informacije so imele v času krize tehnološkega balona manjši vpliv na pogojno varianco razvijajočih trgov kot pred krizo.

Pojasnjevalna moč IGARCH modela se je v obdobjih razlikovala. Pred krizo so modeli razvitih trgov imeli višjo vrednost AIC kriterija. To pomeni, da so bili kakovostnejši od razvijajočih trgov pri pojasnjevanju pogojne variance. V času krize pri indeksih ni bilo razlik v povprečni vrednosti AIC, ki je znašala 5,5 (glej Tabelo 51).

V času pred krizo tehnološkega balona je bila vrednost dolgega spomina višja od kratkega pri vseh obravnavanih indeksih. Izstopa indeks SPX, kjer je GARCH parameter skoraj v celoti določal pogojno varianco. Relativna primerjava razvitih in razvijajočih trgov pred krizo razkriva, da so slednji dosegali više vrednosti kratkega spomina. Najvišjo pojasnjevalno moč so dosegali razviti trgi, in sicer v povprečju 5,9, medtem ko razvijajoči 5.

Tabela 51: Ocenjeni parametri IGARCH modela v času pred krizo tehnološkega balona, v obdobju od 31.12.1996 do 31.12.1999

RAZVITI TRGI					
	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX
ARCH	0,05721 (5,17)	0,08140 (5,86)	0,07254 (5,64)	0,00782 (3,38)	0,05649 (4,46)
GARCH	0,94279 (85,26)	0,91860 (66,10)	0,92746 (72,15)	0,99218 (429,29)	0,94351 (74,42)
AIC	-5,74616	-5,60590	-5,55945	-6,11672	-6,21093
BIC	-5,72157	-5,57517	-5,52816	-6,08611	-6,18647
HQ	-5,73668	-5,59406	-5,54738	-6,10493	-6,20151
TRGI V RAZVOJU					
	HSI	IBOV	RTS	SENSEX	SHCOMP
ARCH	0,07312 (5,62)	0,13025 (7,64)	0,09201 (7,01)	-0,00947 (-12,19)	0,09192 (7,09)
GARCH	0,92688 (71,28)	0,86975 (50,99)	0,90800 (69,14)	1,00947 (1.300,12)	0,90808 (70,06)
AIC	-4,97155	-4,54474	-3,93198	-5,29522	-5,48827
BIC	-4,94036	-4,51355	-3,90737	-5,26393	-5,45654
HQ	-4,95953	-4,53271	-3,92250	-5,28315	-5,47602
	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP
ARCH	0,08734 (6,14)	0,11086 (8,13)	0,06851 (5,93)	0,10738 (6,72)	0,10332 (7,50)
GARCH	0,91266 (64,13)	0,88914 (65,20)	0,93149 (80,57)	0,89262 (55,84)	0,89668 (65,06)
AIC	-5,87398	-4,96696	-4,74767	-5,26318	-5,33063
BIC	-5,84932	-4,94206	-4,72498	-5,23238	-5,29979
HQ	-5,86448	-4,95736	-4,73897	-5,25131	-5,31875

*dvostranski preizkus.

Vir: Lastni izračuni.

V času krize tehnološkega balona je bil kratek spomin višji pri razvitih v primerjavi s trgi v razvoju. Nove informacije so veliko bolj vplivale na nestanovitnost indeksov razvitih trgov. Najvišje vrednosti sta dosegala indeksa SPX in UKX. Pojasnjevalna moč modelov razvitih in razvijajočih trgov se je izenačila in je v povprečju znašala 5,5 (glej Tabelo 52).

Tabela 52: Ocenjeni parametri IGARCH modela v času krize tehnološkega balona, v obdobju od 31.12.1999 do 31.12.2002

RAZVITI TRGI					
	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX
ARCH	0,07925 (5,45)	-0,00381 (-10,24)	0,01365 (2,66)	0,08106 (5,40)	0,10147 (6,14)
GARCH	0,92075 (63,28)	1,00381 (2.696,31)	0,98635 (192,21)	0,91894 (61,25)	0,89853 (54,37)
AIC	-5,35404	-5,05987	-5,42090	-5,69831	-5,86815
BIC	-5,32356	-5,02929	-5,38971	-5,67372	-5,83751
HQ	-5,34230	-5,04809	-5,40888	-5,68884	-5,85634
TRGI V RAZVOJU					
	HSI	IBOV	RTS	SENSEX	SHCOMP**
ARCH	0,04435 (3,98)	0,04235 (3,89)	0,05931 (5,10)	0,10898 (7,64)	0,11065 (15,61)
GARCH	0,95565 (85,83)	0,95765 (88,05)	0,94070 (80,88)	0,89102 (62,49)	0,88935 (125,47)
AIC	-5,45461	-4,90987	-4,66870	-5,52073	-5,86355
BIC	-5,42329	-4,87875	-4,64385	-5,49607	-5,83791
HQ	-5,44253	-4,89787	-4,65912	-5,51123	-5,85364
	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP
ARCH	0,07916 (5,73)	-0,00614 (-1,73)	0,02068 (3,23)	0,04257 (4,32)	-0,00316 (-4,74)
GARCH	0,92084 (66,61)	1,00614 (283,94)	0,97932 (152,74)	0,95743 (97,07)	1,00316 (1.504,22)
AIC	-6,58416	-5,68514	-4,71427	-5,42219	-5,96546
BIC	-6,55934	-5,65365	-4,68281	-5,39146	-5,94071
HQ	-6,57459	-5,67299	-4,70214	-5,41035	-5,95592

*dvostranski preizkus;

**Indeks SHCOMP - model IGARCH ni bilo mogoče izračunati za Studentovo – t porazdelitev. Uporabili smo normalno porazdelitev.

Vir: Lastni izračuni.

7.3 Analiza nestanovitnosti z EGARCH modelom

V strukturi nestanovitnosti prevladuje GARCH parameter oz. dolgi spomin, in sicer tako na obeh trgih kot v obeh obdobjih. Primerjava gibanja učinka vzvoda v različnih obdobjih in trgih ne daje enotne slike.

V času krize se je učinek vzvoda močno povečal na razvitih trgih, medtem ko je pri razvijajočih trgih prišlo celo do padca absolutne povprečne vrednosti parametra L. Pri tem smo upoštevali samo tiste parametre, ki so bili statistično značilni. Povprečna vrednost parametra se je v krizi povzpela na $|-0,14|$, medtem ko je pred krizo bila $|-0,11|$. Na razvijajočih trgih je bil trend drugačen, saj je povprečna vrednost padla iz $|-0,11|$ na $|-0,09|$.

Pojasnjevalna moč EGARCH modela se je bistveno razlikovala med razvitimi in razvijajočimi trgi. V času krize je povprečna vrednost AIC kriterija na razvitih trgih padla na 5,3. Na drugi strani se je kakovost modela izboljšala pri razvijajočih državah, kjer je AIC kriterij porastel iz 5,3 na 5,7. V času krize je opazno več modelov imelo parametre, ki niso bili statistično značilni. V krog teh spada tudi SPX, ki ni imel statistično značilnega parametra ARCH.

V času pred krizo je v strukturi nestanovitnosti prevladoval dolg spomin. Parameter L pri indeksih, kot so RTS in KOSPI, ni bil statistično značilen. Najvišjo absolutno vrednost učinka vzvoda smo zabeležili pri indeksu SPX. Pojasnjevala moč EGARCH modela je bila višja pri razvitih trgih, s povprečno vrednostjo AIC kriterija 5,9 (glej Tabelo 53).

Tabela 53: Ocenjeni parametri EGARCH modela v času pred krizo tehnološkega balona, v obdobju od 31.12.1996 do 31.12.1999

RAZVITI TRGI					
	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX
ARCH	0,10475 (2,51)	0,19611 (3,80)	0,13647 (3,50)	0,06821 (1,49)**	0,08716 (2,28)
L	-0,10731 (-3,85)	-0,09204 (-2,70)	-0,06474 (-2,66)	-0,18224 (-6,34)	-0,08661 (-3,59)
GARCH	0,95046 (51,92)	0,93953 (50,24)	0,96979 (67,49)	0,93214 (50,64)	0,98312 (131,96)
AIC	-5,77062	-5,63868	-5,57308	-6,18629	-6,23198
BIC	-5,72758	-5,58950	-5,52301	-6,13731	-6,18917
HQ	-5,75404	-5,61974	-5,55377	-6,16743	-6,21549
TRGI V RAZVOJU					
	HSI	IBOV	RTS	SENSEX	SHCOMP
ARCH	0,15642 (3,72)	0,26150 (4,81)	0,51934 (6,72)	0,22811 (3,40)	0,37905 (5,06)
L	-0,12240 (-4,88)	-0,19964 (-5,81)	0,00054 (0,01)**	-0,07829 (-2,06)	-0,08549 (-2,04)
GARCH	0,96816 (94,76)	0,93263 (62,45)	0,87841 (26,96)	0,88434 (15,92)	0,90449 (29,00)
AIC	-5,02329	-4,61541	-3,96008	-5,31053	-5,53154
BIC	-4,97338	-4,56550	-3,91700	-5,26047	-5,48077
HQ	-500404	-4,59617	-3,94348	-5,29122	-5,51194
	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP
ARCH	0,16907 (3,65)	0,38528 (6,12)	0,19479 (2,50)	0,22899 (4,56)	0,30717 (5,35)
L	-0,05988 (-3,00)	-0,09324 (-2,55)	0,00743 (0,15)**	-0,14633 (-5,07)	-0,07470 (-2,56)
GARCH	0,97074 (73,84)	0,96316 (68,17)	0,02534 (0,088)**	0,94932 (67,27)	0,96455 (73,87)
AIC	-5,89013	-4,99473	-4,55205	-5,31709	-5,35778
BIC	-5,84697	-4,95116	-4,51234	-5,26781	-5,30845
HQ	-5,87350	-4,97793	-4,53682	-5,29810	-5,33877

*dvostranski preizkus; ** parameter ni statistično značilen.

Vir:Lastni izračuni.

V času krize je v strukturi nestanovitnosti prevladoval dolgi spomin. Parameter L ni bil statistično značilen samo pri indeksih NKY in RTS. Najvišjo absolutno vrednost učinka vzvoda smo zabeležili pri indeksu SPX |-0,17| in UKX |-0,15|. Pojasnevalna moč EGARCH modela je bila višja na razvijajočih trgih s povprečno vrednostjo AIC kriterija 5,7. Poudariti je potrebno, da sta pri razvitih trgih imela samo dva modela, in sicer DAX in CAC, vse parametre statistično značilne (glej Tabelo 54).

Tabela 54: Ocenjeni parametri EGARCH modela v času krize tehnološkega balona, v obdobju od 31.12.1999 do 31.12.2002

RAZVITI TRGI					
	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX
ARCH	0,05848 (2,12)	0,09678 (2,98)	-0,23641 (-2,46)	-0,00728 (-0,68)	0,03019 (1,20)**
L	-0,11314 (-6,49)	-0,14184 (-7,25)	0,05816 (1,04)**	-0,16591 (-9,31)	-0,14715 (-9,10)
GARCH	0,98864 (209,57)	0,98596 (161,17)	-0,39556 (-1,54)	0,98385 (326,57)	0,98445 (245,24)
AIC	-5,41043	-5,28849	-5,40963	-5,79727	-5,92004
BIC	-5,36166	-5,23957	-5,35973	-5,75424	-5,87101
HQ	-5,39165	-5,26965	-5,39039	-5,78070	-5,90115
TRGI V RAZVOJU					
	HSI	IBOV	RTS	SENSEX	SHCOMP
ARCH	0,02378 (1,49)**	-0,00660 (-0,46)**	0,18568 (4,28)	0,31761 (5,17)	0,04920 (1,77)
L	-0,08222 (-6,57)	-0,06554 (-5,28)	-0,03139 (-1,36)**	-0,13518 (-3,88)	-0,11075 (-6,41)
GARCH	0,99558 (268,72)	0,99031 (193,65)	0,97369 (70,12)	0,92297 (42,32)	0,98880 (207,20)
AIC	-5,50179	-4,94483	-4,65968	-5,55330	-6,05230
BIC	-5,45167	-4,89503	-4,61619	-5,51014	-6,00103
HQ	-5,48246	-4,92563	-4,64291	-5,53667	-6,03249
IPSA					
	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP
ARCH	0,15277 (3,50)	0,21849 (2,40)	0,14207 2,69	0,05967 (2,04)	0,23025 (3,42)
L	-0,05688 (-2,53)	-0,10661 (-2,04)	-0,09452 (-2,94)	-0,09014 (-4,76)	-0,06862 (-1,64)
GARCH	0,97167 (70,23)	0,72471 (5,81)	0,92479 (27,53)	0,98084 (163,32)	0,87857 (14,96)
AIC	-6,60736	-5,70715	-4,72837	-5,45805	-6,00403
BIC	-6,56392	-5,65676	-4,67804	-5,40887	-5,96073
HQ	-6,59061	-5,68771	-4,70895	-5,43910	-5,98734

*dvostranski preizkus; ** parameter ni statistično značilen.

Vir: Lastni izračuni.

7.4 Analiza nestanovitnosti z PARCH modelom

Primerjava rezultatov PARCH modela v obdobju pred in v času krize tehnološkega balona odkriva, da je bil pri večini proučevanih indeksov potenčni parameter statistično značilen. Izjema sta indeksa HSI in IPSA v obdobju krize. Povprečna vrednost potenčnega parametra je v krizi na razvitih kot tudi razvijajočih trgih upadla. Razvijajoči trgi so pred kot v času krize izkazovali višjo povprečno vrednost potenčnega parametra kot razviti trgi.

Pojasnilna moč modela se je v času krize poslabšala tako pri razvitih kot razvijajočih trgih. Povprečna vrednost informacijskih kriterijev AIC je v času krize pri razvitih trgih upadla za 8 % na 5,5. Trgi v razvoju v enakem obdobju praktično niso beležili večje spremembe, vrednost kriterija je bila 5,3.

V času pred krizo tehnološkega balona je bila povprečna vrednost potenčnega parametra višja na razvijajočih trgih, ki so dosegli vrednost 2, medtem ko razviti trgi, 1,6. Parameter je bil statistično značilen pri vseh indeksih. Osem modelov je imelo vse parametre statistično značilne. Pojasnilna moč modela je bila višja pri razvitih trgih, kjer je informacijski kriterij AIC dosegel povprečno vrednost 5,9, medtem ko pri razvijajočih 5,3 (glej Tabelo 55).

V času krize tehnološkega balona je bila povprečna vrednost potenčnega parametra z vrednostjo 0,9 nižja na razvitih kot razvijajočih trgih z 1,7. Parameter ni bil statistično značilen pri indeksih HSI in IPSA. Osem modelov je imelo vse parametre statistično značilne. Pojasnilna moč modela se je zbližala, in sicer je povprečna vrednost AIC kriterija na razvitih znašala 5,5 in na razvijajočih 5,3 (glej Tabelo 56).

Tabela 55: Ocenjeni parametri PARCH modela v času pred krizo tehnološkega balona, v obdobju od 31.12.1996 do 31.12.1999

RAZVITI TRGI					
	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX***
ARCH	0,03612	0,09565	0,03309	0,08036	0,05304
	(0,04)**	(4,03)	(0,86)**	(2,37)	(3,17)
L	0,98877	0,64242	0,20593	0,99858	0,88834
	(0,04)**	(2,65)	(2,14)	(2,28)	(4,16)
GARCH	0,87451	0,87005	0,87011	0,87167	0,94194
	(23,41)	(28,18)	(21,98)	(25,59)	(45,66)
P	1,91010	0,76199	3,62361	0,97676	0,54347
	(2,72)	(2,26)	(1,88)	(2,92)	(2,02)
AIC	-5,77312	-5,63012	-5,57263	-6,18220	-6,23591
BIC	-5,72394	-5,57480	-5,51630	-6,12710	-6,19310
HQ	-5,75417	-5,60881	-5,55091	-6,16098	-6,21942
TRGI V RAZVOJU					
	HSI	IBOV	RTS	SENSEX	SHCOMP
ARCH	0,04390	0,06363	0,28983	0,11701	0,24243
	(0,02)**	(0,00)**	(4,58)	(2,66)	(4,54)
L	0,99034	0,99855	-0,01728	0,29350	0,24135
	(0,03)**	(0,00)**	(-0,23)**	(2,15)	(2,22)
GARCH	0,87781	0,78025	0,68341	0,75684	0,71806
	(29,26)	(18,05)	(11,17)	(8,46)	(12,64)
P	2,13522	2,29760	2,08856	1,86258	1,33026
	(2,98)	(3,40)	(3,25)	(2,57)	(3,02)
AIC	-5,02588	-4,62126	-3,95886	-5,31087	-5,52904
BIC	-4,96973	-4,56511	-3,90963	-5,25454	-5,47192
HQ	-5,00423	-4,59961	-3,93989	-5,28914	-5,50699
	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP
ARCH	0,03304	0,19986	0,08369	0,12086	0,16096
	(0,96)**	(3,47)	(4,65)	(3,45)	(4,18)
L	0,44417	0,18777	0,12568	0,62847	0,22848
	(1,51)**	(2,56)	(1,31)**	(2,94)	(2,49)
GARCH	0,84818	0,80452	0,92726	0,84622	0,85071
	(20,67)	(22,29)	(58,06)	(26,35)	(31,27)
P	3,30835	2,35856	1,51494	1,40569	1,73987
	(3,06)	(2,89)	(2,48)	(3,75)	(3,28)
AIC	-5,89988	-4,99589	-4,74604	-5,31661	-5,35612
BIC	-5,85055	-4,94609	-4,69498	-5,26116	-5,30062
HQ	-5,88087	-4,97669	-4,72646	-5,29524	-5,33474

*dvostranski preizkus; ** parameter ni statistično značilen;

***Indeks UKX - modela PARCH ni bilo mogoče izračunati za Studentovo – t porazdelitev. Uporabili smo normalno porazdelitev.

Vir: Lastni izračuni

Tabela 56: Ocenjeni parametri PARCH modela v času krize tehnološkega balona, v obdobju od 31.12.1999 do 31.12.2002

RAZVITI TRGI					
	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX
ARCH	0,05039 (1,97)	0,06957 (3,53)	0,04885 (2,18)	0,07507 (5,14)	0,06466 (0,13)**
L	0,99582 (1,67)	0,99507 (3,67)	0,88484 (2,80)	0,99996 (22,77)	1,00000 (0,09)**
GARCH	0,94512 (47,43)	0,93365 (46,27)	0,93665 (35,02)	0,92833 (44,27)	0,91796 (38,44)
P	1,05336 (2,70)	0,92717 (2,61)	0,89687 (1,70)	0,77898 (2,45)	1,25903 (3,83)
AIC	-5,40658	-5,28401	-5,43736	-5,77423	-5,91849
BIC	-5,35171	-5,22897	-5,38122	-5,72505	-5,86334
HQ	-5,38545	-5,26281	-5,41571	-5,75529	5,89724
TRGI V RAZVOJU					
	HSI	IBOV	RTS	SENSEX	SHCOMP
ARCH	0,03484 (3,42)	0,03293 (2,87)	0,08382 (2,71)	0,08764 (1,61)**	0,06311 (2,14)
L	1,00000 (443,69)	0,99963 (47,47)	0,07355 (0,70)**	0,33283 (2,04)	1,00000 (1,75)
GARCH	0,97561 (75,61)	0,97078 (53,62)	0,88992 (30,95)	0,76079 (14,02)	0,92981 (47,22)
P	0,59518 (1,57)**	0,54745 (2,06)	2,11709 (2,58)	3,15118 (2,54)	1,01306 (3,09)
AIC	-5,49034	-4,93856	-4,66171	-5,55935	-6,05213
BIC	-5,43395	-4,88253	-4,61201	-5,51001	-5,99445
HQ	-5,46859	-4,91695	-4,64255	-5,54034	-6,02986
	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP***
ARCH	0,07674 (3,31)	0,10711 (1,67)	0,07555 (2,91)	0,04697 (3,40)	0,02119 (0,94)**
L	0,43485 (2,02)	0,50738 (1,37)**	0,73901 (3,48)	0,99991 (85,15)	0,64591 (2,46)
GARCH	0,91071 (33,15)	0,59088 (3,79)	0,87689 (21,22)	0,95239 (58,83)	0,67733 (5,88)
P	0,80492 (1,57)**	1,58889 (1,91)	0,70210 (1,66)	0,56429 (2,23)	3,60740 (4,39)
AIC	-6,60573	-5,70644	-4,72771	-5,45939	-5,70028
BIC	-6,55608	-5,64975	-4,67108	-5,40407	-5,65698
HQ	-6,58659	-5,68457	-4,70586	-5,43808	-5,68360

*dvostranski preizkus; ** parameter ni statistično značilen;

*** Indeks PCOMP - modela PARCH ni bilo mogoče izračunati za Studentovo – t porazdelitev. Uporabili smo normalno porazdelitev.

Vir: Lastni izračuni.

8 NESTANOVITNOSTI RAZVITIH IN RAZVIJAJOČIH TRGOV V ČASU SVETOVNE FINANČNE KRIZE

8.1 Analiza nestanovitnosti z GARCH modelom

Volatilnost razvitih in razvijajočih trgov se je v času krize, glede na obdobje pred, gibala v isti smeri. V času krize je prišlo na obeh trgih do dviga volatilnosti. Pred svetovno finančno krizo je bila nestanovitnost enaka, in sicer okrog 0,94. V času krize je povprečna vrednost vsote parametrov ARCH in GARCH na razvitih trgih narastla na 0,9811, na razvijajočih pa na 0,9744. Razviti trgi so v času krize izkazovali višjo nestanovitnost.

Dolgi spomin je imel v strukturi nestanovitnosti prevladujoč delež. Relativno je bil njegov pomen višji pri razvitih kot pri razvijajočih trgih. Poudariti je potrebno, da je bilo v času krize opaziti dvig ARCH parametra oz. kratkega spomina pri razvitih državah. Na drugi strani so nekateri indeksi razvijajočih držav, kot so RTS, SENSEX SHCOMP, PCOMP, beležili celo obraten trend, in sicer padec kratkega in rast dolgega spomina. Pomen vztrajnosti šokov na pogojno varianco donosnosti določenih indeksov razvijajočih držav se je v krizi povečal.

Pojasnjevalna moč GARCH modelov razvitih in razvijajočih trgov se je med obdobjema razlikovala. GARCH modeli razvitih trgov so izkazovali višjo pojasnjevalno moč pred krizo. V času krize je prišlo do preobrata in se je pojasnjevalna moč izenačila. Ni bilo več bistvenega odstopanja vrednosti AIC kriterijev na strani razvitih trgov, ampak so bile vrednosti kriterija razvitih trgov v povprečju okrog 5,4, medtem ko razvijajočih 5,3.

Analiza pred krizo razkriva, da med trgi ni bilo razlik v volatilnosti. Povprečna vrednost vsote ARCH in GARCH parametrov je znašala okrog 0,94. Razviti trgi so v času pred svetovno finančno krizo imeli relativno višjo vrednost dolgega spomina od razvijajočih in relativno nižjo vrednost kratkega spomina. Pojasnjevalna moč modelov razvitih trgov je bila višja, saj je bila povprečna vrednost AIC kriterija 6,9, medtem ko razvijajočih trgov 6,1 (glej Tabelo 57).

Tabela 57: Ocenjeni parametri GARCH modela v času pred svetovno finančno krizo, v obdobju od 30.6.2004 do 30.6.2007

RAZVITI TRGI					
	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX
ARCH	0,06633 (2,70)	0,09336 (2,98)	0,07448 (3,64)	0,04944 (2,07)	0,09286 (3,14)
GARCH	0,86901 (17,07)	0,84180 (15,49)	0,90491 (32,11)	0,89305 (15,56)	0,82558 (15,80)
AIC	-6,87366	-6,71762	-6,40160	-7,26008	-7,25720
BIC	-6,83138	-6,67521	-6,35783	-7,21714	-7,22051
HQ	-6,85739	-6,70129	-6,38472	-7,24354	-7,24307
TRGI V RAZVOJU					
	HSI	IBOV	RTS	SENSEX	SHCOMP
ARCH	0,02739 (2,70)	0,05588 (2,04)	0,16096 (3,27)	0,13455 (3,65)	0,08052 (3,05)
GARCH	0,95742 (52,14)	0,87507 (13,65)	0,80425 (16,67)	0,81332 (17,55)	0,89540 (27,51)
AIC	-6,68809	-5,58840	-5,61959	-6,11663	-5,63868
BIC	-6,64451	-5,54492	-5,57615	-6,07355	-5,59435
HQ	-6,67129	-5,57164	-5,60284	-6,10030	-5,62157
	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP
ARCH	0,16171 (3,93)	0,13184 (3,09)	0,07011 (2,93)	0,11594 (3,38)	0,10508 (3,37)
GARCH	0,78342 (15,97)	0,72084 (8,46)	0,88850 (22,23)	0,82325 (16,32)	0,84302 (20,66)
AIC	-6,98805	-6,19778	-6,23680	-6,23411	-6,11499
BIC	-6,95121	-6,15369	-6,19354	-6,19135	-6,07760
HQ	-6,97386	-6,18077	-6,22013	-6,21764	-6,10058

*dvostranski preizkus.

Vir: Lastni izračuni.

V času krize je bila volatilnost razvitih trgov višja. Povprečna vrednost vsote ARCH in GARCH parametrov je pri razvitih trgih znašala 0,9811 in pri razvijajočih 0,9744. Podobno kot pred krizo je dolgi spomin v strukturi nestanovitnosti prevladoval. V času svetovne finančne krize je opaziti pomembno razliko v strukturi nestanovitnosti med razvitimi in razvijajočimi trgi. Pri razvitih trgih je bil relativen pomen ARCH parametra oz. vpliva novih informacij višji kot pri razvijajočih trgih. Pojasnjevalna moč GARCH modelov se praktično ni razlikovala, saj je bila povprečna vrednost AIC kriterija pri razvitih 5,4, medtem ko pri razvijajočih trgih 5,3 (glej Tabelo 58).

Tabela 58: Ocenjeni parametri GARCH modela v času svetovne finančne krize, v obdobju od 30.6.2007 do 30.6.2010

RAZVITI TRGI					
	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX
ARCH	0,10506 (3,94)	0,09667 (4,07)	0,11359 (4,46)	0,10764 (4,07)	0,10980 (4,04)
GARCH	0,87066 (28,68)	0,88839 (34,98)	0,85943 (28,13)	0,88645 (35,84)	0,86777 (29,35)
AIC	-5,34198	-5,48176	-5,25747	-5,52604	-5,55774
BIC	-5,29957	-5,43900	-5,21352	-5,48314	-5,51493
HQ	-5,32565	-5,46529	-5,24052	-5,50951	-5,54125
TRGI V RAZVOJU					
	HSI	IBOV	RTS	SENSEX	SHCOMP
ARCH	0,12223 (4,97)	0,10398 (3,90)	0,09981 (4,38)	0,13077 (4,27)	0,05341 (3,28)
GARCH	0,85593 (30,89)	0,88071 (33,76)	0,89520 (39,27)	0,86698 (32,71)	0,94074 (51,91)
AIC	-4,90813	-4,93772	-4,65423	-5,08162	-4,87168
BIC	-4,86450	-4,89405	-4,61699	-5,04423	-4,82769
HQ	-4,89131	-4,92088	-4,63987	-5,06720	-4,85471
	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP
ARCH	0,17254 (4,46)	0,19265 (3,93)	0,09120 (3,77)	0,09940 (3,95)	0,14827 (3,67)
GARCH	0,79023 (17,74)	0,73412 (14,33)	0,89104 (34,16)	0,89556 (39,97)	0,77931 (13,97)
AIC	-6,15461	-5,34114	-5,43019	-5,50524	-5,56752
BIC	-6,11749	-5,30319	-5,38685	-5,46839	-5,52972
HQ	-6,14030	-5,32649	-5,41349	-5,49104	-5,55293

*dvostranski preizkus.

Vir: Lastni izračuni.

8.2 Analiza nestanovitnosti z IGARCH modelom

Primerjava nestanovitnosti pred in v času svetovne finančne krize razkriva, da je bil trend rasti kratkega in posledično padanje dolgega spomina enoten, in sicer pri vseh proučevanih indeksih razvitih trgov. V strukturi nestanovitnosti razvitih trgov se je ARCH parameter skoraj podvojil, medtem ko je pri indeksu SPX zrastel iz negativne vrednosti na 0,08.

Na drugi strani primerjava nestanovitnosti razvijajočih trgov pred in v času krize ne daje enotne slike. Pri indeksih SENSEX, SHCOMP, IPSA, PCOMP je bilo obratno od razvitih trgov, saj je kratek spomin padel. Pri ostalih indeksih ni bilo zaznati večjih premikov ARCH parametra.

Pojasnjevalna moč IGARCH modela je v času krize padla pri vseh indeksih. Večjega upada AIC kriterija so bili deležni modeli razvitih trgov, in sicer iz 6,9 na 5,4. Razvijajoči trgi so v krizi zabeležili zgolj padec iz 6,1 na 5,2. Kvaliteta modelov obeh trgov se je v krizi zbližala.

V času pred svetovno finančno krizo so vsi indeksi imeli v strukturi nestanovitnosti višjo vrednost dolgega spomina. Primerjava med razvitimi in razvijajočimi trgi je pokazala, da je bil relativni delež kratkega spomina višji pri slednjih. Najvišjo vrednost je dosegel indeks IPSA, medtem ko je na drugi strani med razvitimi trgi najvišjo vrednost GARCH parametra dosegel SPX. Pojasnjevalna moč IGARCH modelov je bila bistveno višja za indekse razvitih trgov, saj je bila povprečna vrednost AIC kriterija 6,9, medtem ko pri razvijajočih 6,1 (glej Tabelo 59).

Tabela 59: Ocenjeni parametri IGARCH modela v času pred svetovno finančno krizo, v obdobju od 30.6.2004 do 30.6.2007

RAZVITI TRGI					
	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX
ARCH	0,05440 (5,02)	0,06560 (5,63)	0,06468 (5,23)	-0,00189 (-0,81)**	0,05903 (5,01)
GARCH	0,94560 (87,19)	0,93440 (80,24)	0,93532 (75,67)	1,00189 (430,77)	0,94097 (79,87)
AIC	-6,85085	-6,69606	-6,40604	-7,23128	-7,23688
BIC	-6,82065	-6,66576	-6,37478	-7,20060	-7,21242
HQ	-6,83923	-6,68439	-6,39398	-7,21946	-7,22746
TRGI V RAZVOJU					
	HSI	IBOV	RTS	SENSEX	SHCOMP
ARCH	0,02791 (3,39)	-0,00044 (-0,38)**	-0,01068 (-110,31)	0,09874 (7,76)	0,05998 (5,10)
GARCH	0,97209 (117,96)	1,00044 (865,81)	1,01068 (10.439,96)	0,90127 (70,80)	0,94002 (79,96)
AIC	-6,69385	-5,56248	-5,53334	-6,09370	-5,62574
BIC	-6,66273	-5,53142	-5,50231	-6,06293	-5,59408
HQ	-6,68185	-5,55051	-5,52138	-6,08184	-5,61352
	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP
ARCH	0,12926 (6,76)	0,08136 (6,07)	0,05649 (5,11)	0,07990 (5,90)	0,09077 (6,32)
GARCH	0,87074 (45,50)	0,91864 (68,53)	0,94351 (85,40)	0,92010 (67,89)	0,90923 (63,33)
AIC	-6,95304	-6,16425	-6,22547	-6,19649	-6,08288
BIC	-6,92848	-6,13276	-6,19458	-6,16595	-6,05796
HQ	-6,94358	-6,15210	-6,21357	-6,18473	-6,07327

*dvostranski preizkus; ** parameter ni statistično značilen.

Vir: Lastni izračuni.

V času svetovne finančne krize je bila vrednost dolgega spomina višja od kratkega pri vseh obravnavanih indeksih. Relativna primerjava med trgi razkriva, da je bil kratek spomin razvitih trgov višji nasproti razvijajočim. Povprečna vrednost ARCH parametra razvitih trgov je znašala 0,092, razvijajočih pa 0,086. Pojasnjevalna moč IGARCH modela je bila višja pri razvitih trgih kot pri razvijajočih, vendar je bila razlika zanemarljiva (glej Tabelo 60).

Tabela 60: Ocenjeni parametri IGARCH modela v času svetovne finančne krize, v obdobju od 30.6.2007 do 30.6.2010

RAZVITI TRGI					
	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX
ARCH	0,09174 (6,08)	0,07518 (5,77)	0,10691 (6,14)	0,08924 (6,46)	0,09549 (6,76)
GARCH	0,90826 (60,24)	0,92482 (70,96)	0,89310 (51,30)	0,91076 (65,95)	0,90451 (64,03)
AIC	-5,31742	-5,47885	-5,22312	-5,51381	-5,54011
BIC	-5,28712	-5,44830	-5,19173	-5,48317	-5,50953
HQ	-5,30575	-5,46708	-5,21101	-5,50201	-5,52833
TRGI V RAZVOJU					
	HSI	IBOV	RTS	SENSEX	SHCOMP
ARCH	0,09662 (6,92)	0,07944 (6,19)	0,08145 (6,39)	0,09200 (6,79)	0,04022 (4,35)
GARCH	0,90338 (64,67)	0,92056 (71,69)	0,91855 (72,04)	0,90800 (67,02)	0,95979 (103,72)
AIC	-4,89003	-4,92545	-4,64513	-5,06593	-4,87329
BIC	-4,85887	-4,89425	-4,62031	-5,04100	-4,84187
HQ	-4,87801	-4,91342	-4,63556	-5,05632	-4,86117
	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP
ARCH	0,12642 (9,01)	0,10760 (7,55)	0,07386 (5,97)	0,08015 (6,24)	0,08474 (6,09)
GARCH	0,87358 (62,26)	0,89240 (62,65)	0,92615 (74,92)	0,91985 (71,63)	0,91526 (65,73)
AIC	-6,12700	-5,29880	-5,41531	-5,49834	-5,54319
BIC	-6,10226	-5,27350	-5,38435	-5,47378	-5,51800
HQ	-6,11746	-5,28904	-5,40338	-5,48888	-5,53347

*dvostranski preizkus.

Vir: Lastni izračuni.

8.3 Analiza nestanovitnosti z EGARCH modelom

V strukturi nestanovitnosti prevladuje GARCH parameter oz. dolgi spomin, in sicer tako na obeh trgih kot v obeh obdobjih.

V času krize je učinek vzvoda upadel tako na razvitih kot razvijajočih trgih, vendar je bil upad absolutne vrednosti parametra L bistveno večji pri razvitih. Pri tem smo upoštevali samo tiste parametre, ki so bili statistično značilni. Povprečna vrednost parametra razvitih trgov je v krizi upadla iz $|-0,21|$ na $|-0,15|$. Na razvijajočih trgih je bil ta trend manj izrazit, saj je povprečna vrednost padla iz $|-0,19|$ na $|-0,15|$.

Pojasnjevalna moč EGARCH modela se je v času krize poslabšala. Kvaliteta modela se je približno enako poslabšala na obeh trgih in sicer za dobrih 15 %. Pri razvitih trgih je povprečna vrednost AIC upadla na 5,5 in na razvijajočih trgih na 5,3.

V času pred svetovno finančno krizo je v strukturi nestanovitnosti prevladoval dolgi spomin. Parameter L je bil statistično značilen pri vseh indeksih, razen pri SHCOMP in PCOMP. Najvišjo absolutno vrednost učinka vzvoda smo zabeležili pri indeksu KOSPI. Pojasnjevalna moč EGARCH modela se med trgomoma ni bistveno razlikovala. Poudariti je potrebno, da sta pri razvitih trgih zgolj dva modela, DAX in NKY, ki sta imela vse parametre statistično značilne, medtem ko pri razvijajočih trgih polovica vseh obravnavanih modelov (glej Tabelo 61).

Tabela 61: Ocenjeni parametri EGARCH modela v času pred svetovno finančno krizo, v obdobju od 30.6.2004 do 30.6.2007

RAZVITI TRGI					
	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX
ARCH	0,01287 (0,23)**	0,12765 (2,01)	0,15804 (3,18)	-0,00620 (-0,23)**	0,06316 (1,58)**
L	-0,29146 (-5,83)	-0,23009 (-4,96)	-0,21288 (-4,99)	-0,15490 (-6,00)	-0,14579 (-5,35)
GARCH	0,79094 (15,06)	0,82690 (17,40)	0,90075 (36,54)	0,94617 (65,13)	0,95824 (67,61)
AIC	-6,91571	-6,74028	-6,41898	-7,29768	-7,28053
BIC	-6,86739	-6,69181	-6,36897	-7,25474	-7,23772
HQ	-6,89711	-6,72162	-6,39969	-7,28114	-7,26404
TRGI V RAZVOJU					
	HSI	IBOV	RTS	SENSEX	SHCOMP
ARCH	-0,01000 (-0,12)**	0,02008 (0,36)**	0,29370 (4,02)	0,18191 (3,07)	0,15070 (3,31)
L	-0,28743 (-4,28)	-0,18867 (-3,98)	-0,09471 (-2,13)	-0,19043 (-4,67)	0,02540 (1,22)**
GARCH	0,58838 (5,67)	0,82509 (14,95)	0,89359 (27,44)	0,91750 (43,65)	0,97640 (68,05)
AIC	-6,70943	-5,61246	-5,61512	-6,13671	-5,64012
BIC	-6,65963	-5,56276	-5,56548	-6,08748	-5,58946
HQ	-6,69023	-5,59330	-5,59598	-6,11774	-5,62057
	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP
ARCH	0,28444 (4,18)	0,18906 (2,93)	0,08958 (1,41)**	0,13416 (2,79)	0,27307 (4,47)
L	-0,12930 (-3,25)	-0,16126 (-3,63)	-0,29494 (-6,16)	-0,14043 (-5,00)	-0,01476 (-0,45)**
GARCH	0,90259 (30,16)	0,84373 (17,81)	0,80337 (19,71)	0,94115 (55,62)	0,91209 (27,42)
AIC	-7,00929	-6,21341	-6,27333	-6,25270	-6,11326
BIC	-6,96630	-6,16302	-6,22390	-6,20382	-6,06964
HQ	-6,99273	-6,19397	-6,25428	-6,23387	-6,09644

*dvostranski preizkus; ** parameter ni statistično značilen.

Vir: Lastni izračuni.

V času svetovne finančne krize je v strukturi nestanovitnosti prevladoval dolgi spomin. Parameter L je bil statistično značilen pri vseh indeksih, razen SHCOMP. Najvišjo absolutno vrednost učinka vzvoda smo zabeležili pri indeksu KOSPI |-0,27| in JCI |-0,23|. Tokrat je bistveno več modelov imelo vse parametre statistično značilne. Zgolj SHCOMP

in KOSPI nista imela vseh parametrov statistično značilnih. Pojasnjevalna moč EGARCH modela se ni bistveno razlikovala. Višja je bila pri razvitih trgih s povprečno vrednostjo AIC kriterija 5,5, medtem ko pri razvijajočih 5,3 (glej Tabelo 62).

Tabela 62: Ocenjeni parametri EGARCH modela v času svetovne finančne krize, v obdobju od 30.6.2007 do 30.6.2010

RAZVITI TRGI					
	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX
ARCH	0,14291 (3,55)	0,14329 (3,57)	0,15793 (4,08)	0,13271 (3,33)	0,11227 (2,99)
L	-0,18616 (-7,28)	-0,14645 (-6,38)	-0,13413 (-7,31)	-0,14778 (-5,35)	-0,15387 (-6,48)
GARCH	0,96426 (112,52)	0,97536 (133,39)	0,96711 (123,68)	0,97641 (161,43)	0,96885 (125,13)
AIC	-5,41081	-5,51986	-5,28641	-5,55643	-5,60774
BIC	-5,36234	-5,47099	-5,23619	-5,50740	-5,55882
HQ	-5,39215	-5,50104	-5,26704	-5,53754	-5,58890
TRGI V RAZVOJU					
	HSI	IBOV	RTS	SENSEX	SHCOMP
ARCH	0,18326 (4,55)	0,17673 (4,26)	0,16315 (4,21)	0,23723 (5,21)	0,16615 (2,56)
L	-0,11658 (-5,41)	-0,13798 (-4,78)	-0,08100 (-3,84)	-0,13711 (-4,37)	-0,04666 (-1,05)**
GARCH	0,96914 (98,89)	0,96912 (104,11)	0,98544 (162,04)	0,96426 (89,18)	0,01849 (0,05)**
AIC	-4,93350	-4,95868	-4,66300	-5,10891	-4,76307
BIC	-4,88365	-4,90877	-4,61956	-5,06529	-4,71279
HQ	-4,91428	-4,93944	-4,64625	-5,09209	-4,74368
	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP
ARCH	0,24956 (4,98)	0,30133 (4,55)	0,01034 (0,48)**	0,12708 (3,70)	0,22716 (3,83)
L	-0,11872 (-4,02)	-0,22621 (-5,14)	-0,26861 (-8,80)	-0,12594 (-5,33)	-0,12031 (-3,72)
GARCH	0,94793 (57,32)	0,87024 (28,97)	0,98112 (234,28)	0,98720 (177,46)	0,92568 (34,55)
AIC	-6,17114	-5,37161	-5,48373	-5,53378	-5,58181
BIC	-6,12784	-5,32733	-5,43419	-5,49080	-5,53772
HQ	-6,15445	-5,35452	-5,46463	-5,51722	-5,56479

*dvostranski preizkus; ** parameter ni statistično značilen.

Vir: Lastni izračuni.

8.4 Analiza nestanovitnosti z PARCH modelom

PARCH model v obdobju pred in v času svetovne finančne krize odkriva, da je bil pri večini proučevanih indeksov potenčni parameter statistično značilen. Izjema je bil SHCOMP, kjer parameter ni izkazoval statistične značilnosti v obdobju pred krizo. Pred krizo je bilo osem in v krizi trinajst modelov, ki so imeli vse parametre statistično značilne. Povprečna vrednost potenčnega parametra je narastla pri razvijajočih trgih v času krize, v

primerjavi z obdobjem pred, in sicer iz 1,2 na 1,5. Pri razvitih trgih je bil trend obraten. Potenčni parameter je iz 1,05 padel na 0,95.

Pojasnjevalna moč modela se je v času krize poslabšala tako pri razvitih kot razvijajočih trgih. Povprečna vrednost informacijskega kriterija AIC je v času krize na razvitih trgih upadla na 5,5. Razvijajoči trgi so v enakem obdobju beležili upad na 5,3.

V času pred svetovno finančno krizo je bila povprečna vrednost potenčnega parametra višja pri razvijajočih trgih kot pri razvitih. Prvi so dosegli vrednost 1,05, medtem ko drugi 1,2. Parameter je bil statistično značilen pri vseh indeksih, razen pri SHCOMP. Bilo je osem modelov, ki so imeli vse parametre statistično značilne. Pojasnjevalna moč modela je bila višja pri razvitih trgih, kjer je informacijski kriterij AIC dosegel povprečno vrednost 6,7, medtem ko pri razvijajočih 6,3 (glej Tabelo 63).

V času svetovne finančne krize je bila povprečna vrednost potenčnega parametra z vrednostjo 1,5 višja na razvijajočih trgih kot na razvitih, z vrednostjo 0,95. Parameter je bil statistično značilen pri vseh proučevanih indeksih. Bilo je trinajst modelov, ki so imeli vse parametre statistično značilne. Pojasnjevalna moč modela je bila višja pri razvitih trgih, in sicer je povprečna vrednost AIC kriterija znašala okrog 5,5, medtem ko pri razvijajočih 5,3 (glej Tabelo 64).

Tabela 63: Ocenjeni parametri PARCH modela v času pred svetovno finančno krizo, v obdobju od 30.6.2004 do 30.6.2007

RAZVITI TRGI					
	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX
ARCH	0,10429 (3,33)	0,11771 (3,71)	0,10404 (4,45)	0,04921 (0,35)**	0,05104 (0,00)**
L	0,99996 (10,01)	0,99305 (8,93)	0,99950 (5,75)	1,00000 (0,22)**	0,99991 (0,00)**
GARCH	0,76042 (10,75)	0,75206 (11,57)	0,83977 (25,26)	0,90000 (20,59)	0,84948 (17,57)
P	0,83312 (2,57)	0,71964 (2,47)	0,90876 (3,45)	1,12324 (2,28)	1,68122 (2,61)
AIC	-6,90030	-6,73956	-6,41985	-7,28487	-7,27785
BIC	-6,84594	-6,68503	-6,36359	-7,22966	-7,22893
HQ	-6,87938	-6,71857	-6,39815	-7,26360	-7,25901
TRGI V RAZVOJU					
	HSI	IBOV	RTS	SENSEX	SHCOMP
ARCH	0,08422 (2,79)	0,06352 (2,77)	0,14094 (2,62)	0,12712 (3,42)	0,07794 (3,12)
L	0,99631 (32,28)	0,99729 (17,20)	0,19270 (1,38)**	1,00000 (3,62)	-0,17602 (-1,17)**
GARCH	0,77512 (10,35)	0,84043 (15,24)	0,79702 (15,78)	0,78920 (17,90)	0,91993 (33,78)
P	0,42825 (1,83)	0,54741 (1,80)	2,03489 (2,75)	0,97920 (3,61)	1,00152 (1,39)**
AIC	-6,70840	-5,60746	-5,61881	-6,14438	-5,63755
BIC	-6,65237	-5,55155	-5,56296	-6,08899	-5,58056
HQ	-6,68679	-5,58590	-5,59728	-6,12304	-5,61557
	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP
ARCH	0,16414 (4,47)	0,06216 (0,00)**	0,11507 (4,30)	0,07165 (0,61)**	0,11556 (3,06)
L	0,49411 (2,96)	0,99868 (0,00)**	0,99954 (29,35)	0,99813 (0,44)**	-0,00874 (-0,07)**
GARCH	0,77398 (16,29)	0,65148 (6,90)	0,76969 (14,89)	0,86018 (21,21)	0,84003 (19,74)
P	0,94907 (2,61)	2,11955 (3,17)	0,64205 (2,73)	1,29950 (2,67)	1,73671 (2,62)
AIC	-7,00927	-6,22090	-6,26690	-6,25584	-6,10984
BIC	-6,96015	-6,16422	-6,21129	-6,20086	-6,05998
HQ	-6,99035	-6,19903	-6,24547	-6,23467	-6,09062

*dvostranski preizkus; ** parameter ni statistično značilen.

Vir: Lastni izračuni.

Tabela 64: Ocenjeni parametri PARCH modela v času svetovne finančne krize, v obdobju od 30.6.2007 do 30.6.2010

RAZVITI TRGI					
	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX
ARCH	0,09019 (4,96)	0,08069 (3,68)	0,07236 (2,49)	0,07386 (0,60)**	0,07098 (5,31)
L	0,99850 (7,01)	0,97225 (3,60)	0,94765 (2,41)	1,00000 (0,38)**	0,99956 (41,78)
GARCH	0,90373 (43,05)	0,91610 (45,89)	0,90694 (47,59)	0,91104 (43,37)	0,92654 (56,19)
P	0,85805 (3,46)	0,95544 (3,48)	1,16989 (3,77)	1,14827 (3,65)	0,59983 (2,37)
AIC	-5,39878	-5,51917	-5,28900	-5,56027	-5,61124
BIC	-5,34425	-5,46418	-5,23250	-5,50512	-5,55620
HQ	-5,37779	-5,49799	-5,26720	-5,53903	-5,59004
TRGI V RAZVOJU					
	HSI	IBOV	RTS	SENSEX	SHCOMP
ARCH	0,10126 (4,20)	0,08661 (2,85)	0,07032 (2,18)	0,12484 (4,39)	0,04854 (1,68)
L	0,58196 (3,24)	0,90793 (2,56)	0,28700 (2,01)	0,60438 (3,53)	0,36580 (1,37)**
GARCH	0,88520 (36,61)	0,89565 (40,53)	0,89885 (37,50)	0,87146 (36,35)	0,92657 (41,21)
P	1,22678 (3,04)	1,17077 (3,02)	2,38498 (2,77)	1,19282 (3,31)	1,92472 (2,06)
AIC	-4,93290	-4,96075	-4,66292	-5,11041	-4,87388
BIC	-4,87681	-4,90460	-4,61328	-5,06055	-4,81731
HQ	-4,91127	-4,93910	-4,64379	-5,09118	-4,85205
	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP
ARCH	0,13141 (3,29)	0,16716 (3,00)	0,08010 (3,04)	0,07526 (4,20)	0,11118 (2,67)
L	0,45888 (3,16)	0,74707 (2,93)	0,99812 (2,69)	0,96134 (4,46)	0,57353 (2,23)
GARCH	0,80808 (18,80)	0,69596 (11,63)	0,90641 (44,27)	0,93163 (59,11)	0,80328 (14,60)
P	1,73913 (3,18)	1,46295 (3,41)	0,99898 (3,67)	0,91060 (3,55)	1,49007 (2,95)
AIC	-6,17441	-5,37339	-5,45879	-5,53292	-5,58311
BIC	-6,12492	-5,32279	-5,40306	-5,48379	-5,53272
HQ	-6,15534	-5,35386	-5,43731	-5,51399	-5,56367

*dvostranski preizkus; ** parameter ni statistično značilen.

Vir: Lastni izračuni.

9 POVZETEK EMPIRIČNIH UGOTOVITEV

V nadaljevanju bomo strnjeno predstavili izsledke analize nestanovitnosti iz zornega kota dveh delniških naložbenih razredov. Vse skupaj bomo zajeli v časovni dinamiki različnih gospodarsko-ekonomskih kriz, ki smo jih analizirali v dveh obdobjih z namenom poiskati skupne vzorce gibanja nestanovitnosti, ki bi omogočili lažje sprejemanje odločitev glede alokacije kapitala v prihodnje.

Zajeli smo tri gospodarske krize, in sicer azijsko finančno krizo (1997), tehnološki balon (2000) in svetovno finančno krizo (2007). Geografski izvor krize so v dveh od treh primerov bili razviti trgi, konkretno ZDA. Izvor azijske finančne krize ni mogoče omejiti na zgolj eno državo, temveč na celotno regijo, ki se je začela spopadati s hitrim odlivom tujega kapitala, na katerega, z vidika vodenja ekonomske politike, niso bili pripravljeni. V kolikor se odmaknemo od geografskega izvora, in podrobnejše pogledamo strukturne razloge za krizo, vidimo, da je pri krizi tehnološkega balona in svetovni finančni krizi bil ključen razlog v precenjenosti posamičnega naložbenega razreda oz. trga, ki je bil povod za globalno širitev krize. V primeru tehnološkega balona so bile delnice tehnoloških družb precenjene. Pričakovanja vlagateljev niso bila realna, kar se je vse bolj kazalo v začetku leta 2000. Svetovna finančna kriza je imela svoj izvor v precenjenosti ameriškega nepremičninskega trga, predvsem v segmentu kupcev, ki niso izkazovali prvorstne bonitete⁸⁷. Ozadje azijske krize je bilo bistveno bolj kompleksno, saj je bilo prepredeno med različne države, ki so imele sicer vsaka svoje razloge in trge, ki so se v času in prostoru združili v enoten velik problem celotne regije, ki se je najbolj izrazil na trgu valut.

Teza disertacije T₁:

»Opisna statistika časovnih vrst donosnosti delniških indeksov nakazuje na povišano nestanovitnost delniških indeksov v času kriz in na relativno višjo nestanovitnost delniških indeksov razvijajočih držav.«

Iz analize izhaja prisotnost višje nestanovitnosti delniških indeksov v času kriz in relativno višje nestanovitnosti delniških indeksov razvijajočih držav, merjeno s prvim momentom porazdelitve, tj. standardnim odklonom.

Analiza statistike časovnih vrst donosov delniških indeksov razkriva, da je bila donosnost indeksov v času krize nižja v regiji, ki je bila povod za izbruh krize. Trgi v razvoju so imeli nižjo donosnost v času azijske finančne krize, prav tako razviti trgi v času tehnološkega balona. Razviti trgi so imeli v času svetovne finančne krize višjo negativno donosnost. Višja negativna donosnost je tako bila močno povezana z geografskim izbruhom krize.

Nestanovitnost delniških trgov se je v obdobju kriz povečala, saj je bil standardni odklon višji kot pred obdobjem vseh proučevanih kriz, razen v primeru krize tehnološkega balona, kjer je bilo opaziti padec standardnega odklona razvijajočih držav v času krize. Razlog je verjetno v tem, da je obdobje konca azijske finančne krize in začetek krize tehnološkega balona relativno blizu in posledično lahko govorimo, da je na razvijajočih trgih prihajalo do tega, da so negativni šoki izzveneli. V kolikor pogledamo primerjavo med razvitimi in

⁸⁷ Subprime market.

razvijajočimi trgi, ugotovimo, da so slednji vedno izkazovali višji standardni odklon. Posledično lahko potrdimo relativno višjo nestanovitnost delniških trgov razvijajočih držav, merjeno s prvim momentom porazdelitve, standardnim odklonom.

Izpostaviti je potrebno delniški indeks trgov v razvoju SHCOMP, ki je pri analizi dveh kriz izkazoval nasprotno tendenco gibanja pri volatilnosti kot pri donosnosti. V času azijske finančne krize je bila donosnost indeksa v proučevanem obdobju pozitivna in hkrati standardni odklon nižji kot pred krizo. V času tehnološkega balona je indeks imel najnižjo negativno donosnost in nižjo nestanovitnost kot pred krizo (glej Tabelo 65).

Tabela 65: Srednja vrednost in standardni odklon

			Srednja vrednost	Standardni odklon
AZIJSKA FINAČNA KRIZA	PRED KRIZO	DM	0,0006	0,0090
		EM	0,0009	0,0177
	KRIZA	DM	0,0004	0,0146
		EM	0,0000	0,0244
TEHNOLOŠKI BALON	PRED KRIZO	DM	0,0008	0,0139
		EM	0,0004	0,0236
	KRIZA	DM	-0,0009	0,0167
		EM	-0,0004	0,0175
SVETOVNA FINANČNA KRIZA	PRED KRIZO	DM	0,0006	0,0081
		EM	0,0013	0,0124
	KRIZA	DM	-0,0006	0,0193
		EM	0,0000	0,0212

DM⁸⁸ – razvite države, EM – države v razvoju.

Teza disertacije T₂:

»Med množico modelov srednje vrednosti ARMA/ARIMA je najbolj primeren model ARMA(1,1).«

Analiza modelov srednje vrednosti v okviru treh kriz ne daje izsledkov, na podlagi katerih bi lahko potrdili, da je najbolj primeren model srednje vrednosti ARMA (1,1).

Drugo tezo, da je med množico modelov srednje vrednosti ARMA/ARIMA najbolj primeren model ARMA (1,1), zavrnemo. Pogosto so obstajale kombinacije p in q, ki so izkazovale nižjo Q-statistiko od primerjalnega modela ARMA (1,1). Število ARMA (1,1) modelov je bilo največje v obdobju pred krizo, medtem ko je njihovo število v času krize upadlo. V času pred svetovno finančno krizo je sedem od petnajstih proučevanih indeksov izkazovalo, da je najbolj primeren model srednje vrednosti ARMA (1,1). To število je v

⁸⁸ DM – Developed markets. EM – Emerging markets.

času krize upadlo na 5. V kolikor pogledamo gibanje števila modelov ARMA (1,1) skozi obdobje vseh križ ugotovimo, da je le-to naraščalo. Modeliranje srednje vrednosti med razvitimi državami in državami v razvoju se je iz krize v krizo vse bolj približevalo modelu ARMA (1,1). Nikakor pa ne moremo trditi, da je bil ta model najbolj primeren v proučevanih križah (glej Tabelo 66).

Tabela 66: Število modelov ARMA

	AZIJSKA FINAČNA KRIZA		TEHNOLOŠKI BALON		SVETOVNA FINANČNA KRIZA	
	Pred krizo	Kriza	Pred krizo	Kriza	Pred krizo	Kriza
ARMA (1,1)	3	2	4	3	7	5
AR (1)	2	2	1	1	2	4
MA (1)	3	5	5	2	1	2
ARMA (1,2)	3	1	1	1		1
ARMA (2,1)	1		1			1
ARMA (2,2)		2		1	4	1
ARMA (2,3)				1		
ARMA (3,2)						
ARMA (3,3)	2	2	2	4	1	1
ARMA (1,3)	1					
MA (2)		1		1		
ARMA (4,4)			1			
MA (3)				1		

Teza disertacije T₃:

»Odkloni časovne vrste modelov srednje vrednosti ARMA/ARIMA vsebujejo ARCH učinke.«

Rezultati odklonov časovne vrste modelov srednje vrednosti nakazujejo prisotnost ARCH učinkov.

Odkloni časovnih vrst modelov srednje vrednosti ARMA so izkazovali ARCH učinke. Na podlagi rezultatov ARCH testa in pri zanemarljivi stopnji tveganja smo zavrnili ničelno hipotezo. Izračunane vrednosti testa so bile višje od kritične vrednosti. Časovne vrste so tako bile podvržene ARCH procesu. Izjema so bili odkloni časovne vrste indeksa PCOMP v času krize tehnološkega balona, kjer je bila izračunana vrednost pri vseh treh odlogih nižja od kritične, in sicer pri stopnji tveganja 0,05. V tem primeru nismo mogli zavrniti ničelne hipoteze o prisotnosti belega šuma v časovni vrsti odklonov.

Teza disertacije T₄:

»Med predstavljenimi modeli nestanovitnosti ARCH/GARCH najbolje pojasnjuje gibanje nestanovitnosti asimetrični EGARCH model.«

Rezultati analize nestanovitnosti z družino GARCH modelov, kjer smo preverjali volatilnosti v okviru treh kriz, potrjujejo, da najbolje pojasnjuje gibanje nestanovitnosti asimetrični EGARCH model.

V spodnjih tabelah so prikazane vrednosti informacijskih kriterijev AIC in BIC v različnih obdobjih za razvite države in države v razvoju. EGARCH model je izkazoval najnižjo povprečno vrednost (najvišjo negativno) AIC kriterija tako pri razvitih kot razvijajočih državah v vseh obdobjih, razen pred krizo tehnološkega balona in v času svetovne finančne krize, kjer je višji AIC kriterij izkazoval model PARCH. Ta rezultat potrjuje analiza, opravljena z informacijskim kriterijem BIC. EGARCH model izkazuje najnižjo povprečno vrednost kriterija tako pri razvitih kot razvijajočih državah v vseh obdobjih, razen v primeru pred krizo tehnološkega balona. Na podlagi tega lahko v celoti potrdimo četrto tezo, da asimetrični EGARCH model najbolje pojasnjuje gibanje nestanovitnosti (glej Tabelo 67, 68).

Tabela 67: Povprečna vrednost informacijskega kriterija AIC razvitih držav in držav v razvoju

			GARCH	IGARCH	EGARCH	PARCH
AZIJSKA FINAČNA KRIZA	PRED KRIZO	DM	-6,72	-6,72	-6,73	-6,73
		EM	-5,73	-5,65	-5,74	-5,74
	KRIZA	DM	-5,73	-5,71	-5,75	-5,74
		EM	-4,91	-4,85	-4,93	-4,93
TEHNOLOŠKI BALON	PRED KRIZO	DM	-5,86	-5,85	-5,88	-5,84
		EM	-5,06	-5,04	-5,06	-5,08
	KRIZA	DM	-5,53	-5,48	-5,57	-5,56
		EM	-5,50	-5,49	-5,52	-5,52
SVETOVNA FINANČNA KRIZA	PRED KRIZO	DM	-6,90	-6,88	-6,93	-6,92
		EM	-6,14	-6,11	-6,16	-6,16
	KRIZA	DM	-5,43	-5,41	-5,48	-5,48
		EM	-5,25	-5,23	-5,26	-5,27

DM⁸⁹ – razvite države, EM – države v razvoju

⁸⁹ DM – Developed markets. EM – Emerging markets.

Tabela 68: Povprečna vrednost informacijskega kriterija BIC razvitih držav in držav v razvoju

			GARCH	IGARCH	EGARCH	PARCH
AZIJSKA FINAČNA KRIZA	PRED KRIZO	DM	-5,69	-6,69	-6,68	-6,67
		EM	-4,87	-5,62	-5,69	-5,68
	KRIZA	DM	-5,69	-5,69	-5,70	-5,69
		EM	-4,87	-4,83	-4,88	-4,88
TEHNOLOŠKI BALON	PRED KRIZO	DM	-5,82	-5,82	-5,83	-5,82
		EM	-5,02	-5,01	-5,01	-5,02
	KRIZA	DM	-5,48	-5,45	-5,52	-5,51
		EM	-5,46	-5,46	-5,47	-5,47
SVETOVNA FINANČNA KRIZA	PRED KRIZO	DM	-6,86	-6,85	-6,88	-6,87
		EM	-6,10	-6,08	-6,11	-6,10
	KRIZA	DM	-5,39	-5,38	-5,43	-5,42
		EM	-5,21	-5,20	-5,21	-5,21

DM⁹⁰ – razvite države, EM – države v razvoju

Teza disertacije T₅:

»Parametri nestanovitnosti ARCH/GARCH modelov potrjujejo splošno sprejeto stališče stroke, da razvijajoče države izkazujejo višjo stopnjo volatilnosti v času kriz, v primerjavi z razvitimi državami.«

Primerjava volatilnosti razvitih in razvijajočih držav v času kriz ne daje jasnega odgovora, glede višje volatilnosti držav v razvoju v času kriz.

Splošno sprejeto stališče stroke, ki je predstavljeno v peti tezi je, da so trgi v razvoju bolj volatilni kot razviti trgi. Pričakovali bi, da bo višja volatilnost držav v razvoju še toliko bolj prišla do izraza v času kriz. Spodnja tabela prikazuje podatke, glede nestanovitnosti razvitih in razvijajočih trgov pred in v času krize. Nestanovitnost, ki jo v primeru GARCH modela merimo z vsoto ARHC in GARCH parametra, ne potrjuje teze, da so trgi v razvoju bolj volatilni od razvitih. Podrobnejša analiza razkriva, da lahko višjo nestanovitnost povežemo z geografskim območjem izvora krize. V primeru azijske finančne krize je prišlo do porasta volatilnosti delniških trgov držav v razvoju, v času krize, medtem ko je bil pri delniških trgih razvitih državah trend obraten. Razvite države so beležile višjo volatilnost v času krize tehnološkega balona, do katerega je prišlo v ZDA. Svetovna finančna kriza je nakazala na morebiten nov trend, kjer se volatilnost na razvitih kot trgih držav v razvoju giblje v enaki smeri, medtem ko se razlikuje zgolj v jakosti. Delniški trgi razvitih kot držav v razvoju so v času svetovne finančne krize beležili rast nestanovitnosti. Le-ta je bila višja pri razvitih državah, od koder je kriza izvirala. Z EGARCH modelom smo uvedli analizo asimetričnosti, s katero ugotavljamo vpliv pozitivnih in negativnih šokov na volatilnost. Analiza učinka vzvoda v razvitih državah ali državah v razvoju v obdobju kriz daje podobne ugotovitve. Učinek vzvoda je bil višji v regiji, iz katere je kriza

⁹⁰ DM – Developed markets. EM – Emerging markets.

izvirala. V primeru azijske finančne krize je bil sicer porast učinka vzhoda manjši v državah v razvoju, vendar je to posledica večjega števila parametrov, ki v času krize niso bili statistično značilni, medtem ko takšnih primerov pri razvitih trgih ni bilo. V krizi tehnološkega balona je bil učinek vzhoda višji v regiji izvora krize, in sicer v razvitih državah. Na drugi strani je učinek vzhoda v svetovni finančni krizi upadel tako za razvite države kot države v razvoju, vendar je bil višji v razvitih državah. Iz ugotovljenega zato pete teze, da razvijajoče države izkazujejo višjo volatilnost od razvitih, ne moremo potrditi.

V kolikor se opremo na rezultate analize GARCH modela je opaziti trend, da je višja nestanovitnost povezana z izvorom krize. Izvor krize je določal višjo volatilnost delniških indeksov. V primeru svetovne finančne krize so tako razviti kot razvijajoči trgi imeli višjo volatilnost, vendar je bila rast volatilnosti višja na razvitih trgih, od koder je kriza izvirala (glej Tabelo 69).

Tabela 69: Volatilnost trgov v obdobju različnih kriz

			GARCH*	EGARCH**
AZIJSKA FINAČNA KRIZA	PRED KRIZO	DM	0,9823	-0,0676
		EM	0,9155	-0,0634
	KRIZA	DM	0,9611	-0,1288
		EM	0,9439	-0,1112
TEHNOLOŠKI BALON	PRED KRIZO	DM	0,9614	-0,1066
		EM	0,9684	-0,1075
	KRIZA	DM	0,9746	-0,1420
		EM	0,9090	-0,0900
SVETOVNA FINANČNA KRIZA	PRED KRIZO	DM	0,9422	-0,2070
		EM	0,9448	-0,1859
	KRIZA	DM	0,9811	-0,1537
		EM	0,9744	-0,1481

*povprečna vrednost ARCH+GARCH parametrov

**povprečna vrednost parametra učinka vzhoda L (upoštevani zgolj statistično značilni parametri L)

Teza disertacije T₆:

»V času krize imata kratki spomin in učinek vzhoda v celotni strukturi nestanovitnosti večjo težo pri razvijajočih kot razvitih državah.«

Primerjava parametrov kratkega spomina in učinka vzhoda v strukturi nestanovitnosti ne potrjuje večje teže pri razvijajočih kot pri razvitih državah.

V zadnji tezi smo preverili, ali posamezni elementi nestanovitnosti v času kriz, v državah v razvoju, odražajo višje vrednosti in s tem posledično večjo volatilnost. Kratek spomin določa hitrost odzivnosti na nove informacije. V kolikor je vrednost parametra visoka, to pomeni, da se pogojna varianca hitreje odziva na nove informacije v primerjavi s parametrom nižje vrednosti. V spodnji tabeli so predstavljene vrednosti kratkega spomina, učinka vzhoda in njune spremembe v času kriz. Vrednost parametra kratkega spomina je

višja v obdobju vseh kriz v državah v razvoju, in sicer je najvišjo vrednost parameter dosegel v času azijske finančne krize, medtem ko najnižjo v času krize tehnološkega balona. Analiza parametra učinka vzvoda razkriva, da je le-ta zrcalna slika kratkega spomina, saj je v vseh obdobjih kriz vrednost le-tega višja v razvitih državah. V času kriz je bil vpliv negativnih šokov pri razvitih državah očitno močnejši kot pri državah v razvoju. V kolikor podrobneje pogledamo relativne spremembe, ugotovimo, da so višja nihanja posameznih parametrov nestanovitnosti doživljale razvite države. Rasti obeh parametrov, tako kratkega spomina kot učinka vzvoda, sta bili v času kriz višji pri razvitih državah kot razvijajočih. V azijski finančni krizi je vrednost parametra kratkega spomina razvitih držav porastla za slabih 65 %, medtem ko v državah v razvoju za zgolj 7 %. V krizi tehnološkega balona je prišlo celo do padca vrednosti parametra kratkega spomina. V svetovni finančni krizi so imeli razviti trgi ponovno višjo rast kratkega spomina. Podobno je bilo gibanje učinka vzvoda, kjer je bila izjema svetovna finančna kriza. Opaziti je bilo padec vrednosti parametra, ki je ponovno bil višji na razvitih trgih. Zaključimo lahko, da na podlagi podrobne analize posameznih elementov nestanovitnosti šeste teze ne moremo potrditi. Države v razvoju imajo višji delež kratkega spomina v celotni strukturi nestanovitnosti v času kriz, vendar učinek vzvoda ne daje podobnih izsledkov. V kolikor temu dodamo izsledke relativne spremembe parametra kratkega spomina in učinka vzvoda v času kriz, ugotovimo, da razvijajoče države ne izkazujejo višje volatilnosti v času kriz v primerjavi z razvitimi državami (glej Tabelo 70).

Tabela 70: Vrednost in gibanje parametra kratkega spomina in učinka vzvoda

			GARCH*	EGARCH**	Δ GARCH*	Δ EGARCH**
AZIJSKA-FINAČNA KRIZA	PRED KRIZO	DM	0,0428	$ -0,0676 $		
		EM	0,1594	$ -0,0634 $		
	KRIZA	DM	0,0705	$ -0,1288 $	+64,72	+90,53
		EM	0,1707	$ -0,1112 $	+7,09	+75,39
TEHNOLOŠKI BALON	PRED KRIZO	DM	0,0772	$ -0,1066 $		
		EM	0,1741	$ -0,1075 $		
	KRIZA	DM	0,0925	$ -0,1420 $	+19,82	+33,21
		EM	0,1086	$ -0,0900 $	-37,62	-16,28
SVETOVNA-FINANČNA KRIZA	PRED KRIZO	DM	0,0753	$ -0,2070 $		
		EM	0,1044	$ -0,1859 $		
	KRIZA	DM	0,1066	$ -0,1537 $	+41,57	-25,75
		EM	0,1214	$ -0,1481 $	+16,28	-20,33

*Model GARCH – parameter kratkega spomina; Δ – gre za spremembo vrednosti kratkega spomina v krizi, glede na obdobje pred krizo

**EGARCH – parameter učinka vzvoda (upoštevani zgolj statistično značilni); Δ – gre za spremembo učinka vzvoda v krizi glede na obdobje pred krizo

10 IMPLIKACIJE ANALIZE NESTANOVITNOSTI NA MAKRO IN MIKRO RAVNI

10.1 Makroekonomske implikacije analize

V prejšnjih poglavijih smo predstavili analizo in ugotovitve, glede nestanovitnosti delniških trgov v času različnih kriz. Ključna ugotovitev je, da ne moremo potrditi splošno sprejetega stališča, da so trgi v razvoju, v času kriz volatilnejši in s tem posledično bolj tvegani. Tako v času azijske krize kot tehnološkega balona je bilo jasno razvidno, da je bila volatilnost delniških trgov povezana z geografskim izvorom same krize. To pomeni, da je v primeru azijske finančne krize prišlo do višje volatilnosti držav v razvoju, predvsem v državah JV Azije, kot so Filipini, Indonezija in Južna Koreja. Podoben vzorec je bilo opaziti v času krize tehnološkega balona, kjer so razvite države izkazovale višjo volatilnost. V obeh primerih so bili v okviru proučevanih indeksov prisotni delniški trgi, kjer se volatinost ni povzpela. V času azijske krize je bila skupna vrednost ARCH in GARCH parametrov nižja za francoski, ameriški, kitajski in čilske delniške indeksy kot pred krizo. Prav tako je bilo v krizi tehnološkega balona opaziti, da določeni trgi, kot so Brazilija, Indija, Indonezija in Južna Koreja, niso čutili vpliva višje volatilnosti razvitih trgov.

Svetovna finančna kriza je nakazala nov trend nestanovitnosti, kjer so praktično vsi proučevani delniški indeksi, z izjemo filipinskega in hongkongškega, izkazovali višjo volatilnost, razlikovali pa so se zgolj v jakosti. Tako razvite države kot države v razvoju so v času krize beležile rast nestanovitnosti. Le-ta je bila višja pri razvitih državah, od koder je kriza izvirala. Razloge za enosmeren odziv volatilnosti delniških trgov gre iskati predvsem v pospešeni globalizaciji kapitalskih trgov v preteklih letih. Podrobnejša analiza razkriva, da je bila rast volatilnosti delniških trgov v času krize najnižja na Kitajskem, v Čilu in Južni Koreji. Na drugi strani so najvišji skok nestanovitnosti beležile Indonezija, Velika Britanije in ZDA.

Finančno globalizacijo je od sredine leta 1980 zaznamovala rast kapitalskih tokov znotraj razvitih oz. industrializiranih držav in v naslednji fazi, v smeri od razvitih k državam v razvoju. Geografski pogled na kapitalske tokove je bil takšen, da so le-ti šli iz severa proti jugu in zahoda proti vzhodu. Sprva je sledila liberalizacija mednarodne menjave, kateri se je kasneje pridružila še liberalizacija na področju finančnih trgov. Vse večja globalizacija, ki se je zrcalila v rasti mednarodne menjave in kapitalskih tokov, je bila, vsaj na začetku, povezana z visoko stopnjo gospodarske rasti. Skupaj z rastjo in odprtostjo gospodarstev so se, predvsem v 90-ih letih prejšnjega stoletja, opazneje začele pojavljati finančne krize in padec aktivnosti. Najbolj znana je bila azijska finančna kriza. V tem obdobju in tudi v času krize tehnološkega balona makroekonomska orodja ekonomske politike niso bila uspešna pri preprečevanju kriz. Na drugi strani odločevalci ekonomske politike niso uspeli izpeljati ukrepa, ki bi učinkovito blažili ekonomske posledice kriz.

Zadnja svetovna finančna kriza je obelodanila novo dimenzijo problemov, za katere bo potrebno poiskati primerno recepturo orodij na nivoju izvajanja makroekonomske politike. Gre za problem uvažanje nestabilnega okolja oz. volatilnosti, in sicer iz razvitih držav v

države v razvoju. Na začetku pohoda globalizacije proces širjenja kriz ni bil tako obsežen in se ni dotaknil domala vseh svetovnih trgov. Krize so bile regijsko oz. lokalno omejene, predvsem na države ali pa regije izvora (npr. azijska kriza, mehiška kriza, ruska kriza, tehnološki balon itd.). Zraven tega je pri zadnji svetovni finančni krizi opaziti novost v tem, da se je »požar« razplamtel v razvitih državah in se kasneje hitro razširil na države v razvoju. Proces v obratni smeri zaenkrat še ni bil prisoten, vendar je vprašanje časa, kdaj bo do njega prišlo.

V nadaljevanju bomo predstavili teoretično ozadje globalizacije, njeni širino in globino v proučevanih državah in predstavili učinkovit pristop makroekonomskih politik z namenom preprečevanja ekonomske škode finančnih kriz in blaženja ekonomskih posledic finančnih šokov.

10.1.1 Globalizacija

Termin globalizacija se je pogosteje začel uporabljati v 80-ih in 90-ih letih prejšnjega stoletja. Koncept se povezuje z napredkom, razvojem in stabilnostjo, integracijo in sodelovanjem, ki se razprostira čez množico različnih disciplin, skupnosti, družb in kultur. Eno izmed bolj znanih definicij globalizacije je predstavil Larsson (2001, 9):»Globalizacija je proces krčenja sveta, krajanja razdalj in približevanja stvari.«

MDS (2000) je izdal publikacijo (Globalizacija: nevarnost ali priložnost?⁹¹), kjer je globalizacijo definiral kot zgodovinski proces, ki je rezultat človeške inovacije in tehnološkega napredka. Povezan je s povečano integracijo gospodarstev, predvsem preko mednarodne menjave in kapitalskih tokov.

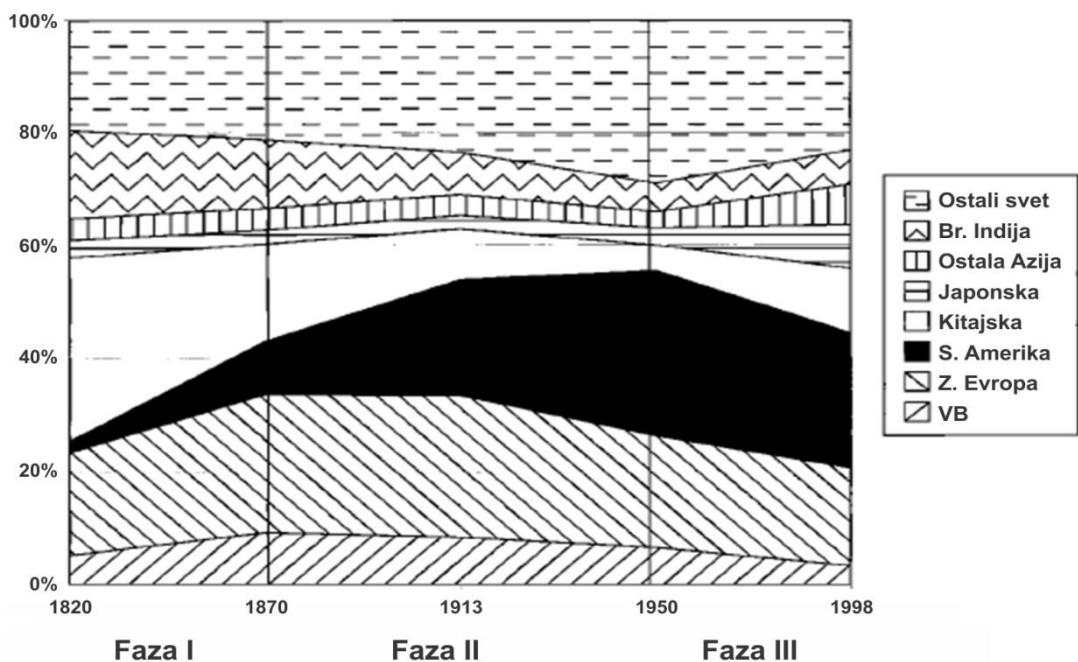
Zagovorniki globalizacije poudarjajo njen pozitivni učinek na štirih področjih, in sicer na področju mednarodne trgovine, pretoka kapitala, pretoka ljudi in izmenjave znanja oz. tehnologij. Usklajeno delovanje pripelje do višje gospodarske rasti, višje zaposlenosti in dviga gmotnega standarda prebivalcev.

Moderna zgodovina globalizacije se je začela z industrijsko revolucijo. Leta 1750 je več kot 50 % industrijske proizvodnje izviralo iz Kitajske in Indije, medtem ko iz Zahodne Evrope zgolj 18 % (Crafts, Venables 2003, 325). Osemdeset let kasneje je industrijska revolucija omogočila preobrat ekonomske razmerij, saj je Evropa podvojila industrijsko proizvodnjo, medtem ko jo je Velika Britanija povečala za faktor 7. Tehnološke spremembe, ki so izhajale iz industrijske revolucije (predvsem parni stroj) so omogočile znižanje stroškov transporta, tako na medcelinskih poteh kot po kopnem. Crafts in Venables sta predstavila gibanje strukture svetovnega BDP-ja in industrijske proizvodnje po regijah. Iz obeh slik je opaziti podoben vzorec (nekoliko bolj jasen je vzorec industrijske proizvodnje), in sicer da so obstajale tri faze zgodovinskega razvoja globalizacije. V prvi je očiten vzpon industrijske velesile Velike Britanije in Zahodne Evrope ter hkrati padec pomembnosti Kitajske in Indije (glej Sliko 24). V tem obdobju ni bilo zaznati zgolj relativnega zaostanka industrijske proizvodnje na Kitajskem in v Indiji, temveč tudi v absolutnem smislu. Nivo proizvodnje iz leta 1830 sta obe državi uspeli doseči šele 1930 (Bairoch 1982, 282). Sledila je druga faza, ki so jo zaznamovale ZDA vse od leta 1870-80 naprej do konca druge svetovne vojne, in sicer okrog leta 1950 (glej Sliko

⁹¹ IMF: Globalization: Threat or Opportunity?

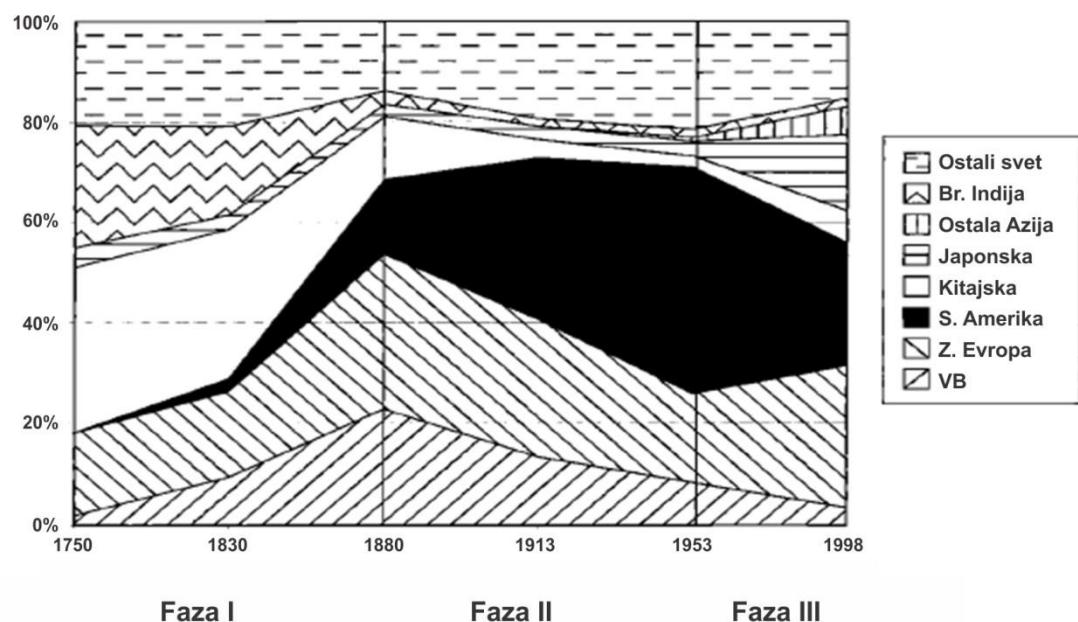
25). Tretja faza predstavlja rast deleža Kitajske, Japonske in regije JV Azije v celotni strukturi industrijske proizvodnje ter svetovnega BDP-ja (Crafts, Venables 2003, 325).

Slika 24: Gibanje strukture svetovnega BDP-ja po regijah



Vir: Crafts, Venables 2003.

Slika 25: Gibanje strukture svetovne industrijske proizvodnje po regijah



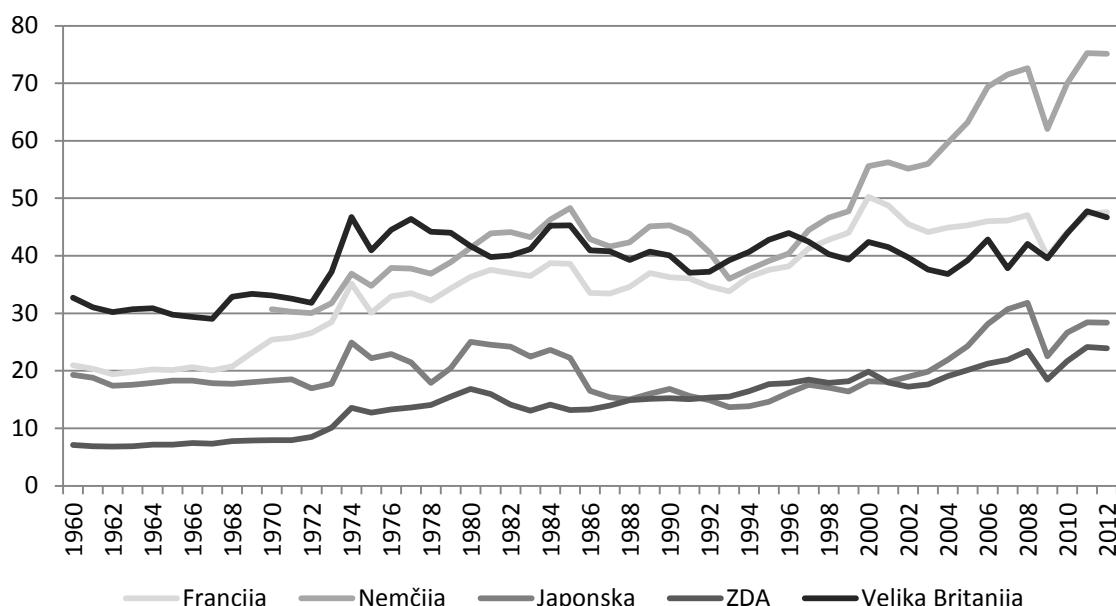
Vir: Crafts, Venables 2003.

10.1.2 Finančna globalizacija

Mednarodna menjava je sprožila proces globalizacije na gospodarskem področju, saj so narodi skozi zgodovino trgovali z dobrinami, ki jih niso bili sposobni proizvesti, preko nacionalnih meja. Industrializacija in tehnološki napredek sta mednarodno menjavo samo še pospešila.

Spodnja slika prikazuje gibanje blagovne menjave razvitih držav v zadnjih dobrih 50-ih letih, ki so predmet naše analize. Delež blagovne menjave je pri vseh proučevanih državah narastel. Izstopa Nemčija, kjer se je delež blagovne menjave povzpel na dobrih 75 % BDP-ja v letu 2012, medtem ko je v 70-ih letih prejšnjega stoletja znašal 30 %. Najnižji delež blagovne menjave v bruto domačem proizvodu izkazujeta ZDA in Japonska. Na drugi strani, blagovna menjava v Franciji in Veliki Britaniji zadnjih deset let stagnira (glej Sliko 26).

Slika 26: Gibanje blagovne menjave razvitih držav v % BDP-ja

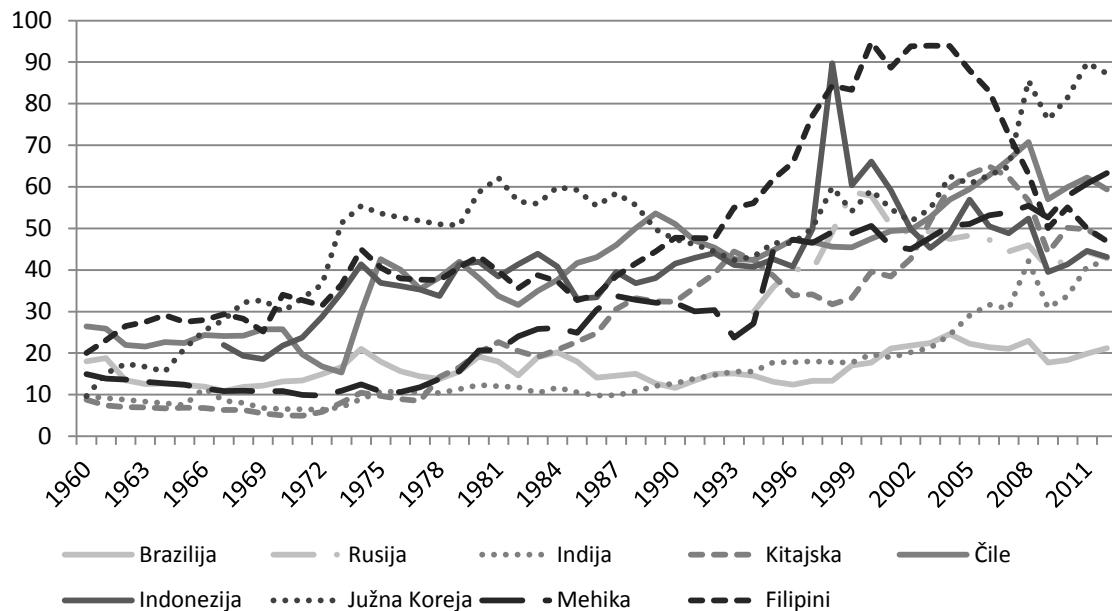


Vir: Svetovna Banka 2014b⁹².

Raven blagovne menjave v državah v razvoju, izražena v deležu BDP-ja, je bila 2012 skoraj enkrat višja v državah v razvoju kot razvitih državah. Izstopa Južna Koreja, kjer je bila blagovna menjava slabih 90 % bruto domačega proizvoda, medtem ko ima najnižji delež v višini 21 % Brazilija. Rast blagovne menjave je bila prav tako najvišja v Južni Koreji, sledita Kitajska in Indija. V opazovanem obdobju je Kitajski uspelo dvigniti delež blagovne menjave iz 8,8 % na 47 % bruto domačega proizvoda (glej Sliko 27).

⁹² Vsi podatki Svetovne banke v tekočih cenah (\$).

Slika 27: Gibanje blagovne menjave držav v razvoju v % BDP-ja



Vir: Svetovna Banka 2014b⁹³.

Finančna globalizacija predstavlja integracijo domačega finančnega sistema globalnemu finančnemu trgu in institucijam. To vključuje začetek liberalizacije in deregulacije finančnega sektorja, predvsem liberalizacijo kapitalskega računa plačilne bilance. Simbolični začetek finančne globalizacije »nove dobe« lahko povežemo z ustanovitvijo dveh ključnih mednarodnih ustanov leta 1944, to sta Mednarodni denarni sklad in Svetovna banka, ravno za namene njenega spodbujanja. Uspeh institucij je razviden tudi iz zgoraj predstavljenih slik. Delež blagovne menjave v bruto domačem proizvodu se je domala pri vseh državah povzpel. Povojno obdobje je bila era Bretton Woods⁹⁴ sistema, katerega namen je bil na novo vzpostaviti temelje svetovnega gospodarstva (Das 2006, 4-5).

Glavni steber finančne integracije je proces liberalizacije kapitalskega računa. Gre za odločitev države, da se preusmeri iz zaprtega kapitalskega režima, kjer kapital ne more prosto prehajati, v režim odprtrega kapitalskega računa, ki omogoča prost pretok. Neoklasična ekonomska teorija poudarja, da liberalizacija kapitalskega računa omogoča učinkovitejšo alokacijo resursov. Tok kapitala gre v smeri iz držav, kjer obstaja presežek, v kapitalsko podhranjene regije, kjer so donosi na kapital višji. Posledično pritok kapitala pripomore k znižanju njegovih stroškov in pozitivno vpliva na investicije in rast ter posledično dvigne gmotni standard (Henry 2006, 4). Nasprotniki te teze menijo, da teorija učinkovite alokacije kapitala vzdrži, v kolikor je prost pretok kapitala edina ovira v gospodarstvu. Pomembnejši nasprotniki neoklasične teorije so Bhagwati (1998), Stiglitz

⁹³ Vsi podatki v tekočih \$.

⁹⁴ Bretton Woods je sistem monetarnega upravljanja z namenom vzpostavitev pravil delovanja mednarodne menjave in globalnega finančnega poslovanja v okviru največjih industrijskih velesil v sredini 20. stoletja. Države, ki so sodelovale v tem sistemu, so se obvezale k monetarni politiki ohranitve fiksne deviznega tečaja nasproti ameriškemu dolarju. ZDA so, da bi povečale zaupanje v ameriški dolar, ločeno vezale vrednost dolarja na zlato, in sicer v razmerju 35 dolarjev za unčo. Mednarodni denarni sklad je deloval kot agencija, ki je kratkoročno balansirala plačilno-bilančna neravnovesja.

(1999) in Rodrik (1998). Slednji je v svojem članku iz leta 1998 predstavil analizo, ki ni potrdila korelacije med odprtostjo kapitalskega računa države na eni in investicijami ter gospodarsko rastjo na drugi strani. Zaključi, da koristi liberalizacije, v kolikor sploh obstajajo, niso takoj vidne, medtem ko se stroški hitro manifestirajo v obliki finančnih kriz.

Proces močnejše integracije je prišel najbolj do izraza na področju finančnih trgov, kjer so moderne telekomunikacijske tehnologije omogočile velik napredek integracije celotnega sektorja. Mishkin finančnim trgom pripisuje vlogo možganov pri delovanju gospodarstva, saj delujejo kot koordinacijski mehanizem z namenom učinkovite alokacije kapitala za investiranje. V kolikor ni pretoka kapitala oz. je ta napačno usmerjen, gospodarstvo deluje neučinkovito, kar posledično negativno vpliva na rast. Zgolj trdo delo ne pripomore k dvigu standarda, potrebno je delavce opremiti s pravim kapitalom oz. orodjem. Podobno kot so možgani pomembnejši od fizične moči, je učinkovit finančni sistem pomembnejši dejavnik gospodarskega uspeha kot trdo delo (Mishkin 2005, 3).

10.1.2.1 Finančna globalizacija in gospodarska rast

Finančna integracija kapitalskih trgov v osnovi in na teoretični podlagi lahko pripomore k dvigu gospodarske rasti. Obstaja več kanalov, preko katerih pozitivno vpliva na gospodarsko rast. Prasad in avtorji so v okviru publikacije MDS leta 2003 predstavili direktne in indirektnе kanale finančne integracije, ki lahko pozitivno prispevajo h gospodarskemu razvoju (Prasad et al 2003, 13):

a) Direktни kanal:

1. Dvig domačih prihrankov – kapitalski tokovi v smeri sever-jug in zahod-vzhod koristijo vsem, saj omogočajo povečanje investicij v kapitalsko podhranjenih državah oz. območjih in hkrati zagotavljajo višji donos na kapital kot v kapitalsko bogatejših državah. Posledično to pripomore k znižanju netvegane obrestne mre v državah prejemnicah kapitala.
2. Znižanje stroškov kapitala z izboljšanjem globalne alokacije tveganj – povečanje delitve tveganj med domačimi in tujimi vlagatelji pripomore k diverzifikaciji tveganj. Možnost višje diverzifikacije tveganj podjetja spodbudi k povečanju investicij in posledično prispeva k višji rasti. Višji kapitalski tokovi pripomorejo k dvigu likvidnosti domačih delniških trgov, kar posledično prispeva k znižanju premije za tveganje, kar še dodatno prispeva k znižanju stroškov kapitala za investiranje.
3. Prenos tehnoloških in upravljavskih znanj – finančno integrirana gospodarstva privabijo nesorazmerno velik delež tujih neposrednih investicij, ki imajo potencial kreiranja tehnoloških prelivanj (spillovers). To prispeva k dvigu aggregatne produktivnosti in posledično tudi gospodarske rasti.
4. Stimulacija razvoja domačega finančnega sektorja – povečanje deleža tujega lastništva domačih bank oz. finančnih institucij lahko pripomore k vrsti ostalih koristi. Prisotnost tujih bank lahko pospeši dostop do mednarodnih kapitalskih trgov. Izboljša lahko regulativni in nadzorni okvir domačega finančnega sektorja. Prav tako se poveča konkurenčnost na področju finančnih produktov in tehnologije,

kar vodi do dviga kvalitete domačega finančnega sektorja in izboljša alokacijo kapitala.

b) Indirektni kanal:

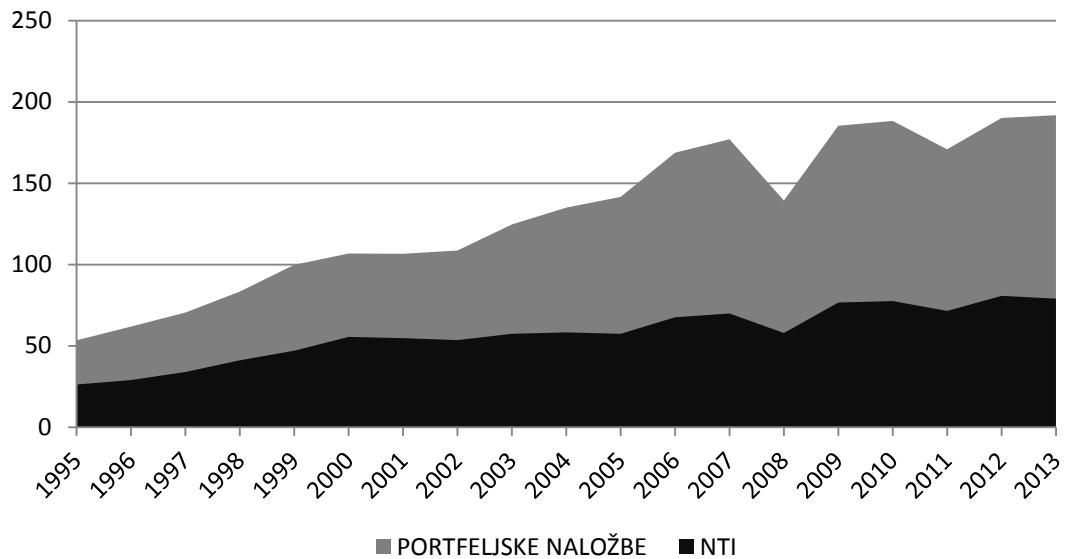
1. Promocija specializacije – specializacija proizvodnje brez hkratnega uveljavljanja mehanizma za upravljanje s tveganji lahko pripelje do visoke volatilnosti v proizvodnji in posledično v potrošnji. To lahko pripelje do tega, da države ne bodo spodbujale aktivnosti v smeri večje specializacije. Višja volatilnost bo delovala destimulativno na raven investicij in varčevanja. Višja stopnja delitve tveganj, do katere pride v primeru globalizacije finančnih trgov, posredno pripomore k višji stopnji specializacije ob hkratem znižanju volatilnosti v proizvodnji in potrošnji.
2. Zaveza za učinkovitejšo ekonomsko politiko – mednarodna finančna integracija lahko poveča produktivnost v gospodarstvu preko vpliva na državo, da vodi kredibilno ekonomsko politiko, ki je usmerjana v prihodnost. Makroekonomska politika lahko pomembno vpliva na alokacijo kapitala. V primeru pravilnega pristopa se lahko s pomočjo ekonomske politike kapital usmeri v produktivnejše sektorje, kar posledično pozitivno vpliva na gospodarsko rast.
3. Signaliziranje – je pomemben kanal, saj sporoča pripravljenost države k politikam, ki spodbujajo tuje neposredne investicije in tuje lastništvo. To lahko pripelje do višjega pritoka kapitala.

Skupina razvitih držav, ki jo v naši analizi predstavljajo Francija, Nemčija, Japonska, Velika Britanija in ZDA, so močno finančno integrirane tako po kazalniku deleža tujih finančnih sredstev in obveznosti (IIP) v BDP-ju kot po deležu kapitalskih tokov⁹⁵ v BDP-ju. Spodnji sliki prikazujeta gibanje neposrednih tujih investicij (NTI) in portfeljskih naložb v odstotkih BDP-ja. Podatke o kapitalskih tokovih smo pridobili iz podatkovne baze Mednarodnega denarnega sklada »Balance of Payments Statistics (BOPS)⁹⁶« (MDS, 2014). Skupen delež kapitalskih tokov je bil leta 2012 v razvitih državah bistveno višji, saj je znašal 270 % BDP-ja, medtem ko je ta delež v držav razvoju zgolj slabih 100 %. V skupino držav v razvoju nismo vključili Hong Konga, saj bi velik delež kapitalskih tokov, ki je posledica tega, da je finančni center Azije, izkrivil dejansko sliko kapitalskih tokov v državah v razvoju. Finančno močneje integrirane države izkazujejo tudi višjo raven kapitalskih tokov. Iz Slik 28, 29 je razbrati, da je trend rasti kapitalskih tokov v zadnjih letih na strani držav v razvoju. Skratka kapital se seli iz zahoda proti vzhodu in severa proti jugu. V državah v razvoju je bolj opazna rast portfeljskih naložb, medtem ko je rast neposrednih tujih investicij nižja. Ključni razlog je v ohlapni monetarni politiki razvitih držav kot sredstvu za boj proti posledicam svetovne finančne krize, predvsem v ZDA.

⁹⁵ Bruto kapitalski tokovi: bruto kapitalski prilivi + bruto kapitalski odlivi. Bruto kapitalski prilivi - gre za nerezidenčne nakupe domačih sredstev, zmanjšano za nerezidenčne prodaje domačih sredstev; bruto kapitalski odlivi – nakupi tujih sredstev s strani rezidentov, zmanjšano za prodaje tujih sredstev rezidentov (Broner et al 2013, 115).

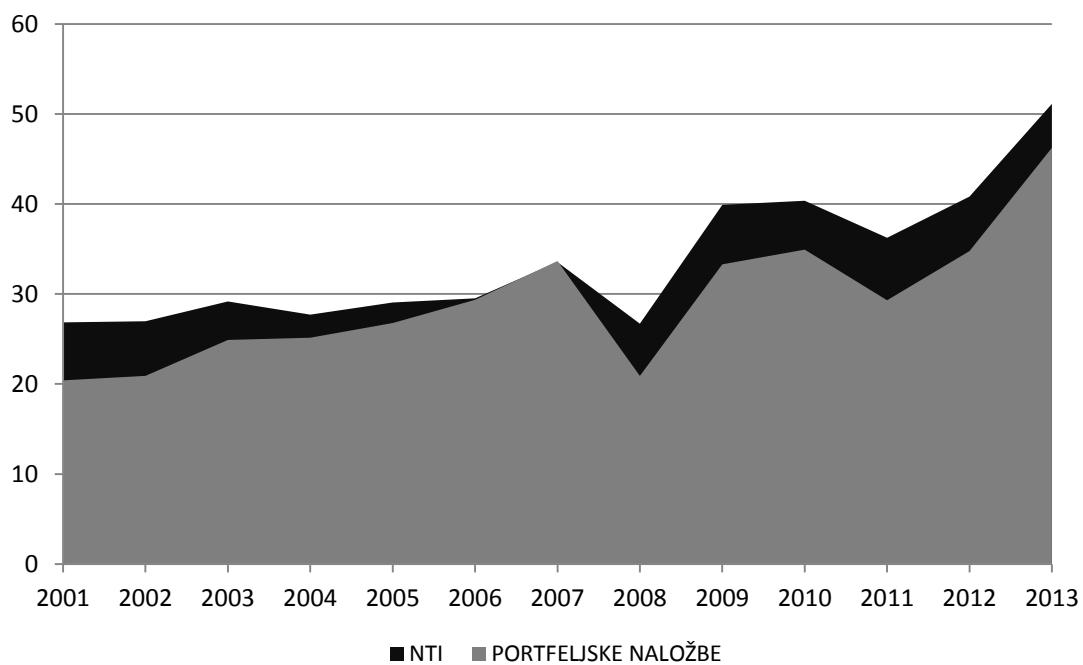
⁹⁶ Predstavljeni podatki do leta 2008 so pridobljeni na podlagi BPM5 metodologije, medtem ko smo za leta 2009, 2010, 2011 in 2012 upoštevali podatke, pridobljene na podlagi BPM6 metodologije. Mednarodni denarni sklad je leta 1948 izdal smernice za izdelavo konsistentnih in primerljivih plačilnih bilanc, ki jih je poimenoval »Balance of Payments Manuals – (BPM)«. Šesto izdajo je predstavil leta 2009, medtem ko je predhodna bila v uporabi od leta 1993 (MDS 2007 in MDS 2009).

Slika 28: Bruto kapitalski tokovi v % BDP-ja razvitetih držav



Vir: MDS 2014; lastni izračuni.

Slika 29: Bruto kapitalski tokovi v % BDP-ja držav v razvoju



Vir: MDS 2014; lastni izračuni.

Neposredna povezava med finančno integracijo in gospodarsko rastjo zahteva, da bruto kapitalske tokove primerjamo z rastjo bruto domačega proizvoda. V spodnji tabeli so prikazani podatki gibanja bruto kapitalskih tokov v letu 2001 in 2012 ter gospodarske rasti držav v razvoju, v obdobju med leti 2000 do 2012. Primerjava razkriva, da države, ki so bile zajete v našo raziskavo, v zadnjem desetletju niso izkazovale pozitivne povezanosti med finančno integracijo in gospodarsko rastjo. Prej nasprotno. Finančno manj integrirana gospodarstva, kot so Kitajska, Indija in Rusija, so imela najvišjo gospodarsko rast. Kitajska je v zadnjih desetih letih bistveno bolj naklonjena neposrednim tujim naložbam, ki so se v deležu BDP-ja povzpele iz 21,8 % v letu 2004 na 32,36 % v letu 2012 (MDS, 2014 in lastni izračuni). Na drugi strani, so bili bistveno bolj restriktivni na področju portfeljskih kapitalskih tokov, saj se delež v osmih letih ohrani na okrog 7 %. Mehika je v okviru držav v razvoju nadpovprečno finančno integrirana, a je hkrati imela bistveno nižjo gospodarsko rast. Ugotovitve so podobne analizi, ki so jo opravili Prasad et al, ki je sicer zajemala večje število držav v razvoju, vendar za obdobje med leti 1980 in 2000. Države z najvišjo stopnjo finančne integracije niso imele najvišje gospodarske rasti. To pomeni, da je tudi ta analiza razkrila, da višja finančna integracija ni nujen pogoj za višjo gospodarsko rast (Prasad et al 2003, 15).

Tabela 71: Primerjava gibanja bruto kapitalskih tokov in rasti BDP-ja v državah v razvoju

	Bruto kapitalski tokovi v letu 2001 v % BDP	Bruto kapitalski tokovi v letu 2012 v % BDP	Rast BDP per capita v \$ 2000-2012 v %
Hong Kong	646,13	1561,11	42,52
Čile	106,39	183,97	197
Južna Koreja	35,17	87,82	104,68
Mehika	58,19	82,46	49,17
Brazilija	59,51	73,23	206,40
Rusija	48,95	59,16	695,37
Indonezija	18,09	50,95	349,66
Filipini	39,15	47,50	147,93
Kitajska	29,53*	39,37	541,90
Indija	12,54	28,02	228,68

*podatek za leto 2004.

Vir: MDS 2014; Svetovna banka 2014b in lastni izračuni.

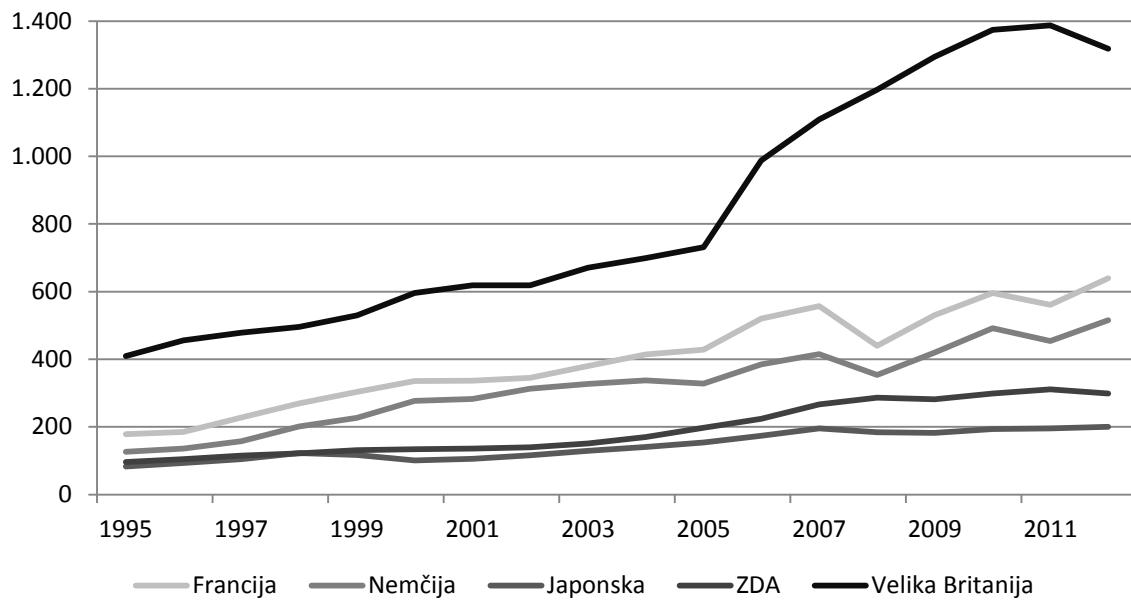
Kot je bilo predhodno omenjeno, je v finančni literaturi mogoče najti empirične študije, ki podpirajo tezo, da finančna integracija vodi do višje gospodarske rasti in takšne, ki jo zavračajo. Tiste, ki gredo v smeri zavračanja, kot razlog za to vidijo v tem, da razlike v BDP-ju per capita izvirajo iz razlik v celotni faktorski produktivnosti in ne iz razlik v deležu kapitala in dela v proizvodnji. Faktorska produktivnost je povezana z mehkejšimi oz. družbenimi dejavniki, kot so državno upravljanje, pravna država, korupcija, upoštevanje lastninske pravice itd. ...

Učinkovit indikator merjenja ravni finančne integracije oz. odprtosti finančnih trgov predstavlja delež tujih finančnih sredstev in obveznosti (IIP) - international investment position⁹⁷ v bruto domačem proizvodu. Razvite države, ki so predmet naše analize,

⁹⁷ Predstavljeni podatki do leta 2008 so pridobljeni na podlagi BPM5 metodologije, medtem ko smo za leta 2009, 2010, 2011 in 2012 upoštevali podatke pridobljene na podlagi BPM6 metodologije. Mednarodni denarni sklad je leta 1948 izdal smernice za izdelavo konsistentnih in primerljivih plačilnih bilanc, ki jih je poimenoval »Balance of Payments Manuals – (BPM)«. Šesto izdajo je predstavil leta 2009, medtem ko je predhodna bila v uporabi od leta 1993. Na področju IIP-ja je prišlo do dodatnega upoštevanja določenih

izkazujejo visoko raven finančne integracije. Finančno najbolj odprta država je Velika Britanija, kjer delež tujih finančnih sredstev in obveznosti v bruto domačem proizvodu presega 1.000 %. Razlog je predvsem v finančnem centru Londona, ki je eno izmed najpomembnejših stičišč kapitala na svetu. Sledita Francija in Nemčija, medtem ko sta ZDA in Japonska na zadnjih mestih. Nivo finančne integracije držav v razvoju je bistveno nižji, saj je bil povprečni delež IIP-ja v BDP-ju leta 2012 zgolj 121 %, medtem ko je pri razvitih državah znašal 594 % (glej Sliko 30).

Slika 30: Delež IIP-ja⁹⁸ v BDP-ju razvitih držav v %



Vir: MDS 2014; lastni izračuni.

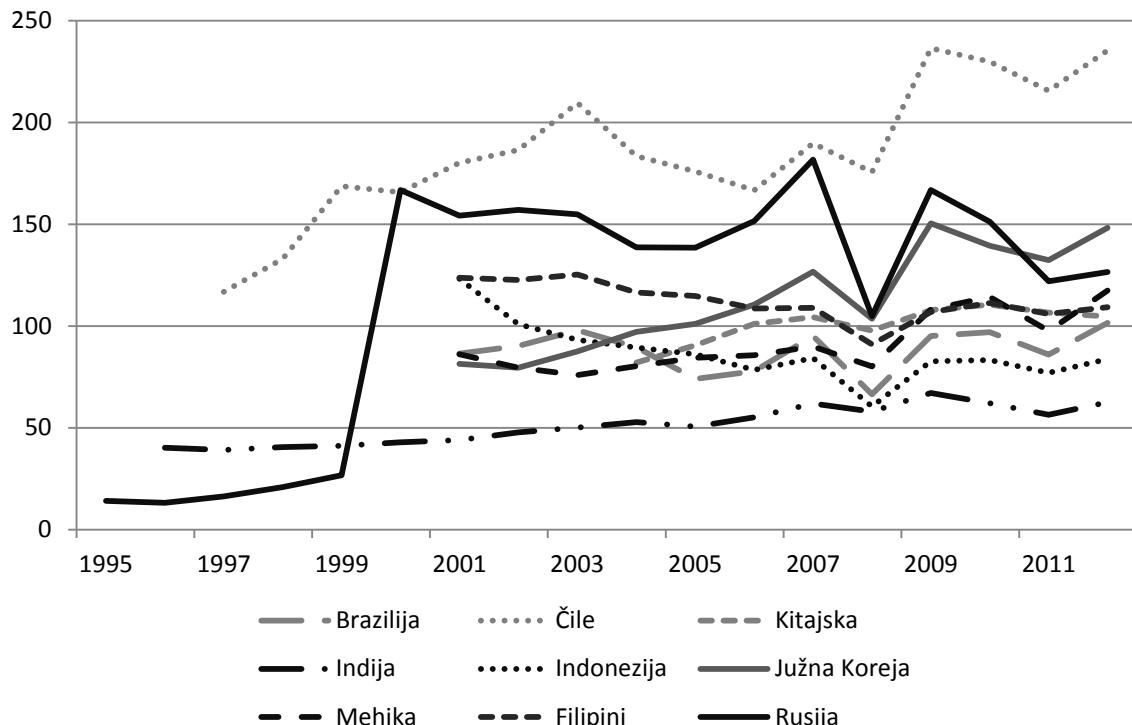
Večina držav v razvoju izkazuje delež IIP-ja med 50 % do 150 % BDP-ja, medtem ko izstopa Čile z 235 % v letu 2012. Finančna integracija čilskega kapitalskega trga je v zadnjih letih močno napredovala, saj se je delež IIP-ja od leta 1997 več kot podvojil. Iz skupine držav v razvoju smo izločili Hong Kong, saj v Aziji zavzema vlogo finančnega centra, podobno kot London v Evropi in svetu, in posledično izkazuje visoko raven tujih finančnih sredstev ter obveznosti v bruto domačem proizvodu (glej Sliko 31). Od leta 2000 se je delež IIP-ja v Hong Kongu skoraj podvojil in je v letih 2012 znašal okrog 2.300 % BDP-ja. Državam v razvoju lahko finančno odprtost določimo glede na delež tujih sredstev in obveznosti v BDP-ju v letu 2012:

- finančno najbolj odprte države – Čile (nad 200 % BDP-ja);
- finančno zmerno odprte države – Brazilija, Kitajska, Južna Koreja, Mehika, Filipini, Rusija (od 100 % do 200 % BDP-ja);
- finančno manj odprte države – Indija, Indonezija (pod 100 % BDP-ja).

sredstev in obveznosti. Predvsem je pomembno, da se neposredne tuje naložbe upoštevajo na bruto bazi. To v določeni meri vpliva na IIP, vendar primerjava med leti 2008 in 2009 pri analiziranih državah ni pokazala bistvenega odstopanja (MDS 2007, 2009 in 2014).

⁹⁸ International Investment Position (IIP) – je seštevek tujih finančnih sredstev in obveznosti.

Slika 31: Delež IIP-ja v BDP-ju držav v razvoju v %

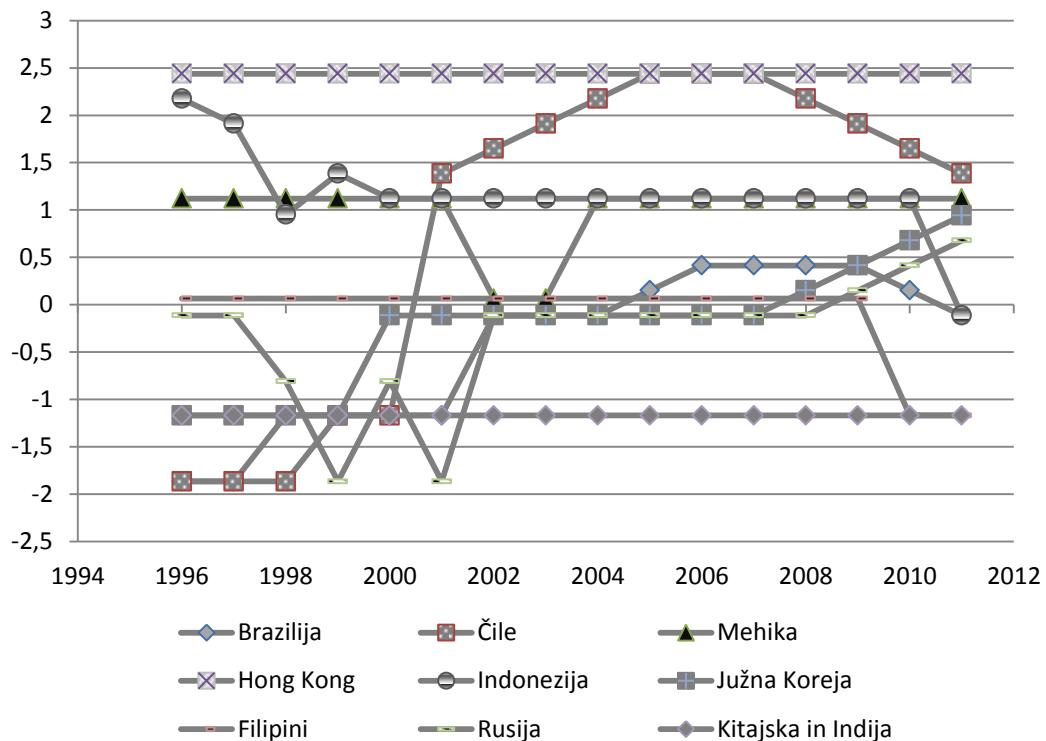


Vir: MDS 2014; lastni izračuni.

Delež tujih sredstev in obveznosti je pogosto uporabljen indikator finančne odprtosti, ki je vsebinsko zelo širok, kar posledično lahko zamegli določene specifičnosti posameznih držav in ne daje jasnih odgovorov na to, kako je z odprtostjo kapitalskega računa plačilne bilance in npr. dostopa tujih vlagateljev do lokalnih kapitalskih trgov. Avtorja Chinn in Ito sta predstavila Chinn-Ito indeks odprtosti kapitalskega računa. Indeks je izračunan z uporabo binarnih slavnih spremenljivk, ki omejitve čezmejnih finančnih transakcij, ki jih objavlja Mednarodni denarni sklad, spremenijo v sistem kod. Avtorja redno obnavljata časovno serijo in podatke objavljava za 182 držav. Zadnja verzija časovne serije sega vse do leta 2011 in iz nje izhaja, da je 54 držav finančno najbolj odprtih, z vrednostjo 2,44, medtem ko je 13 držav finančno najmanj odprtih, saj izkazuje najnižjo vrednost, to je -1,86 (Chinn, Ito 2007, 313; Chinn, Ito 2014a, 3).

Razvite države, ki so predmet analize, izkazujejo najvišjo vrednost Chinn-Ito (KAOPEN) indeksa, in sicer 2,44. To pomeni, da dosegajo najvišjo stopnjo odprtosti kapitalskega računa, ki jo ohranjajo že dlje časa. Izsledki na podlagi omenjenega indeksa za države v razvoju so bolj raznovrstni, saj Hong Kong izkazuje enako visoko odprtost kapitalskega računa kot razvite države. V skupino držav v razvoju, ki imajo relativno odprt kapitalski račun, lahko uvrstimo še Čile, Mehiko in Južno Korejo. Tem sledijo Rusija, Brazilija in Indonezija, ki izkazujejo vrednost Chinn-Ito indeksa okoli 0. Na repu lestvice so Kitajska, Indija in Filipini, ki imajo v tej skupini držav najmanj liberaliziran kapitalski račun plačilne bilance (glej Sliko 32).

Slika 32: Chinn-Ito indeks



Vir: Chinn, Ito 2014b.

10.1.3 Ekonomski politiki v času globalizacije

Cilj ekonomskih politik je sprejemati takšne ukrepe, ki podpirajo gospodarske in siceršnje interese države ob hkratnem čim manjšem povzročanju ekonomskih šokov, ki se kažejo v volatilnosti makroekonomskega kazalnikov. Ta stabilnost, ki bi jo naj zasledovali izvajalci politike, daje ekonomskemu sistemu stabilnost in predvidljivost ter s tem pozitivno vpliva na investicije, zaposlenost in rast. Zagovorniki tesnejšega finančnega povezovanja so poudarjali njeni prednosti na področju znižanja makroekonomske volatilnosti, predvsem zaradi razprtiteve tveganj. Te prednosti bi naj bile še bolj očitne pri državah v razvoju, ki imajo v gospodarskem modelu vključeno višjo makroekonomsko volatilnost, predvsem zaradi bolj koncentrirane proizvodnje v določenih sektorjih kot razvite države.

V preteklih desetletjih so finančno globalizacijo velikokrat spremljale finančne in valutne krize, predvsem v državah v razvoju, npr. mehiška (1994), ruska (1998), azijska (1997) in latinsko ameriška kriza (1982), če jih naštejemo samo nekaj. Razlogov, da je do njih prišlo, je več in kot poudarjajo Prasad et al (2004, 6), bi jih lahko strnili v štiri kategorije. Prva, mednarodni vlagatelji so nagnjeni h kratkoročnemu trgovjanju in črednemu odzivanju, kar lahko destabilizira finančni sistem države. Druga kategorija predstavlja vlagatelje, ki so s t.i. »špekulativnimi« napadi na valute povzročili nestabilnost kapitalskih trgov, predvsem držav v razvoju, ki niso imeli podlage v makroekonomskih kazalnikih. Tretja, tveganje okužbe, je velika nevarnost majhnih odprtih gospodarstev, saj se lahko mednarodni vlagatelji nemudoma odločijo za beg kapitala iz razlogov, ki so izven dometa posamezne države. Četrta kategorija kriz zajema tiste, kjer so razlogi izvirali iz napačno vodene

domače ekonomske politike. Finančna globalizacija omogoča državam lažji dostop na kapitalske trge in s tem olajša pot zadolževanju, ki lahko pripelje do prekomernega zadolževanja in posledično do finančne krize.

Ugotovitve zadnjih študij gredo v smeri, da mednarodna menjava prav tako vpliva na krize v državah v razvoju, vendar v obratni smeri kot finančna liberalizacija. Martin in Rey sta predstavila nasprotujoče učinke križ mednarodne menjave in finančne liberalizacije v državah v razvoju. Analizirala sta finančne križe v državah v razvoju in razvitih državah, glede na to, ali so bile države finančno odprte/zaprte in trgovsko odprte/zaprte. Ugotovila sta, da so države v razvoju, ki so bile finančno odprte oz. so imele prost pretok kapitala, izkazovale visoko pozitivno korelacijo s pogostostjo zlomov finančnih trgov. Na drugi strani je skupina držav v razvoju, ki je imela hkrati prost pretok blaga in storitev ter hkrati zaprt finančni trg, v največji meri znižala tveganje finančnih križ (Martin, Rey 2006, 1632).

Svetovna banka je pripravila analizo trgovinske odprtosti 211 držav do leta 2009. V obdobju med leti 1995 in 2009 je bilo deset trgovinsko najbolj odprtih držav: Singapur, Irska, Izrael, ZAE, Švica, ZDA, Hong Kong, Norveška Latvija in Kanada. Analiza temelji na petih indikatorjih, ki imajo enako težo (Svetovna banka 2009) – glej Prilogo 7:

- trgovinska politika - TTR⁹⁹ indeks povzema trgovinsko politiko države, tako da meri enotno carinsko tarifo, ki bi ohranila nivo uvoza enak, medtem ko ima država različne carinske stopnje za posamezno blago;
- zunanje okolje - MATTR¹⁰⁰ indeks predstavlja enotno carinsko tarifo trgovinskega partnerja izvoznika, ki mu omogoča ohranitev konstantnega nivoja uvoza trgovinskega partnerja;
- institucionalno okolje - EDB¹⁰¹ indikator predstavlja splošno poslovno klimo države;
- logistika - LPI¹⁰² indikator logističnih sposobnosti države;
- realna rast trgovine - RGTT¹⁰³ povprečna letna rast izvoza in uvoza blaga in storitev po konstantnih cenah iz leta 2000 v ameriških dolarjih.

Spodnja slika prikazuje razvrstitev držav, ki so vključene v našo analizo, glede na pet indikatorjev trgovinske odprtosti. ZDA so trgovinsko najbolj odprte, sledi Hong Kong (7.), Nemčija (16.), Čile (19.), Velika Britanija (27.), Južna Koreja (29.), Francija (20.), Kitajska (40.), Mehika (42.), Japonska (45.), Rusija (57.), Filipini (58.), Indonezija (59.), Indija (62.) in na zadnjem mestu Brazilija (87.). Vse razvite države lahko tretiramo kot močno trgovinsko odprte, medtem ko nekoliko izstopa Japonska. Razlog je predvsem v tem, da beleži zelo nizko rast izvoza in uvoza ter hkrati kotira nizko po trgovinski politiki in zunanjem okolju. Države v razvoju bi lahko razdelili v štiri skupine, glede na trgovinsko odprtost (glej Sliko 33):

- trgovinsko najbolj odprte države – Čile in Južna Koreja (do 30. mesta);

⁹⁹ Trade Tariff Restrictiveness

¹⁰⁰ Market Access Trade Tariff Restrictiveness

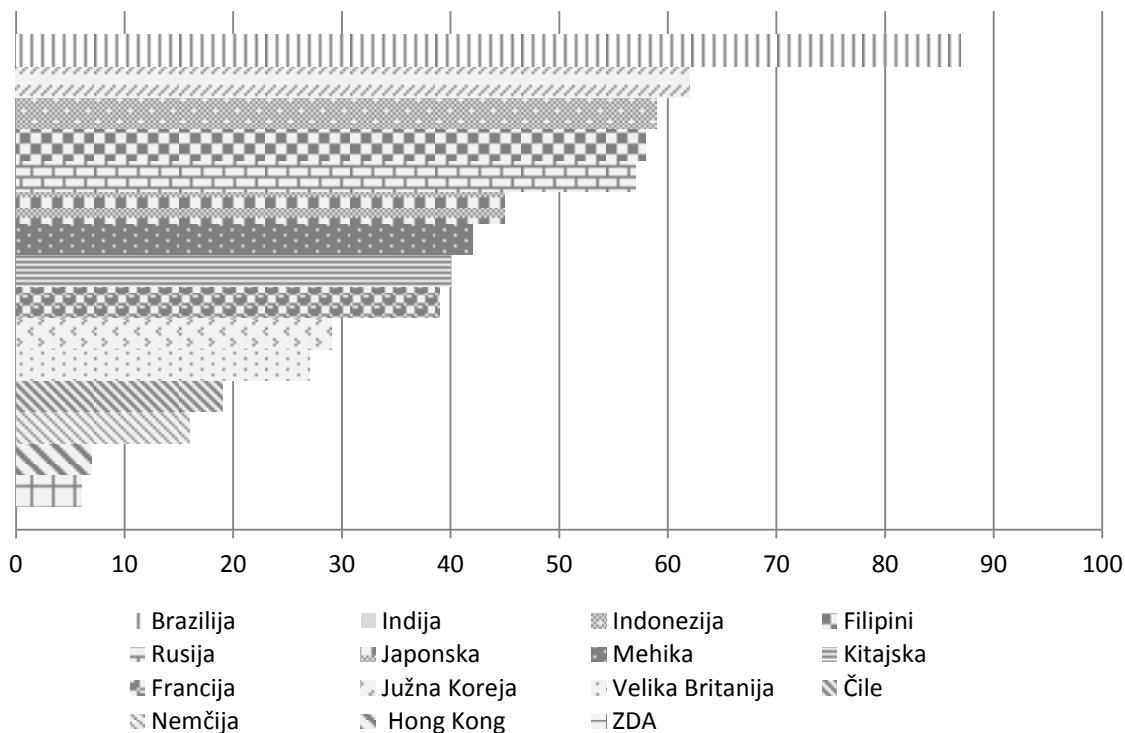
¹⁰¹ Ease of Doing Business

¹⁰² Logistics Performance

¹⁰³ Real Growth in Total Trade

- trgovinsko relativno odprte države – Kitajska, Mehika, Rusija, Filipini, Indonezija in Indija (do 70. mesta);
- trgovinsko manj odprte države – Brazilija (nad 70. mestom).

Slika 33: Razvrstitev držav glede na trgovinsko odprtost v obdobju med leti 1995 in 2009



Vir: Svetovna banka 2009.

Rezultati trgovinske in finančne odprtosti analiziranih držav vodijo do zaključka, da polovični pristop ekonomske politike držav v razvoju do globalizacije vodi do višje volatilnosti delniških trgov v času kriz, kar posledično pripelje do večjih ekonomskeh in gospodarskih nihanj v državi. Izpostaviti ni mogoče zgolj ene in edine ekonomske politike, ki v večji meri blaži volatilnost. V zadnji svetovni finančni krizi sta se na področju ekonomske globalizacije izkazala dva koncepta kot učinkovita, saj sta v največji meri pozitivno vplivala na nižjo volatilnost delniških trgov. Seveda ni edini in glavni cilj ekonomske politike nizka volatilnost delniških trgov, vendar manjši vplivi zunanjega okolja na domač delniški trg vsekakor pozitivno vplivajo na višjo stabilnost gospodarstva. Skratka, govorimo lahko o posrednem cilju, ki, v kolikor je dosežen, prav tako vodi do primarnih ciljev ekonomske politike, kot so višja zaposlenost, bruto domači produkt in stabilnost cen.

Najbolj odločno in učinkovito izvajajo politiko na eni strani Kitajska ter na drugi Čile in Južna Koreja. V primeru Kitajske se je uveljavil koncept odprte trgovinske in relativno zaprte finančne politike. Na drugi strani Čile in Južna Koreja zasledujeta popolno trgovinsko in finančno odprtost. Delniški trg držav se je v zadnji svetovno finančni krizi izkazal kot relativno stabilen. Kitajska in Čile sta beležili sicer višjo volatilnost, vendar je bila le-ta z 1,87 % daleč najnižja med proučevanimi državami, medtem ko je imela Južna Koreja 2,46 % (glej Tabelo 72). Izstopata Hong Kong in Filipini s padcem volatilnosti,

vendar gre v obeh primerih za priliv kapitala iz tujine, ki je preprečil večja nihanja na delniških trgih. Hong Kong je finančni center Azije, medtem imajo Filipini daleč največ kapitalskih prilivov s strani domačih delavcev, ki delajo v tujini.

Tabela 72: Vsota ARCH in GARCH parametra pred in v času svetovne finančne krize

	2004-2007	2007-2010	Δ %
HSI	0,9848	0,9782	-0,67
IBOV	0,9309	0,9847	5,77
RTS	0,9652	0,9950	3,09
SENSEX	0,9479	0,9977	5,26
SHCOMP	0,9759	0,9942	1,87
IPSA	0,9451	0,9628	1,87
JCI	0,8527	0,9268	8,69
KOSPI	0,9586	0,9822	2,46
MEXBOL	0,9392	0,9950	5,94
PCOMP	0,9481	0,9276	-2,16

Vir: lastni izračuni.

Na podlagi analize trgovinske odprtosti, narejene s strani Svetovne banke, izhaja, da v okviru analiziranih držav v razvoju najvišje mesto zasedata Čile in Južna Koreja. Več indikatorjev finančne odprtosti isti državi prav tako uvršča visoko. Po deležu tujih sredstev in obveznosti (IIP) v BDP-ju za leto 2012 državi kotirata na vrhu lestvice, in sicer Čile z 235 % in Južna Koreja s 148 % produkta, takoj za Hong Kongom. Do podobne ugotovitve pridemo v primeru odprtosti kapitalskega računa, ki ga merimo s Chinn-Ito indeksom. Obe državi sta se namreč uvrstili v skupino držav, ki imajo relativno odprt kapitalski račun. Kitajska na drugi strani sodi v skupino držav v razvoju, ki so relativno trgovinsko odprte. Hkrati imajo finančni sistem, ki je zaprt predvsem za kapitalske tokove. Chinn-Ito indeks Kitajsko, znotraj držav v razvoju, že vrsto let uvršča na rep lestvice. To pomeni, da imajo najvišje ovire za pretok kapitala.

Na podlagi opravljenih analiz izhaja, da so v času svetovne finančne krize najnižjo volatilnost delniških trgov izkazovale Kitajska, Čile in Južna Koreja. Zanimivo je, da gre v primeru Kitajske in ostalih dveh držav za popolnoma različni ekonomski politiki. Čile in Južna Koreja delujeta v družbeno-političnem sistemu, ki temelji na visoki stopnji liberalizacije mednarodne trgovine in finančnega trga. Kitajska je na drugi strani trgovinsko odprta, a hkrati finančno relativno zaprta, predvsem na področju pretoka kapitala. Skratka, v zadnji krizi se je najbolj izkazala ekonomska politika držav v razvoju, ki je temeljila na odprtosti mednarodne trgovine in relativni finančni zaprtosti, kar potrjuje izsledke študije Martin in Reya (2006). Problem koncepta trgovinske odprtosti ob hkratni finančni zaprtosti je omejenost, predvsem pri gospodarski rasti, življenskem standardu in zaposlenosti. Kot alternativni pristop ekonomske politike se je izkazal model, ki temelji na liberalizaciji finančnih trgov, ki ga zasledujeta Čile in Južna Koreja. Vendar ne zgolj v formalni obliki, temveč po vsebini (finančni produkti oz. instrumenti) in globini (prisotnost finančni udeležencev in obseg trgovanja). Razvejanost bančnega sistema lahko ponazorimo s številom bančnih poslovalnic na 1000 prebivalcev. Čile in Južna Koreja imata 17 oz. 18 poslovalnic, medtem ko Kitajska zgolj 7. Delež tržne kapitalizacije delniških trgov v bruto domačem proizvodu je, v okviru proučevanih držav v razvoju, najvišjo raven dosegal v

Čilu in Južni Koreji, in sicer nad 100 % BDP-ja v letu 2012 (izjema je Hong Kong). Tržna kapitalizacija vseh kitajskih podjetij je leta 2012 znašala zgolj slabih 45 % BDP-ja¹⁰⁴.

10.2 Mikroekonomske implikacije analize

V predhodnem poglavju smo predstavili več kazalnikov (npr. delež IIP-ja v BDP-ju, bruto kapitalski tokovi v BDP-ju), ki potrjujejo, da je, globalno gledano, finančna integracija od azijske krize napredovala. To pomeni, da med finančnimi trgi obstaja vse manj ovir za pretok kapitala, ki je hkrati hitrejši. Posledično imajo ti dejavniki velik vpliv na poslovanje številnih industrij v gospodarstvu, vendar še bolj izstopata bančništvo in v največji meri upravljanje premoženja. Gre za dejavnost, ki se ukvarja z upravljanjem prihrankov, in kjer višja finančna integracija neposredno vpliva na odločitve o alokaciji kapitala.

De Santis in Sarno v svoji študiji poudarjata, da teorija mednarodne diverzifikacije portfelja v veliki meri predstavlja zorni kot ameriškega vlagatelja. Zraven tega so prednosti mednarodne diverzifikacije portfelja za ameriškega vlagatelja majhne oz. se jih lahko doseže posredno preko vlaganj v mednarodna podjetja in regionalne oz. lokalne investicijske sklade (De Santis in Sarno 2008, 5). Driessen in Leaven sta ugotovila, da je učinkovitost diverzifikacije portfelja s časom padala, kar je bilo povezano z znižanjem deželnega tveganja držav (Driessen, Leaven 2007, 1703).

Smiselnost mednarodne razpršitve portfelja temelji na prednostih, ki izhajajo iz diverzifikacije, kot je npr. nižja volatilnost, od portfelja, ki je zgolj usmerjen v domače naložbe. Splošno sprejeto stališče mednarodnih upravljalcev premoženja je namreč, da globalna razpršenost portfelja v domače in mednarodne finančne naložbe sicer ne garantira pozitivnih donosov, vendar tako hitreje dosežemo svoje finančne cilje in hkrati minimiziramo tveganja. Diverzificirati portfelj z vlaganjem v številne mednarodne delniške trge z nizko korelacijo donosov omogoča vlagateljem znižati tveganje celotnega portfelja. Več avtorjev je predstavilo dokaze, da se korelacija razvija s časom, kot npr. Erb et al (1994). Na drugi strani so nekateri avtorji zavrnili hipotezo o konstantni korelacji, kot npr. Longing in Solnik (1995).

Globalizacija kapitalskih trgov je s seboj prinesla številne izzive in vprašanje, ki se postavlja, je, ali globalna razpršenost portfelja finančnih naložb v luči trenutne finančne integracije še zagotavlja nivo diverzifikacije kot pred leti. To bomo preverili tako, da bomo analizirali mednarodno korelacijo delniških trgov v obdobju treh proučevanih kris. Glede na pospešeno finančno integracijo in izsledke analize nestanovitnosti z več GARCH modeli lahko sklepamo, da je medsebojna odvisnost delniških trgov od azijske do svetovno finančne krize naraščala. Zraven tega je pomembno vprašanje, ali je bila korelacija mednarodnih delniških trgov višja v času kris kot v normalnem obdobju. Posledično bi to pomenilo, da mednarodna diverzifikacija znotraj delniških trgov ne daje učinkov v času, ko bi bili ti najbolj zaželeni.

V tej analizi smo se bolj ali manj osredotočili na analizo delniških trgov, medtem ko bomo v enem izmed naslednjih poglavij analizirali korelacijo med različnimi naložbenimi razredi

¹⁰⁴ Svetovna banka 2014a - Databank.

in tako preverili, kakšni so učinki finančne integracije na delnice, obveznice in nepremičnine.

10.2.1 Korelacija delniških trgov

Korelacija delniških trgov igra pomembno vlogo pri sestavljanju razpršenega portfelja. Avtorji Roll (1988) in Solnik et al (1996) so proučevali povezavo med korelacijo delniških trgov in volatilnostjo ter ugotovili, da je korelacija naraščala skupaj z volatilnostjo. Korelacija je dosegla najvišje nivoje predvsem v času finančnih kriz oz. pokov delniških balonov kot npr. leta 1987.

Opravili smo analizo korelacijskih gibanj petnajstih proučevanih delniških indeksov v času treh različnih kriz. Koncept je bil identičen kot pri analizi nestanovitnosti. V vseh treh primerih je bilo proučevano obdobje dolgo šest let, ki je bilo razdeljeno na dve pod obdobjji, in sicer pred in v času krize. Obdobje pred azijsko finančno krizo smo določili od 30.6.1994 do 30.6.1997 in čas krize od 30.6.1997 do 30.6.2000. Obdobje pred tehnološkim balonom smo določili od 31.12.1996 do 31.12.1999 in čas krize od 31.12.1999 do 31.12.2002. Obdobje pred svetovno finančno krizo smo določili od 30.6.2004 do 30.6.2007 in čas krize od 30.6.2007 do 30.6.2010. Donosnost smo izračunali iz indeksov tako, da smo izračunali zvezno sestavljeni mesečne donosnosti s pomočjo naravnega logaritma. Vsi podatki so v lokalnih valutah. Izjema je ruski indeks RTS, ki je v ameriških dolarjih.

$$R_t = \ln(P_t / P_{t-1}), \quad (102)$$

kjer je R_t dnevni donos in P_t cena na dan t.

V Prilogi 8 so predstavljene korelacijske matrike, medtem ko so ključne ugotovitve sledče:

- azijska finančna kriza – obdobje pred krizo - med razvitimi državami sta najvišjo korelacijo delniških trgov izkazovala para CAC-DAX ter SPX-UKX. Na drugi strani je par SPX-NKY imel za skoraj polovico nižjo koreliranost. Vsi koeficienti so bili statistično značilni, kar pomeni, da lahko zavrzemo ničelno hipotezo in sprejmemo alternativno. To pomeni, da je obstajalo dovolj statističnih dokazov pri stopnji značilnosti $\alpha = 0,05$ o linearni povezanosti med delniškimi indeksi razvitih držav. Države v razvoju imajo bistveno nižje korelacijske koeficiente. Potrebno je poudariti, da je bilo malo koeficientov takšnih, ki so bili statistično značilni, kar otežuje primerjavo. V času pred azijsko finančno krizo je bilo majhno število koeficientov, ki so pri stopnji značilnosti $\alpha = 0,05$ imeli verjetnost (p) nižjo od 0,05. To pomeni, da so bili redki koeficienti, ki so izkazovali dovolj statističnih dokazov za obstoj linearne povezanosti;
- azijska finančna kriza – v času krize - pri razvitih državah je bilo opaziti močan skok v korelacijskih koeficientih delniških indeksov, v primerjavi z obdobjem pred krizo. Vsi koeficienti so bili statistično značilni. V času azisce finančne krize je bila večina koeficientov držav v razvoju, ki so pri stopnji značilnosti $\alpha = 0,05$ imeli

verjetnost (p) nižjo od 0,05. Koreacijski koeficienti držav v razvoju so posledično v času azijske finančne krize bistveno bolj primerljivi, saj jih je večina bila statistično značilnih. Izstopata indeksa SENSEX in SHCOMP. Korelacija delniških indeksov držav v razvoju je bila nižja kot korelacija v razvitih državah;

- tehnološki balon – v obdobju pred krizo - delniška indeksa DAX-CAC sta bila med razvitimi državami najbolj medsebojno linearno povezana. Na drugi strani je par SPX-NKY izkazoval najnižjo koreliranost. Vsi koreacijski koeficienti so bili statistično značilni pri stopnji značilnosti $\alpha = 0,05$. Večina koreacijskih koeficientov držav v razvoju je bila statistično značilnih pri stopnji značilnosti $\alpha = 0,05$. Izstopata indeksa SENSEX in SHCOMP. V okviru držav v razvoju je najvišjo korelacijo delniških trgov izkazoval par RTS-IPSA. Na drugi strani je par KOSPI-SPX izkazoval najnižjo koreliranost med državami v razvoju, ki so imele statistično značilne koreacijske koeficiente;
- tehnološki balon – v času krize - pri evropskem in ameriškem delniškem indeksu je bil skok koreacijskih indeksov v primerjavi z obdobjem pred krizo velik. Zanimivo je, da je odvisnost japonskega indeksa od ostalih razvitih držav v krizi celo padla. Vsi koeficienti so bili statistično značilni. Večina koreacijskih koeficientov držav v razvoju je bila statistično značilnih pri stopnji značilnosti $\alpha = 0,05$. Izstopajo indeksi JCI, PCOMP, SENSEX in SHCOMP. V okviru držav v razvoju je najvišjo korelacijo delniških trgov izkazoval par RTS-IPSA. Na drugi strani je par KOSPI-SPX izkazoval najnižjo koreliranost med državami v razvoju, ki so imele statistično značilne koreacijske koeficiente. Korelacija delniških indeksov držav v razvoju je bila nižja kot korelacija razvitih držav v času krize tehnološkega balona;
- svetovna finančna kriza – v obdobju pred krizo - delniška indeksa DAX-CAC sta bila najbolj korelirani par. Na drugi strani je par SPX-NKY izkazoval najnižjo koreliranost. Vsi koreacijski koeficienti so bili statistično značilni pri stopnji značilnosti $\alpha = 0,05$. Večina koreacijskih koeficientov držav v razvoju je bila statistično značilnih pri stopnji značilnosti $\alpha = 0,05$. Izstopata indeksi PCOMP in SHCOMP. V okviru držav v razvoju je najvišjo korelacijo delniških trgov izkazoval par SENSEX-MEXBOL. Na drugi strani je par HSI-NKY izkazoval najnižjo koreliranost med državami v razvoju, ki so imele statistično značilne koreacijske koeficiente;
- svetovna finančna kriza – v času krize – tako med razvitimi državami kot pri državah v razvoju je bil dvig koreacijskih koeficientov občuten. Vsi koreacijski koeficienti so bili statistično značilni pri stopnji značilnosti $\alpha = 0,05$. Prvič so bili statistično značilni vsi koreacijski koeficienti držav v razvoju. Kitajski indeks SHANGHAI je v času svetovno finančne krize imel najnižjo linearno povezanost z ostalimi delniškimi indeksi. V okviru držav v razvoju je najvišjo korelacijo delniških trgov izkazoval par SENSEX-HSI. Na drugi strani je par SHCOMP-CAC izkazoval najnižjo koreliranost med državami v razvoju, ki so imele statistično značilne koreacijske koeficiente.

Spodnja tabela strnjeno prikazuje povprečne koreacijske koeficiente razvitih držav in držav v razvoju v različnih obdobjih. Ključna ugotovitev je, da je bila korelacija delniških indeksov držav v razvoju nižja kot v razvitih državah, in sicer skoraj v vseh proučevanih obdobjih. Izjema je predkrizno obdobje, vendar je bilo malo koreacijskih koeficientov statistično značilnih, kar otežuje primerjavo. Splošni prepoznavni trend je rast linearne povezanosti delniških indeksov. Najbolj izrazit trend rasti je prisoten pri razvitih državah,

kjer so iz krize v krizo bili koeficienti vse višji. To lahko pojasnimo s hitrejšim procesom globalizacije finančnih trgov razvitih držav kot pa držav v razvoju. Delniški trgi držav v razvoju so prav tako beležili dvig korelacijskih koeficientov iz krize v krizo, vendar rast ni bila tako visoka (glej Tabelo 73).

Tabela 73: Povprečni korelacijski koeficienti

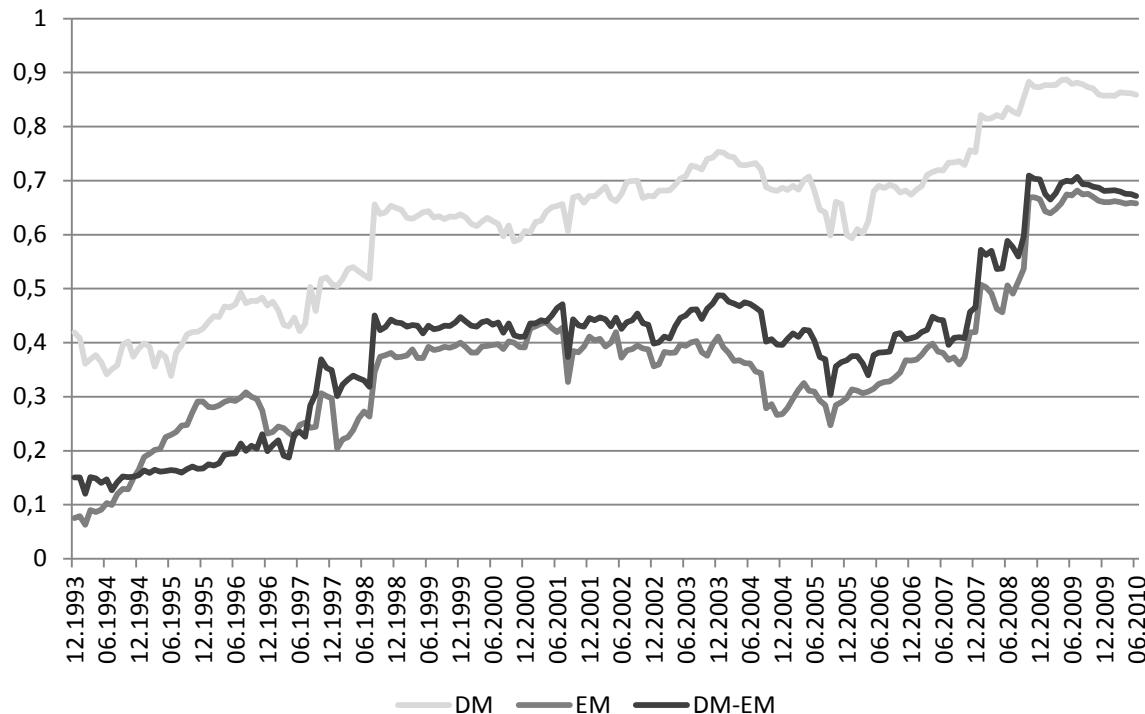
		DM	EM	DM-EM
AZIJSKA FINAČNA KRIZA	PRED KRIZO	0,42	0,52	0,44
	V KRIZI	0,63	0,56	0,53
TEHNOLOŠKI BALON	PRED KRIZO	0,64	0,56	0,57
	V KRIZI	0,67	0,51	0,54
SVETOVNA FINANČNA KRIZA	PRED KRIZO	0,72	0,51	0,54
	V KRIZI	0,86	0,67	0,66

Opombe: Upoštevani so zgolj korelacijski koeficienti, ki so bili pri stopnji značilnosti $\alpha = 0,05$ statistično značilni. DM – razvite države, EM – države v razvoju, DM-EM – razvite države in države v razvoju.

Vir: lastni izračuni.

Spodnja slika prikazuje gibanje povprečne vrednosti korelacijskih koeficientov v zadnjih 36 mesecih za razvite države, države v razvoju in medsebojno linearno povezanost razvitih držav in držav v razvoju. Trend rasti korelacije je očiten na vseh treh geografskih nivojih. Povprečni korelacijski koeficient razvitih držav je v osemajstih proučenih letih narasel iz 0,4 na 0,8 (glej Sliko 34). Medsebojna linearna odvisnost delniških indeksov razvitih držav se je praktično podvojila. Primerjava korelacijskih koeficientov držav v razvoju in medsebojne povezanosti razvitih držav ter držav v razvoju razkriva, da so korelacijski koeficienti v obeh primerih, gledano relativno, zrastli več. Medsebojna linearna odvisnost razvitih držav in držav v razvoju je sredi leta 2010 narastla iz 0,15 na 0,67. Na sliki je razvidno, da so bili močnejši skoki koeficientov praktično sinhroni. Prvi večji dvig koeficientov je zaznati sredi leta 1998 in ga lahko razložimo z večjo nestanovitnostjo delniških trgov, kot posledico azijske finančne krize. Drugi večji dvig je sledil v drugi polovici leta 2008 ob propadu investicijske banke Lehman Brothers.

Slika 34: Gibanje korelacijskih koeficientov



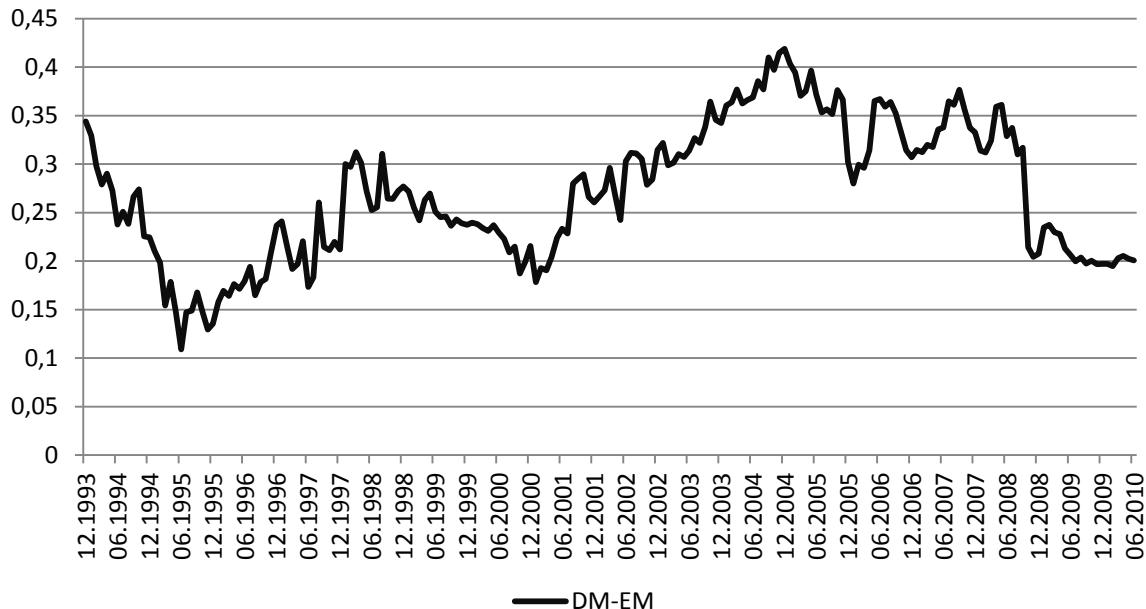
Opombe: Gibanje povprečne vrednosti korelacijskih koeficientov v zadnjih 36 mesecih. DM – razvite države, EM – države v razvoju, DM-EM – razvite države in države v razvoju.

Vir: lastni izračuni.

Rezultat primerjave korelacije razvitih držav in držav v razvoju odkriva jasen trend rasti medsebojne linearne odvisnosti na vseh geografskih nivojih. To pomembno vpliva na alokacijske odločitve upravljalcev portfeljev, saj s tem mednarodna diverzifikacija izgublja pozitivne učinke na tveganost portfeljev.

Drug vidik medsebojne linearne povezanosti predstavlja primerjava razkoraka (spread) v korelaciji portfelja delniških naložb razvitih držav na eni in portfelja delniških naložb držav v razvoju na drugi strani. Iz spodnje slike, ki prikazuje gibanje razkoraka, izhaja, da je med naložbenima skupinama prišlo do približevanja korelacijskih koeficientov. To prav tako potrjuje, da je razpršitev portfelja vse manj pozitivno vplivala na znižanje volatilnosti. Kot zanimivo je potrebno poudariti, da se je medsebojna linearna odvisnost portfelja razvitih delniških naložb in portfelja delniških naložb držav v razvoju, najbolj približala ravno v času kriz. Po letu 1997 in po drugi polovici leta 2008 je bilo opaziti padanje razkoraka korelacijskih koeficientov (glej Sliko 35).

Slika 35: Gibanje razkoraka korelacijskih koeficientov



Opombe: Razkorak (spread) je gibanje povprečne vrednosti korelacijskih koeficientov v zadnjih 36 mesecih razvitih držav zmanjšano za povprečno vrednost korelacijskih koeficientov držav razvoja (EM).

Vir: lastni izračuni.

Proučevanje korelacije delniških trgov v času treh proučevanih kriz je razkrilo, da so bile korelacije med trgi na začetku proučevanega obdobja bistveno nižje, v primerjavi s koncem leta 2010. Poudariti je potrebno jasen trend dvigovanja medsebojne linearne odvisnosti delniških trgov na vseh geografskih nivojih. Od krize do krize so bili korelacijski koeficienti vse višji. Korelacija znotraj razvitih trgov se je praktično podvojila, medtem ko se je korelacija znotraj držav v razvoju ter med razvitim državami in državami v razvoju povzpelala še za bistveno več. Najbolj zanimivo je, da je do dviga korelacijskih koeficientov v največji meri prišlo ob nastopu finančnih kriz, predvsem azijske (leta 1997-1998) in svetovne finančne krize (leta 2008). Naše ugotovitve so enake ugotovitvam avtorjev Butler, Joaquin (2001), Roll (1988) in Solnik et al (1996), ki so ugotovili, da je korelacija dosegla najvišje nivoje predvsem v času finančnih kriz oz. pokov delniških balonov, kot leta 1987. Pozitivni učinki mednarodne diverzifikacije na volatilnost portfeljev se v času kriz niso udejanili. Upravljavci, ki so ubrali strategijo mednarodne diverzifikacije portfelja delniških naložb, z namenom zmanjšanja volatilnosti in hkrati doseči nadpovprečne potencialne donose, ki so jih zgodovinsko nudile delniškega naložbe, tega cilja niso dosegli. V krizi se je namreč korelacija med razvitim državami in državami v razvoju še zbližala in posledično so se delniški trgi še bolj gibali v enaki smeri.

10.2.2 Analiza naložbenih razredov

V predhodnem poglavju smo proučevali korelacijo znotraj delniških trgov in ugotovili, da je le-ta skozi čas naraščala in se bistveno povečala ravno v času kriz. Z vidika mednarodne diverzifikacije portfelja in njenega vpliva na volatilnost ta ugotovitev ni spodbudna.

Upravljač premoženja z diverzifikacijo znotraj delniškega portfelja skozi leta namreč ni uspel znižati volatilnosti portfelja in hkrati doseči nadpovprečne donose.

V tem poglavju se bomo osredotočili na analizo korelacijskih značilnosti med naložbenimi razredi različnih geografskih nivojev. Skratka, pomaknili se bomo stopničko višje v hierarhiji naložbene strukture. Naložbeni razred predstavlja skupino vrednostnih papirjev, ki imajo podobne karakteristike (npr. nivo tveganja, potencial rasti), se na trgu obnašajo podobno in so predmet enake zakonske in regulativne obravnave. Najbolj izpostavljeni oz. znani naložbeni razredi so delnice, obveznice in denar, medtem ko svoj naložbeni razred tvorijo še nepremičnine in izvedeni finančni instrumenti.

Gibanje delnic in obveznic ter ostalih naložbenih razredov neposredno vpliva na investicijsko strategijo upravljavcev in njihove alokacijske odločitve. V finančni literaturi je največ pozornosti bilo usmerjeno ravno proučevanju medsebojne linearne odvisnosti med delnicami in obveznicami. Shiller in Beltrati (1992) sta potrdila pozitivno korelacijo med gibanjem cen delnic in obveznic. Razlog za pozitivno korelacijo vidita v delovanju učinka skupnega diskontnega faktorja. Diskontna stopnja je sestavljena iz dveh komponent, netvegane obrestne mere in premije, ki jo zahtevajo vlagatelji v tvegane naložbe. Netvegano obrestno mero indicira gibanje stopnje donosa desetletnih državnih obveznic. Višje obrestne mere netveganih naložb negativno vplivajo na gibanje cen delnic, ob predpostavki nespremenjene premije za tveganje in s tem pozitivno vplivajo na korelacijo med gibanjem cen delnic ter obveznic. Študije, ki so bile narejene pred devetdesetimi leti prejšnjega stoletja, so ugotovljale majhno, vendar pozitivno korelacijo med delnicami in obveznicami (glej tudi Campbell, Ammer (1991)). Avtorji so takrat predpostavljeni, da se korelacijska povezava med delnicami in obveznicami skozi čas ne spreminja in je konstantna. Solnik et al (1996) so proučevali korelacijska gibanja delniških in obvezniških trgov razvitih držav v obdobju od leta 1958 do leta 1995. Ugotovili so, da se je korelacija med ameriškim in ostalimi večjimi razvitimi trgi v proučevanem obdobju malo povzpela, medtem ko se korelacijski koeficienti zadnjih deset proučevanih let niso bistveno spremenili. Analiza mednarodne korelacije obvezniških donosov je dala podobne rezultate.

Študije, opravljene v novem tisočletju, so več ali manj ovrgle predpostavko konstantne korelacije med delnicami in obveznicami. Li (2002) je opravil korelacijsko analizo delnic in obveznic G-7¹⁰⁵ držav, ki je temeljila na 40-letni podatkovni bazi, in sicer vse od začetka leta 1960 naprej. Korelacija med naložbenima razredoma je vse od začetka leta 1960 naraščala, ko je bila okrog 0, na 0,5 do sredine devetdesetih let prejšnjega stoletja. Od takrat najprej je sledil trend padanja korelacije. Avtorji članka »The Determinants of the Correlation between Individual Stock and Corporate Bond Returns (Monkerud et al 2012, 2)« so poudarili, da empirični dokazi kažejo, da se korelacija s časom spreminja.

Na splošno se cene delnice in obveznice gibljejo v isti smeri, vendar so obstajala obdobia, ko je bilo zaznati negativno korelacijo. Cappiello et al (2006) so prišli do zaključka, da so bili učinki diverzifikacije najmanj prisotni ravno v času, ko bi jih upravljavci najbolj potrebovali. V študiji so se namreč korelacije delniških naložb najbolj povzpele, ko je

¹⁰⁵ G – 7 je skupina finančnih ministrov in predsednikov centralnih bank sedmih najbolj razvitih držav kot jih je opredelil Mednarodni denarni sklad: Kanada, Francija, Nemčija, Italija, Japonska, Velika Britanija in ZDA.

prišlo do šokov ali kriz na kapitalskih trgih. Na drugi strani je pri analiziranju korelacijskih povezav med delnicami in obveznicami bilo zaznati obraten efekt. Šoki na finančnih trgih so sprožili t.i. »beg h kvaliteti«, kjer vlagatelji selijo kapital v varnejše vrednostne papirje. Skratka, korelacijska razmerja med delnicami in obveznicami so bila na splošno nižja, vendar so se v času finančnih kriz oz. šokov še znižala. Najnižje korelacijske vrednosti so poiskati med donosi delniških naložb v eni državi in obvezniških v drugi. Andersson et al (2008) so v študiji delniških in obvezniških donosov ZDA, Velike Britanije in Nemčije prišli do podobne ugotovitve glede t.i. »bega h kvaliteti«. V času večje negotovosti na kapitalskih trgih je prišlo do razhajanja v gibanju cen delnic in obveznic. Na drugi strani se cene delnic in obveznice gibljejo v isti smeri, v obdobju visokih inflacijskih pričakovanj.

V nadaljevanju bomo predstavili rezultate analize korelacijskih gibanj šestih indeksov v času treh različnih kriz, ki predstavljajo tri naložbene razrede, in sicer delnice, obveznice in nepremičnine, ki smo jih razdelili na razvite države in države v razvoju:

- MXWO - MSCI¹⁰⁶ World Index – je eden izmed najstarejših globalnih delniških indeksov razvitih držav. Od leta 1969 indeks pokriva gibanje delniških naložb, v katerem je trenutno zajetih 23 razvitih držav. Indeks ni sektorsko omejen in vključuje gibanje delnic majhnih, srednjih in velikih podjetij;
- MXEF - MSCI Emerging Markets Index – leta 1988 je bil ustanovljen prvi delniški indeks držav v razvoju, ki je vključeval zgolj deset delniških trgov, medtem ko trenutno vsebuje 23 trgov držav v razvoju;
- JGAGGUSD - JPM¹⁰⁷ Global Bond Index – je eden izmed najstarejših globalnih obvezniških indeksov. Indeks vsebuje dolžniške vrednostne papirje z minimalno bonitetno oceno investicijskega razreda. Indeks je sestavljen iz 5.500 različnih vrednostnih papirjev iz več kot 60 različnih držav;
- JPEIGLBL - JPM EM Bond Index – indeks so začeli objavljati v začetku 90-ih let prejšnjega tisočletja in je postal eden izmed najbolj pogosto uporabljenih. Postal je referenčni indeks za obvezniški trg držav v razvoju;
- ENGL - FTSE EPRA/NAREIT¹⁰⁸ Developed Index – indeks nepremičninskih skladov razvitih držav. Nepremičninski skladi so investicijski skladi oz. družbe, ki vlagajo v nepremičnine ali imajo v lasti nepremičnine, ki jih upravljajo, ali jih dajejo v najem;
- FENEI - FTSE EPRA/NAREIT Emerging Index – indeks nepremičninskih skladov držav v razvoju.

Koncept analize je bil identičen kot pri analizi nestanovitnosti ter korelacijski analizi delniških indeksov. V vseh treh primerih je bilo proučevano obdobje dolgo šest let, ki je bilo razdeljeno na dve podobdobji, in sicer čas pred krizo in v času krize. Obdobje pred azijsko finančno krizo smo določili od 30.6.1994 do 30.6.1997 in čas krize od 30.6.1997 do 30.6.2000. Obdobje pred tehnološkim balonom smo določili od 31.12.1996 do 31.12.1999 in čas krize od 31.12.1999 do 31.12.2002. Obdobje pred svetovno finančno

¹⁰⁶ MSCI – Morgan Stanley Capital International – je vodilno podjetje s področja investicijskih orodij.

¹⁰⁷ J.P. Morgan – je ena izmed največjih ameriških bank.

¹⁰⁸ FTSE EPRA/NAREIT – družba je v lasti londonske borze FTSE International in časopisne hiše The Financial Times ter upravlja več kot 120.000 različnih indeksov. V sodelovanju z evropskim (EPRA) in ameriškim (NAREIT) združenjem nepremičninskih skladov izračunavajo in upravljajo borzne indekse. (Dubravica 2009, 35).

krizo smo določili od 30.6.2004 do 30.6.2007 in čas krize od 30.6.2007 do 30.6.2010. Donosnost smo izračunali iz indeksov tako, da smo izračunali zvezno sestavljene mesečne donosnosti s pomočjo naravnega logaritma. Vsi podatki so v ameriških dolarjih:

$$R_t = \ln(P_t / P_{t-1}), \quad (103)$$

kjer je R_t dnevni donos in P_t cena na dan t.

Rezultati korelacijske analize naložbenih razredov po krizah:

- azijska finančna kriza – obdobje pred krizo – zaradi pomanjkanja podatkov nismo mogli izračunati korelacijskih koeficientov za nepremičninski trg v razvoju (FENEI). Negativna korelacija v obdobju pred krizo je bila prisotna med obveznicami razvitih držav in delniškimi naložbami držav v razvoju (MXEF), obveznicami držav v razvoju (JPEIGLBL) in nepremičninami razvitih držav (ENGL). Najvišji korelacijski koeficient je v tem obdobju znašal med obveznicami razvitih držav (JGAGGUSD) in držav v razvoju (JPEIGLBL). Najnižje korelacijske koeficiente je bilo opaziti med naložbenim razredom obveznic in ostalimi delnicami ter nepremičninami. Večina koeficientov je bila statistično značilnih. To pomeni, da je obstajalo dovolj statističnih dokazov pri stopnji značilnosti $\alpha = 0,05$ o linearni povezanosti med indeksi. Potrebno je poudariti, da vsi koeficienti, ki so izkazovali negativno korelacijo, niso bili statistično značilni pri stopnji značilnosti $\alpha = 0,05$. Skratka, imeli so verjetnost (p) višjo od 0,05 (glej Tabelo 74);

Tabela 74: Korelacijski koeficienti naložbenih razredov v času pred azijsko krizo

	MXWO	MXEF	JGAGGUSD	JPEIGLBL	ENGL
MXWO	1,00				

MXEF	0,51	1,00			
	3,45	-----			
	0,00	-----			
JGAGGUSD	0,37	-0,14	1,00		
	2,34	-0,81	-----		
	0,03	0,42	-----		
JPEIGLBL	0,31	0,71	-0,07	1,00	
	1,93	5,95	-0,39	-----	
	0,06	0,00	0,70	-----	
ENGL	0,55	0,63	-0,15	0,61	1,00
	3,86	4,72	-0,88	4,51	-----
	0,00	0,00	0,39	0,00	-----

Vir: lastni izračuni.

- azijska finančna kriza – v času krize - zaradi pomanjkanja podatkov nismo mogli izračunati korelacijskih koeficientov za nepremičninski trg v razvoju (FENEI). V času krize so korelacijski koeficienti v večini narastli. Obveznice razvitih držav (JGAGGUSD) so bile izjema, saj je bil trend obraten. Negativna medsebojna linearna odvisnost z delnicami držav v razvoju (MXEF), obveznicami držav v razvoju (JPEIGLBL) ter nepremičninskim trgom razvitih držav (ENGL) se je

povečala. Z vidika diverzifikacije portfelja bi bila v času azijske finančne krize najboljša izbira naložbe v državne obveznice razvitih držav. Večina koeficientov je bila statistično značilnih. To pomeni, da je obstajalo dovolj statističnih dokazov pri stopnji značilnosti $\alpha = 0,05$ o linearni povezanosti med indeksi (glej Tabelo 75);

Tabela 75: Korelacijski koeficienti v času azijske krize

	MXWO	MXEF	JGAGGUSD	JPEIGLBL	ENGL
MXWO	1,00				
t	----				
p	----				
MXEF	0,78	1,00			
t	7,34	----			
p	0,00	----			
JGAGGUSD	0,08	-0,16	1,00		
t	0,46	-0,94	----		
p	0,65	0,35	----		
JPEIGLBL	0,77	0,84	-0,11	1,00	
t	6,93	9,10	-0,65	----	
p	0,00	0,00	0,52	----	
ENGL	0,65	0,74	-0,29	0,67	1,00
t	4,96	6,41	-1,74	5,33	----
p	0,00	0,00	0,09	0,00	----

Vir: lastni izračuni.

- tehnološki balon – v obdobju pred krizo – zaradi pomanjkanja podatkov nismo mogli izračunati korelacijskih koeficientov za nepremičinski trg v razvoju (FENEI). Negativna korelacija v obdobju pred krizo je bila prisotna med obveznicami razvitih držav in delniškimi naložbami razvitih držav (MXWO), delniškimi naložbami držav v razvoju (MXEF), obveznicami držav v razvoju (JPEIGLBL) in nepremičninami razvitih držav (ENGL). Najvišja korelacija med naložbenimi razredi je bila prisotna med delnicami in obveznicami držav v razvoju (MXEF/JPEIGLBL). Na drugi strani je bila najvišja negativna korelacija med obveznicami razvitih držav in nepremičninami razvitih držav. Večina koeficientov je bila statistično značilnih. To pomeni, da je obstajalo dovolj statističnih dokazov pri stopnji značilnosti $\alpha = 0,05$ o linearni povezanosti med indeksi (glej Tabelo 76);

Tabela 76: Korelacijski koeficienti naložbenih razredov pred tehnološkim balonom

	MXWO	MXEF	JGAGGUSD	JPEIGLBL	ENGL
MXWO	1,00				
t	----				
p	----				
MXEF	0,81	1,00			
t	7,97	----			
p	0,00	----			
JGAGGUSD	-0,02	-0,24	1,00		
t	-0,11	-1,44	----		
p	0,92	0,16	----		
JPEIGLBL	0,80	0,85	-0,16	1,00	
t	7,75	9,30	-0,96	----	
p	0,00	0,00	0,34	----	
ENGL	0,71	0,80	-0,31	0,72	1,00
t	5,95	7,69	-1,91	6,03	----
p	0,00	0,00	0,07	0,00	----

Vir: lastni izračuni.

- tehnološki balon – v času krize – zaradi pomanjkanja podatkov nismo mogli izračunati korelacijskih koeficientov za nepremičninski trg v razvoju (FENEI). Negativna korelacija v času krize tehnološkega balona se je med obveznicami razvitih trgov in delnicami (MXEF) ter obveznicami (JPEIGLBL) držav v razvoju znižala, v primerjavi z obdobjem pred krizo. Nasprotno se je zgodilo pri delnicah razvitih držav (MXWO) ter nepremičninskim trgom razvitih držav. V obeh primerih je prišlo do povečane negativne korelacije. Najvišji negativni korelacijski koeficient je bil med obveznicami držav v razvoju (JGAGGUSD) in nepremičninskim trgom (ENGL). Povprečen korelacijski koeficient je v času krize tehnološkega balona znašal 0,28 in tako upadel, v primerjavi z obdobjem pred krizo za 30 odstotkov (glej Tabelo 77);

Tabela 77: Korelacijski koeficienti naložbenih razredov v času tehnološkega balona

	MXWO	MXEF	JGAGGUSD	JPEIGLBL	ENGL
MXWO	1,00				
t	----				
p	----				
MXEF	0,80	1,00			
t	7,77	----			
p	0,00	----			
JGAGGUSD	-0,09	-0,09	1,00		
t	-0,54	-0,53	----		
p	0,59	0,60	----		
JPEIGLBL	0,51	0,60	0,09	1,00	
t	3,45	4,35	0,52	----	
p	0,00	0,00	0,60	----	
ENGL	0,54	0,53	-0,43	0,39	1,00
t	3,79	3,63	-2,78	2,49	----
p	0,01	0,00	0,01	0,02	----

Vir: lastni izračuni.

- svetovna finančna kriza – v obdobju pred krizo – zaradi pomanjkanja podatkov nismo mogli izračunati korelacijskih koeficientov za nepremičninski trg v razvoju (FENEI). Negativna medsebojna linearna odvisnost v obdobju pred krizo je bila med obveznicami razvitih držav (JGAGGUSD) in nepremičninami razvitih držav (ENGL). Na drugi strani je bila najvišja korelacija med obveznicami držav v razvoju (JPEIGLBL) in nepremičninami razvitih držav (ENGL). Večina koeficientov je bila statistično značilnih. To pomeni, da je obstajalo dovolj statističnih dokazov pri stopnji značilnosti $\alpha = 0,05$ o linearni povezanosti med indeksi (glej Tabelo 78);

Tabela 78: Korelacijski koeficienti naložbenih razredov pred svetovno finančno krizo

	MXWO	MXEF	JGAGGUSD	JPEIGLBL	ENGL	FENEI
MXWO	1,00					
t	----					
p	----					
MXEF	0,86	1,00				
t	9,08	----				
p	0,00	----				
JGAGGUSD	0,11	0,08	1,00			
t	0,57	0,40	----			
p	0,57	0,69	----			
JPEIGLBL	0,37	0,43	0,34	1,00		
t	2,10	2,52	1,92	----		
p	0,05	0,02	0,07	----		
ENGL	0,39	0,28	-0,26	0,53	1,00	
t	2,25	1,55	-1,43	3,31	----	
p	0,03	0,13	0,16	0,00	----	
FENEI	0,67	0,71	-0,14	0,51	0,48	1,00
t	4,84	5,39	-0,76	3,12	2,93	----
p	0,00	0,00	0,45	0,00	0,01	----

Vir: lastni izračuni.

- svetovna finančna kriza – v času krize – vsi korelacijski koeficienti so bili pozitivni. Z izjemo delniške korelacije je najbolj izstopala linearna odvisnost med delnicami držav v razvoju (MXEF) in nepremičninami držav v razvoju (FENEI), ki je znašal 0,88. Najnižja korelacija je bila med obveznicami razvitih držav (JGAGGUSD) in nepremičninami razvitih držav (ENGL), in sicer s korelacijskim koeficientom 0,09. Opaziti je občuten dvig vrednosti korelacijskih koeficientov pri vseh naložbenih razredih. Povprečen korelacijski koeficient je v času svetovne finančne krize znašal 0,64 in se tako podvojil, v primerjavi z obdobjem pred krizo. Do podobnega rezultata pridemo, če ne upoštevamo korelacijske koeficiente nepremičninskega trga držav v razvoju (FENEI). V času svetovne finančne krize je bil naložbeni razred obveznic razvitih držav ponovno najboljši naložbeni razred za namene diverzifikacije portfelja. Korelacijski koeficienti so sicer bili pozitivni, kar je nasprotno od predhodnih kriz, vendar so še vedno izstopali kot najnižji. Večina koeficientov je bila statistično značilnih. To pomeni, da je obstajalo dovolj statističnih dokazov pri stopnji značilnosti $\alpha = 0,05$ o linearni povezanosti med indeksi (glej Tabelo 79).

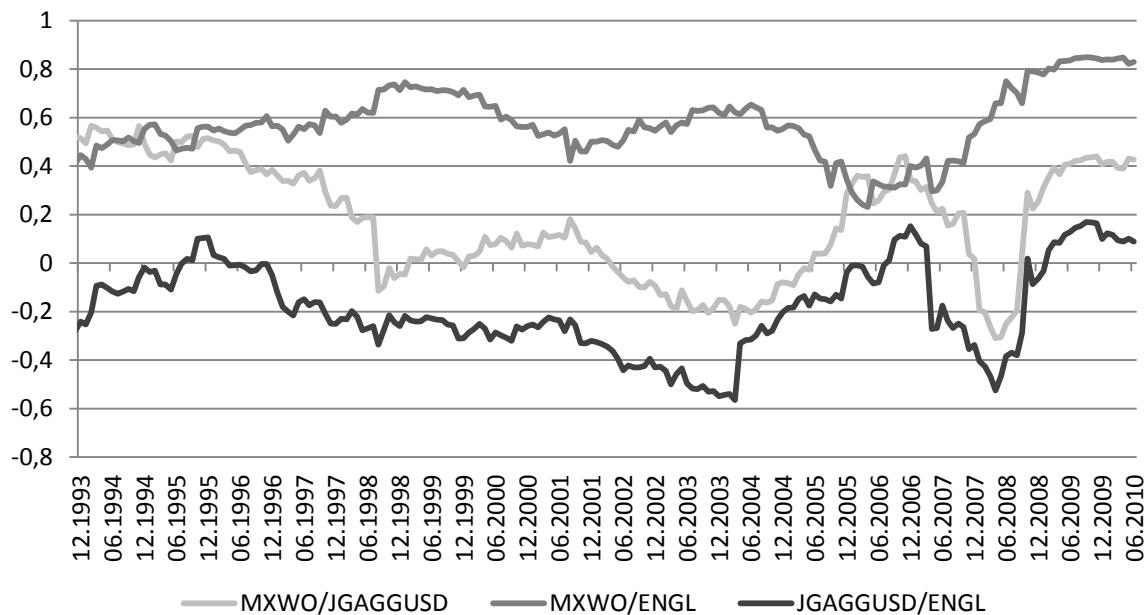
Tabela 79: Korelacijski koeficienti naložbenih razredov v času svetovne finančne krize

	MXWO	MXEF	JGAGGUSD	JPEIGLBL	ENGL	FENEI
MXWO	1,00					
t	----					
p	----					
MXEF	0,93	1,00				
t	14,53	-----				
p	0,00	-----				
JGAGGUSD	0,43	0,42	1,00			
t	2,75	2,72	-----			
p	0,01	0,01	-----			
JPEIGLBL	0,79	0,80	0,58	1,00		
t	7,43	7,77	4,11	-----		
p	0,00	0,00	0,00	-----		
ENGL	0,83	0,71	0,09	0,62	1,00	
t	8,66	5,81	0,52	4,64	-----	
p	0,00	0,00	0,61	0,00	-----	
FENEI	0,83	0,88	0,24	0,76	0,78	1,00
t	8,58	11,06	1,41	6,85	7,17	-----
p	0,00	0,00	0,17	0,00	0,00	-----

Vir: lastni izračuni.

V spodnjih dveh slikah prikazujemo gibanje korelacijskih koeficientov razvitih držav in držav v razvoju za ključne pare naložbenih razredov. Naredili smo časovno vrsto povprečne vrednosti korelacijskih koeficientov v zadnjih 36 mesecih. Razvoj korelacijskih koeficientov skozi čas daje več informacij kot primerjava podatkov za določeno obdobje. V prvi sliki so prikazana korelacijska gibanja za razvite države. Skozi celotno obdobje najnižjo stopnjo korelacije izkazuje naložbeni par obveznice in nepremičnine (JGAGGUSD/ENGL), sledijo delnice in obveznice (MXWO/JGAGGUSD) ter delnice in nepremičnine (MXWO/ENGL) razvitih držav. Gibanje cen obveznic in nepremičnin je bilo vse od leta 1995 pa do začetka leta 2006 negativno korelirano. Podobno je bilo opaziti obdobje negativne korelacije, sicer med delnicami in obveznicami, od leta 2002 do leta 2005. Korelacija je bila na koncu proučevanega obdobja višja kot na začetku, razen v primeru naložbenega para delnic in obveznic, kjer se je nivo korelacije z začetka obdobja ohranil. Absolutno je bila najnižja korelacija v celotnem obdobju med obveznicami in nepremičninami razvitih držav. Kot pomembno zanimivost gre izpostaviti močan skok korelacijskih koeficientov sredi leta 2008. Skratka, pred začetkom svetovne finančne krize in kasneje v krizi, je bilo opaziti močan dvig medsebojnih korelacijskih povezav pri vseh naložbenih razredih razvitih držav (glej Sliko 36).

Slika 36: Gibanje korelacijskih koeficientov naložbenih razredov razvitih držav

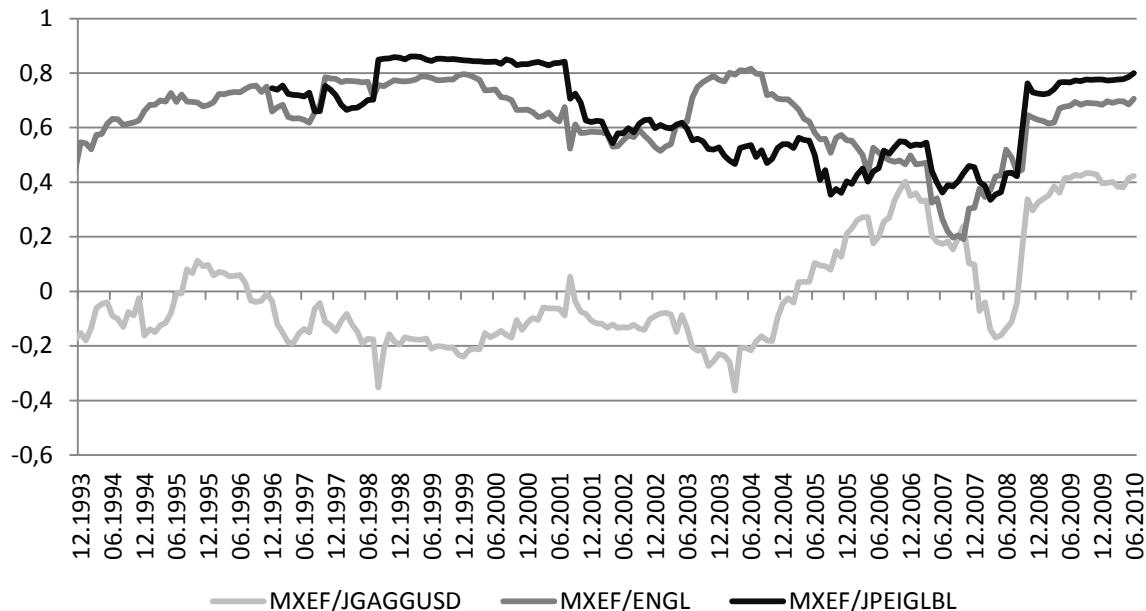


Opombe: Gibanje povprečne vrednosti korelacijskih koeficientov v zadnjih 36 mesecih. MXWO/JGAGGUSD – MSCI WORLD/JPM GLOBAL BOND; MXWO/ENGL – MSCI WORLD/FTSE EPRA NAREIT DEVELOPED; JGAGGUSD/ENGL – JPM GLOBAL BOND/FTSE EPRA NAREIT DEVELOPED.

Vir: lastni izračuni.

Gibanje cen naložbenih razredov držav v razvoju je, v povprečju gledano, relativno visoko korelirano. Izjema je naložbeni par delnic držav v razvoju in obveznic razvitih držav (MXEF/JGAGGUSD), kjer je dolgo obdobje bila medsebojna povezanost negativna. Na drugi strani, je podoben vzorec gibanja korelacijskih koeficientov pri naložbenih parih delnice in nepremičnine razvitih držav (MXEF/ENGL) ter delnice in obveznice držav v razvoju (MXEF/JPEIGLBL). Korelacija je bila na koncu proučevanega obdobja višja kot na začetku pri vseh parih naložbenih razredov. Absolutno je bila najnižja korelacija v celotnem obdobju med delnicami držav v razvoju in obveznicami razvitih držav. Trend rasti korelacijskih koeficientov je opaziti pri naložbenem paru delnic in obveznic razvitih držav, medtem ko je pri ostalih dveh parih zaznati ohranjanje na visokem nivoju. Večji skok korelacijskih koeficientov pri vseh parih naložbenih razredov je zaslediti pred začetkom svetovne finančne krize (glej Sliko 37).

Slika 37: Gibanje korelacijskih koeficientov naložbenih razredov držav v razvoju



Opombe: Gibanje povprečne vrednosti korelacijskih koeficientov v zadnjih 36 mesecih. MXEF/JGAGGUSD – MSCI EM/JPM GLOBAL BOND; MXEF/ENGL – MSCI EM/FTSE EPRA NAREIT DEVELOPED; MXEF/JPEIGLBL – JPM EM BOND.

Vir: lastni izračuni.

Proučevanje korelacijskih razmerij med naložbenimi razredi je razkrilo, da so bile obveznice razvithih držav razred, ki je največ prispeval k diverzifikaciji portfelja razvitih in držav v razvoju, z namenom znižanja tveganja.

Pomembna ugotovitev korelacijske analize naložbenih razredov je rast medsebojne linearne odvisnosti pri vseh naložbenih razredih tako v razvitih kot v državah v razvoju. Najbolj očiten skok korelacijskih koeficientov je ravno v času svetovne finančne krize. Drugi pomemben dejavnik je, da obveznice držav v razvoju ne nudijo enakih karakteristik kot obveznice razvithih držav. V času kriz se vlagatelji niso zatekli k obveznicam držav v razvoju. To pomeni, da niso bile prepoznane kot kvaliteta in niso delovale kot zatočišče v času višje volatilnosti. Obveznice razvithih držav so tako pri razvithih kot pri državah v razvoju nudile največji diverzifikacijski učinek. V času svetovne finančne krize se je ta učinek bistveno zmanjšal, saj so se korelacijski koeficienti bistveno povzpeli.

10.2.2.1 Analiza naložbenih razredov razvitih držav

Analizo koreacijske odvisnosti smo začeli z delniškimi indeksi ter nadaljevali z naložbenimi razredi, ki smo jih opredelili v delnice, obveznice in nepremičnine. Namen teh analiz je bil poiskati skupne vzorce linearne odvisnosti iz zornega kota različnih kriz znotraj delniških naložb ter med naložbenimi razredi. Pri koreacijski analizi delniških naložb smo ugotovili, da se je medsebojna linearna odvisnost trgov s časom stopnjevala. Nastop kriz je korelacijo med trgi še dodatno dvignil. Do podobnih ugotovitev smo prišli pri proučevanju koreacijske odvisnosti naložbenih razredov. Linearna odvisnost med naložbenimi razredi se je skozi čas prav tako stopnjevala, vendar ne tako izrazito kot znotraj delniških naložb. Posebno izrazit skok v koreacijskih koeficientih je bilo opaziti v času zadnje svetovne finančne krize. Ti analizi sta odgovorili, da upravljavci z mednarodno diverzifikacijo znotraj delniških naložbe ne morejo hkrati doseči nižjega tveganja in potencialno višjih donosov. Analiza koreacijskih odvisnosti naložbenih razredov razkriva, da je medsebojna linearna odvisnost nižja kot znotraj delniških naložb, vendar se je s krizami povečevala. Največji diverzifikacijski učinek znotraj naložbenih razredov gre pripisati obveznicam razvitih držav.

Kot smo ugotovili v predhodnih dveh poglavjih, so diverzifikacijski učinki znotraj delniških naložb zelo majhni, medtem ko so med naložbenimi razredi nekoliko višji, vendar se očitno iz krize v krizo izgubljajo. V tem poglavju smo se zato osredotočili na primerjavo mednarodne koreacijske strukture delniških, obvezniških in nepremičninskih naložb razvitih držav. Zanimalo nas je, za kateri naložbeni razred mednarodna diverzifikacija najbolj deluje. Skratka, preverili bomo, v katerem portfelju, npr. nepremičinskem, obvezniškem ali pa delniškem, mednarodna diverzifikacija v največji meri vpliva na nižje tveganje. Analiza je bila narejena zgolj za razvite države, saj ni bilo dovolj podatkov o gibanju donosnosti obvezniških in nepremičninskih naložb za države v razvoju. Glavni namen te analize je bil ugotoviti, ali je mednarodna koreacija nepremičninskih naložb razvitih držav nižja in ali je učinkovitejša od delniških oz. obvezniških.

10.2.2.1.1 Baza podatkov

Uporabljeni podatki so temeljili na časovnih vrstah delniških, obvezniških in nepremičninskih indeksov za obdobje od leta 1994 do leta 2011. Zaradi dostopnosti podatkov smo vključili zgolj razvite države, in sicer Francijo, Nemčijo, Japonsko, ZDA in Veliko Britanijo. Donosnost smo izračunali iz indeksov, tako da smo izračunali zvezno sestavljene mesečne donosnosti s pomočjo naravnega logaritma. Vsi podatki so v lokalnih valutah:

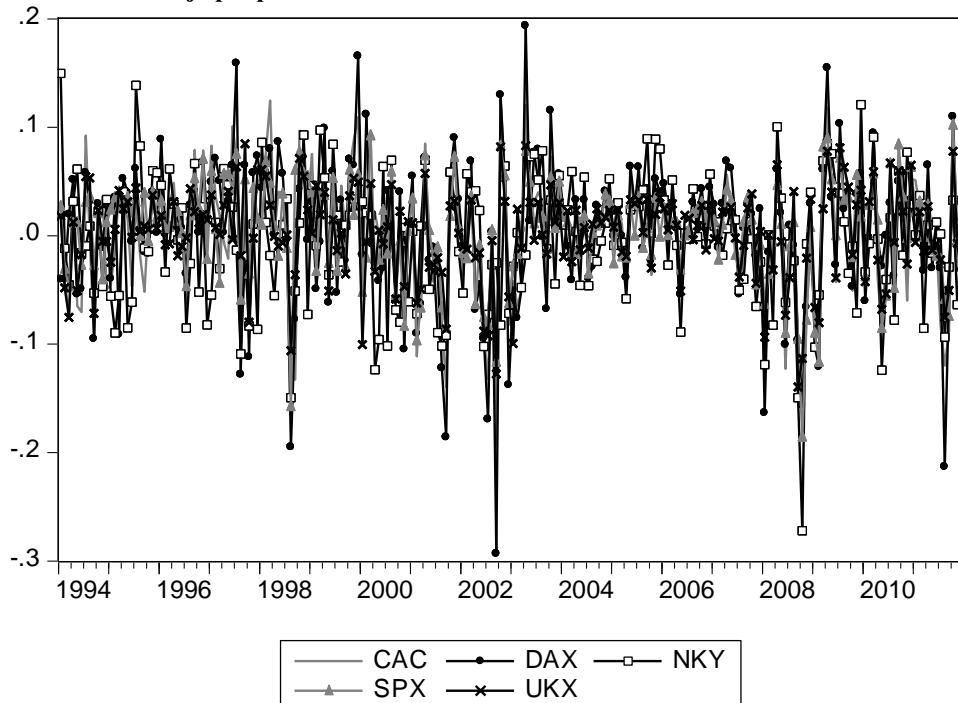
$$R_t = \ln(P_t / P_{t-1}), \quad (104)$$

kjer je R_t dnevni donos in P_t cena na dan t .

Glavni vir podatkov je bil informacijski portal Bloomberg. Za delniške naložbe smo uporabili najpomembnejše delniške indekse proučevanih držav (enake kot pri analizi nestanovitnosti – glej Sliko 38):

- Francija – delniški indeks CAC;
- Nemčija – delniški indeks DAX;
- Japonska – delniški indeks NIKKEI;
- ZDA – delniški indeks S&P 500;
- Velika Britanija – delniški indeks FTSE 100.

Slika 38: Gibanje povprečne mesečne donosnosti delniških indeksov

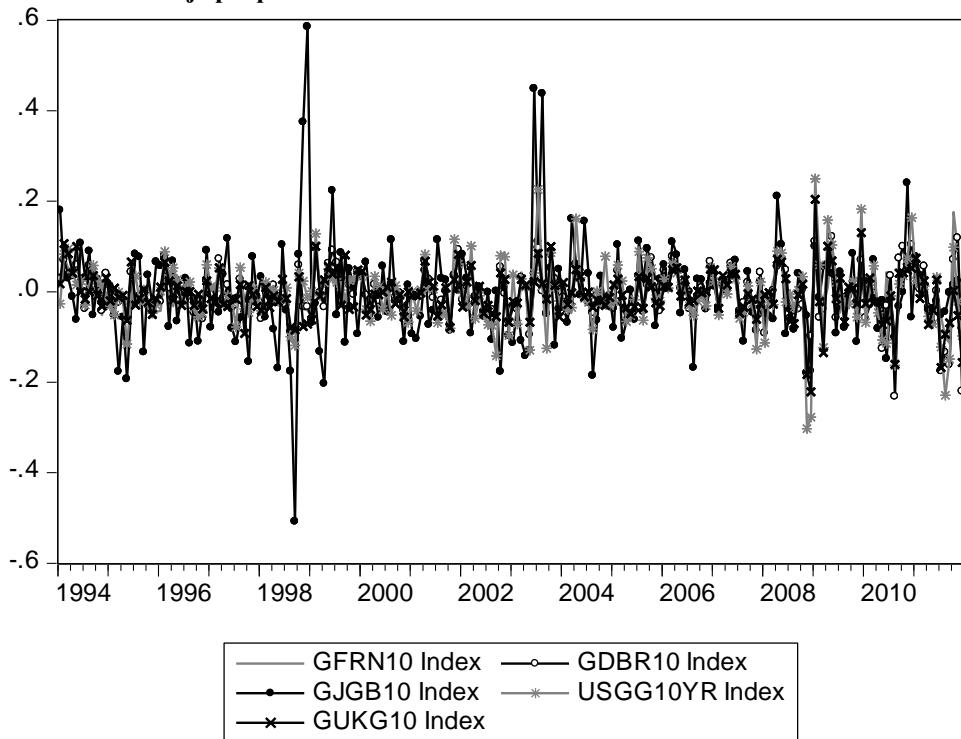


Vir: Bloomberg in lastni izračuni.

Pri obvezniških naložbah smo uporabili generično zvezno vrsto donosnosti desetletnih državnih obveznic (glej Sliko 39):

- Francija – France Generic Govt 10 Y yield - GFRN10;
- Nemčija – German Generic Govt 10 Y yield – GDBR10;
- Japonska – Japan Generic Govt 10 Y yield – GJGB10;
- ZDA – US Generic Govt 10 Y yield – USGG10YR;
- Velika Britanija – UK Generic Govt 10 Y yield – GUKG10.

Slika 39: Gibanje povprečne mesečne donosnosti obvezniških indeksov

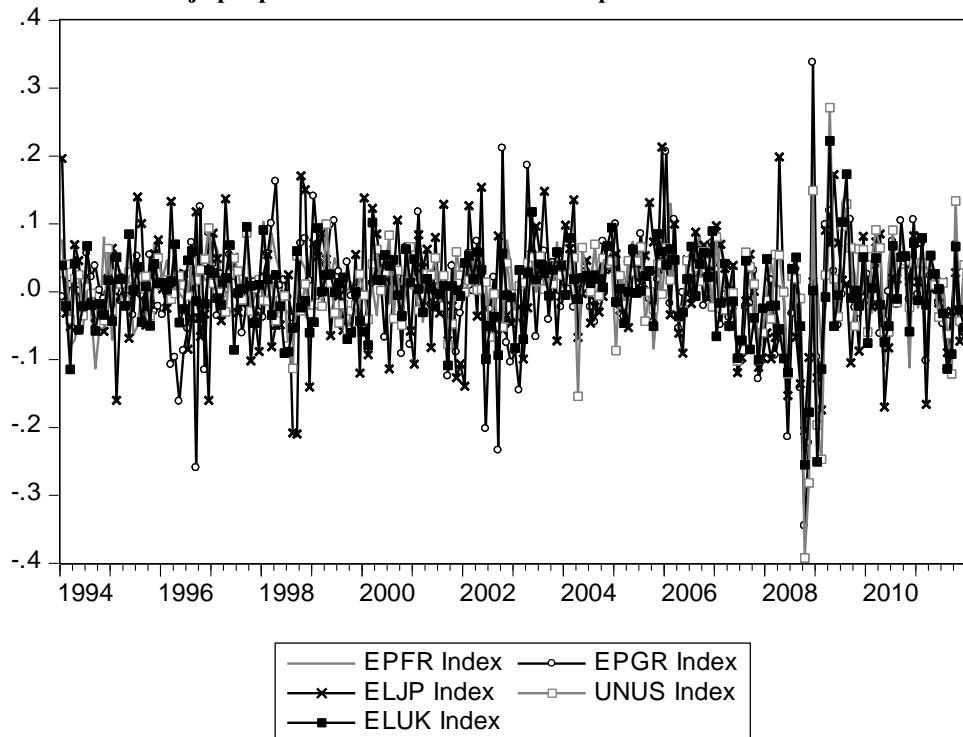


Vir: Bloomberg in lastni izračuni.

Pri nepremičninskih naložbah smo uporabili nepremičinske indekse, ki jih za posamezno državo izračunava družba FTSE EPRA/NAREIT (globalni indeks in indeks držav v razvoju smo uporabili pri predhodni analizi – glej Sliko 40):

- Francija – FTSE EPRA/NAREIT France – EPFR;
- Nemčija – FTSE EPRA/NAREIT Germany – EPGR;
- Japonska – FTSE EPRA/NAREIT Japan – ELJP;
- ZDA – FTSE EPRA/NAREIT US – UNUS;
- Velika Britanija - FTSE EPRA/NAREIT UK – ELUK.

Slika 40: Gibanje povprečne mesečne donosnosti nepremičinskih indeksov



Vir: Bloomberg in lastni izračuni.

V spodnji tabeli je predstavljena statistika delniških, obvezniških in nepremičinskih indeksov za obdobje od leta 1994 do leta 2011. Povprečna mesečna donosnost delniških naložb razvitih držav se je gibala od -0,33 za Japonsko do 0,46 odstotkov za ZDA. Gibanje donosnosti 10-letnih državnih obveznic je inverzno od gibanja cene obveznic. Inverzno gibanje donosnosti obveznic od gibanja cene povzroči, da je povprečna srednja vrednost donosnosti negativna¹⁰⁹. Negativen predznak pri povprečni vrednosti donosnosti pomeni, da so cene obveznic v tem obdobju rastle in hkrati donosnosti padale. Padanje povprečne donosnosti je variiralo od 0,27 za Francijo in 0,56 odstotkov za Japonsko. Visoko povprečno mesečno rast cen obveznic je bilo opaziti pri vseh razvitih državah z izjemo Francije. Povprečna mesečna donosnost nepremičinskih naložb se je gibala od -0,3 za Nemčijo do 0,49 odstotkov za Francijo (glej Tabelo 80).

¹⁰⁹ Najbolj preprost primer inverznega odnosa cene in donosnosti obveznice je mogoče demonstrirati z brezkuponsko obveznico. V primeru, da je trenutna cena obveznice 95 €, medtem ko je izplačilo ob zapadlosti 100 € ter vrednost kupona 5 € (kuponska stopnja 5 %) znaša trenutna donosnost 5,26 % ($(5/95)*100=5,26\%$). Če pride do večjega povpraševanja po obveznicah (npr. beg kapitala v varnejše naložbe) se bo posledično cena dvignila. Vzemimo primer, da se tržna cena povzpne na 105 €. To pomeni, da bo trenutna donosnost padla na 4,76 %.

Tabela 80: Mesečni donosi od januarja 1994 do decembra 2011

	Delniški indeksi		Obvezniški indeksi*		Nepremičninski indeksi	
	μ	σ	μ	σ	μ	σ
Francija	0,15	5,74	-0,27	4,88	0,49	5,19
Nemčija	0,44	6,68	-0,51	5,51	-0,3	7,81
Japonska	-0,33	5,90	-0,56	10,80	0,02	8,15
ZDA	0,46	4,58	-0,52	7,03	0,4	6,38
Velika Britanija	0,22	4,20	-0,52	5,24	-0,06	5,98

μ - povprečna donosnost v odstotkih; σ – standardni odklon v odstotkih.

*Podatki za gibanje obvezniških indeksov temeljijo na donosnosti 10-letnih državnih obveznic.

Vir: Bloomberg in lastni izračuni.

V tabelah 81-83 prikazujemo korelacijske matrike naložbenih razredov razvitih držav: Francije, Nemčije, Japonske, ZDA in Velike Britanije. Korelacijski koeficienti matrik implicirajo, da je bil daleč največji diverzifikacijski potencial dosežen pri nepremičninskih indeksih. Korelacijski indeksi nepremičninskega naložbenega razreda so bili v različnih državah v proučevanem obdobju bistveno nižji kot pri delniških oz. obvezniških indeksih. Povprečna vrednost korelacijskih koeficientov nepremičninskih indeksov znaša 0,45, medtem ko obvezniških 0,59 in delniških 0,69. Korelacijski koeficienti nepremičnin so variirali od 0,26 do 0,66, obveznic od 0,23 do 0,93 in delnic od 0,51 do 0,89. Te ugotovitve sugerirajo, da mednarodna diverzifikacija nepremičninskih naložb bolj zniža tveganja portfelja kot mednarodna diverzifikacija obvezniških ali delniških naložb. Skratka, mednarodna diverzifikacija je najbolj učinkovita v portfelju nepremičninskih naložb.

Tabela 81: Korelacija mesečnih donosnosti delniških indeksov

	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX
CAC	1,00				
t	----				
ρ	----				
DAX	0,89	1,00			
t	27,85	----			
ρ	0,00	----			
NKY	0,53	0,51	1,00		
t	9,18	8,74	----		
ρ	0,00	0,00	----		
SPX	0,79	0,78	0,57	1,00	
t	18,55	18,03	10,06	----	
ρ	0,00	0,00	0,00	----	
UKX	0,83	0,79	0,52	0,83	1,00
t	21,98	18,58	9,01	21,47	----
ρ	0,00	0,00	0,00	0,00	----

Vir: lastni izračuni.

Tabela 82: Korelacija mesečnih donosnosti obvezniških indeksov

	GFRN10	GDBR10	GJGB10	USGG10YR	GUKG10
GFRN10	1,00				
t	----				
p	----				
GDBR10	0,93	1,00			
t	37,77	----			
p	0,00	----			
GJGB10	0,26	0,28	1,00		
t	4,01	4,30	----		
p	0,00	0,00	----		
USGG10YR	0,74	0,78	0,32	1,00	
t	16,11	17,94	4,98	----	
p	0,00	0,00	0,00	----	
GUKG10	0,76	0,82	0,23	0,80	1,00
t	17,25	20,99	3,41	19,34	----
p	0,00	0,00	0,00	0,00	----

Vir: lastni izračuni.

Tabela 83: Korelacija mesečnih donosnosti nepremičninskih indeksov

	EPFR	EPGR	ELJP	UNUS	ELUK
EPFR	1,00				
t	----				
p	----				
EPGR	0,50	1,00			
t	8,52	----			
p	0,00	----			
ELJP	0,31	0,26	1,00		
t	4,75	3,91	----		
p	0,00	0,00	----		
UNUS	0,56	0,46	0,35	1,00	
t	9,87	7,49	5,42	----	
p	0,00	0,00	0,00	----	
ELUK	0,64	0,48	0,32	0,66	1,00
t	12,26	8,11	5,01	13,01	----
p	0,00	0,00	0,00	0,00	----

Vir: lastni izračuni.

10.2.2.1.2 Kakovost korelacijskih matrik

Preden preuranjeno sklepamo o učinkovitosti mednarodne diverzifikaicije, moramo testirati enakost korelacijskih matrik. Za ta namen bomo uporabili Jennrich test, ki je podrobnejše predstavljen v Prilogi 9 in s pomočjo katerega bomo preverili hipotezo. Ničelna hipoteza je, da je mednarodna korelacijska matrika donosov nepremičninskih indeksov enaka matriki donosov delniških in obvezniških indeksov. Alternativna hipoteza se glasi, da je korelacija donosov nepremičninskih indeksov nižja od donosov delniških in obvezniških indeksov.

Višja kot je vrednost Jennrich statistike, večja je verjetnost, da korelacijski matriki nista enaki. V spodnji tabeli so predstavljeni rezultati. Jennrich statistika za primerjavo enakosti

korelacijskih matrik nepremičinskih in delniških indeksov je bila za celotno obdobje od leta 1994 do leta 2011 61,4 (glej Tabelo 84). Verjetnost (ρ) za deset stopinj prostosti je bila 0, kar pomeni, da ni verjetno, da bi bila razlika med korelacijskima matrikama naključna. Primerjava nepremičinskih in obvezniških indeksov daje podobno ugotovitev. Jennrich statistika je višja, in sicer 97,49 in verjetnost (ρ) je pri desetih stopinjah prostosti enaka 0. Na podlagi Jennrich statistike lahko ničelno hipotezo o enakosti korelacijskih matrik nepremičinskih in delniških indeksov oz. nepremičinskih in obvezniških indeksov zavrnemo. Skratka, korelacija nepremičinskih indeksov je nižja od delniških in obvezniških indeksov razvitih držav.

Na podlagi ugotovitev predhodnih poglavij ne moremo trditi, da je korelacija mednarodnih matrik donosnosti skozi čas stabilna. Ravno obratno. Pokazali smo, da se korelacijski koeficienti s časom spreminjajo. Med delniškimi indeksi in naložbenimi razredi se je korelacija, predvsem v času kriz, povečala. Zato je potrebno preveriti, ali se stabilnost korelacijskih matrik nepremičinskih indeksov razlikuje od delniških ali obvezniških.

Preverjanja stabilnosti oz. vzdržljivosti korelacijskih matrik smo se lotili tako, da smo obdobje proučevanja enakosti korelacijskih matrik donosnosti nepremičinskih, delniških in obvezniških indeksov razdelili na dve podobdobji. Prvo obdobje je bilo od januarja 1994 do decembra 2002, drugo pa od januarja 2003 do decembra 2011. V obeh podobdobjih je baza podatkov sestavljena iz 108 mesečnih podatkov. Za obe obdobji smo testirali, ali je korelacijska matrika nepremičinskih indeksov enaka delniškim in obvezniškim indeksom. Eichholtz je izpostavil, da je domač nepremičinski trg pod vplivom domačih ekonomskih dejavnikov in v kolikor le-ti niso sinhronizirani z ekonomskimi faktorji ostalih držav, obstaja velika verjetnost, da je mednarodna korelacijska struktura nepremičinskega portfelja nestabilna. Ravno nasprotno so obvezniški in delniški trgi manj pod vplivom lokalnih in bolj pod vplivom globalnih ekonomskih faktorjev. Verjetnost, da bo korelacija donosov obveznic in delnic bolj stabilna od nepremičnin, je tako višja (Eichholtz 1996, 59).

Rezultati za podobdobji so podani v Tabeli 84. Verjetnost (ρ) za deset stopinj prostosti je bila pri vseh izračunih enaka 0. To pomeni, da ničelno hipotezo o enakosti matrik donosnosti nepremičinskih in delniških oz. obvezniških indeksov razvitih držav zavrnemo. Ugotovitve so enake kot za celotno obdobje. Vrednost Jennrich statistike je bila tako pri delniški kot obvezniški primerjavi nižja od Jennrich statistike za celotno obdobje.

Če podobno primerjamo rezultate med obdobjema ugotovimo, da je bila Jennrich statistika v drugem odboru nižja kot v prvem tako za delniške kot obvezniške indekse, medtem ko je bila verjetnost (ρ) višja. V naši analizi smo prišli do podobnih ugotovitev kot Eichholtz (1996) v članku¹¹⁰, kjer je primerjal mednarodni diverzifikacijski učinek nepremičnin, delnic in obveznic. Največji diverzifikacijski učinki so bili vidni znotraj nepremičinskega portfelja. Eichholtz je pri testu stabilnosti prav tako dobil vrednost Jennrich statistike nižjo v drugem obdobju kot v prvem za korelacijo donosov tako delniških kot obvezniških naložb. Skratka, rezultati indicirajo, da gre nepremičinski razred po poteh delniškega in obvezniškega naložbenega razreda, kjer je globalizacija pripeljala do zniževanja

¹¹⁰ Does International Diversification Work Better for Real Estate than for Stock and Bonds? (Eichholtz 1996, 56-62)

mednarodnih kapitalskih ovir in posledično rast korelacij donosov znotraj posamičnih naložbenih razredov.

Tabela 84: Jennrich test enakosti korelacijskih matrik

	Jennrich χ^2	p
Celotno obdobje:		
- nepremičinski indeksi ~ delniški indeksi januar 1994 do december 2011	61,40	0,00
- nepremičinski indeksi ~ obvezniški indeksi januar 1994 do december 2011	97,49	0,00
Razdeljeno obdobje:		
- nepremičinski indeksi ~ delniški indeksi januar 1994 do december 2002	45,92	0,00
januar 2003 do december 2011	29,85	0,00
- nepremičinski indeksi ~ obvezniški indeksi januar 1994 do december 2002	70,98	0,00
januar 2003 do december 2011	41,07	0,00

Vir: lastni izračuni.

Rezultati analize mednarodne korelacijske strukture delniških, obvezniških in nepremičinskih naložb razvitih držav kažejo, da je učinkovitost mednarodne diverzifikacije najbolj izrazita pri portfelju nepremičinskih naložb (0,45), sledijo obvezniške (0,59) in na koncu delniške naložbe (0,69). Z Jennrich testom smo preverili enakost korelacijskih matrik in ugotovili, da je korelacija nepremičinskih indeksov nižja od delniških in obvezniških indeksov razvitih držav. Pri testu stabilnosti je bilo očitno, da je bila Jennrich statistika nižja v drugem odboru kot v prvem, kar bi lahko pomenilo, da bo razvoj nepremičinskega razreda z vidika korelacije donosov šel po potek obvezniškega in delniškega naložbenega razreda. Pričakujemo lahko nadaljevanje trenda zbliževanja korelacijskih koeficientov tudi v nepremičinskem naložbenem razredu.

10.2.3 Ključne ugotovitve

V poglavju Mikroekonomske implikacije analize smo iskali vzorce vpliva globalizacije kapitalskih trgov na globalno razpršenost portfelja finančnih naložb in iskali odgovore na vprašanja, ali globalna razpršenost portfelja finančnih naložb v luč finančne integracije in iz zornega kota kriz zagotavlja ustrezni nivo diverzifikacije ter kakšen je vpliv diverzifikacije na tveganje portfelja. V ta namen smo najprej naredili korelacijsko analizo razvitih držav in držav v razvoju delniških trgov, v obdobju treh kriz, nadaljevali s korelacijsko analizo naložbenih razredov in na koncu prešli na podrobnejšo analizo naložbenih razredov razvitih držav.

Ugotovili smo, da je korelacija delniških trgov v času treh proučevanih kriz razkrila, da so bile korelacijske med delniškimi trgi na začetku proučevanega obdobja bistveno nižje, v primerjavi s koncem obdobja v sredini leta 2010. Opaziti je bilo jasen trend rasti korelacije delniških trgov na vseh geografskih nivojih. Raven korelacije je bila nižja v državah v

razvoju, medtem ko je bila pri razvitih državah višja. Na drugi strani je bila rast korelacije delniških trgov v proučevanem obdobju višja v državah v razvoju kot v razvitih. Pomembno spoznanje je dvig korelacijskih koeficientov v času kriz. Naše ugotovitve so podobne avtorjem Butler, Joquin (2001), Roll (1988) in Solnik et al (1996), ki so ugotovili, da je korelacija dosegla najvišje nivoje predvsem v času finančnih kriz oz. pokov delniških balonov leta 1987. Teoretični pozitivni učinki mednarodne diverzifikacije delniških portfeljev se v času kriz niso izkristalizirali. Upravljavci, ki so ubrali strategijo mednarodne diverzifikacije portfelja delniških naložb z namenom zmanjšanja volatilnosti portfelja, tega niso dosegli. V krizi se je namreč korelacija med razvitimi državami in državami v razvoju še zbližala in posledično ni bilo diverzifikacijskega učinka na znižanje tveganj. Posledično so se delniški trgi še bolj gibali v isti smeri.

Mednarodna diverzifikacija delniških portfeljev očitno ne daje zadovoljivih rezultatov. Nadaljevali smo s proučevanjem korelacijskih razmerij med naložbenimi razredi: delnice, obveznice in nepremičnine. Analiza je pokazala, da so bile obveznice razvitih držav naložbeni razred, ki je največ prispeval k diverzifikaciji portfelja. Podobno kot pri korelacijski analizi delniških trgov smo pri naložbenih razredih ugotovili, da je medsebojna linearna odvisnost s časom pri vseh naložbenih razredih tako v razvitih državah kot državah v razvoju naraščala. Najbolj očiten skok korelacijskih koeficientov je bil ravno v času svetovne finančne krize. Druga pomembna ugotovitev analize je bila, da obveznice držav v razvoju med vlagatelji niso bile prepoznane kot naložbeni razred, ki bi imel podobne karakteristike kot obveznice razvitih držav. Skratka, v očeh vlagateljev niso bile prepoznane kot zatočišče kapitala v kriznih časih. Obveznice razvitih držav so pri razvitih državah kot državah v razvoju nudile največji diverzifikacijski učinek.

Za zaključek bi lahko strnili, da je korelacija s časom znotraj delniških trgov razvitih držav in držav v razvoju kot tudi med naložbenimi razredi razvitih držav in držav v razvoju naraščala. Prav tako so bili skoki korelacijskih koeficientov najvišji v kriznem času, še posebej v času zadnje svetovne finančne krize. Učinki mednarodne diverzifikacije portfelja so bili pri delniških naložbah zelo majhni, medtem ko so bili pri naložbenih razredih nekoliko boljši. Obveznice razvitih držav so se izkazale kot naložbeni razred z največjim diverzifikacijskim učinkov. Na drugi strani je bilo razvidno, da so bili učinki diverzifikacije iz krize v krizo vse slabši.

Tok naše analize smo preusmerili oz. zamenjali zorni kot in se osredotočili poiskati portfelj (delniški, obvezniški, nepremičninski), ki bi zagotavljal najvišji učinek mednarodne diverzifikacije. Uporabili smo podatke za razvite države, saj ni bilo dovolj podatkov o gibanju donosnosti obvezniških in nepremičninskih naložb držav v razvoju. Izследke analize mednarodne korelacijske strukture delniškega, obvezniškega in nepremičninskega portfelja razvitih držav lahko strnemo v ugotovitev, da je učinkovitost mednarodne diverzifikacije najbolj izrazita pri portfelju nepremičninskih indeksov razvitih držav. Z Jennrich testom smo potrdili, da je korelacija nepremičninskih indeksov nižja od delniških in obvezniških indeksov razvitih držav. Na podlagi testa stabilnosti lahko sklepamo, da korelacija donosnosti nepremičninskih indeksov razvitih držav s časom raste. Pričakujemo lahko nadaljevanja trenda rasti linearne odvisnosti nepremičninskega naložbenega razreda. Skratka, rezultati inducirajo, da gre nepremičninski razred po poteh delniškega in obvezniškega naložbenega razreda, kjer je globalizacija pripeljala do zniževanja mednarodnih kapitalskih ovir in posledično rasti korelacij donosov znotraj posamičnih

naložbenih razredov. Z vidika učinka mednarodne diverzifikacije lahko pričakujemo, da v kolikor se bo tempo globalizacije nadaljeval, bo portfelj nepremičninskih naložb izgubljal diverzifikacijske prednosti in šel po poti obvezniškega in delnškega portfelja.

11 SKLEP

V doktorski raziskavi smo proučevali nestanovitnost delniških trgov razvitih držav in držav v razvoju, v obdobju različnih finančno-gospodarskih kriz z namenom, da bi izsledki pripomogli k boljšemu razumevanju tveganj na različnih trgih in v različnih fazah gospodarskega cikla. Namen analize je bil tudi, da z ugotovitvami pripomoremo k oblikovanju ekonomske politike, ki bi učinkoviteje preprečevala finančne krize in blažila ekonomske posledice finančnih šokov. Zraven tega smo preverili veljavnost splošno sprejetega stališča mednarodnih upravljavcev premoženja, glede učinkovitosti mednarodne razpršenosti portfelja v obdobju finančnih kriz ter z ugotovitvami morda prispevali k učinkovitejši alokaciji kapitala v prihodnosti.

V finančni stroki sta se, s področja preučevanja nestanovitnosti, oblikovala dva tabora, in sicer tisti, ki menijo, da gibanje nestanovitnosti ne vpliva na gibanje delniških tečajev (Poterba, Summers (1986) ter Baillie, DeGennaro (1990)) ter tisti, ki menijo nasprotno (Pindyck (1984), Malkiel (1979) in Chou (1988)). Cilj disertacije ni bil preveriti veljavnost stališč zgoraj omenjenih taborov temveč analizirati nestanovitnost z GARCH modeli, primerjati volatilnost med razvitimi trgi in trgi držav v razvoju ter hkrati predstaviti gibanje nestanovitnosti trgov v obdobju različnih kriz, predvsem v luči dveh delniških naložbenih razredov, in sicer razvitih delniških trgov in trgov držav v razvoju.

V obdobju vseh treh kriz je bilo opaziti povečan prvi moment porazdelitve, standardni odklon vseh delniških trgov. Opisna statistika je pokazala, da se je standardni odklon v času krize, v primerjavi z obdobjem pred krizo, povzpel. Avtorji, ki so proučevali nestanovitnost delniških trgov razvijajočih držav znotraj posamične krize, so prišli do podobnih ugotovitev. Eno izmed novejših raziskav na področju proučevanja nestanovitnosti v Evropi v času pred, med in po krizi sta opravila Patev in Kanaryan (2003). Preiskovala sta vpliv azijske krize (od junija 1997 do decembra 1997) in ruske krize¹¹¹ (od avgusta 1998 do decembra 1998) na nestanovitnost delniških indeksov držav tranzicijske Evrope, in sicer Madžarske, Poljske, Češke in Slovenije. Ugotovila sta, da se je standardni odklon v primeru proučevanih držav v času krize povzpel za več kot enkrat. Avtorja Wang in Moore (2007) sta v obsežni raziskavi nestanovitnosti razvijajočih se evropskih delniških indeksov (Poljska, Češka, Slovaška in Slovenija), in sicer v obdobju od leta 1994 do leta 2006, prav tako ugotovila visok standardni odklon v primeru proučevanih držav. Kot razlog sta navedla politično-gospodarsko tranzicijo, spremembo deviznih tečajev in šibko institucionalno okolje.

Standardni odklon v okviru proučevanih kriz se je povzpel. V primeru krize tehnološkega balona je bilo opaziti padec standardnega odklona razvijajočih držav. Razlog je v relativno majhnem časovnem odmiku od konca azijske finančne krize, kar je povzročilo, da so negativni šoki na razvijajočih trgih ravno izzveneli. Primerjava med razvitimi trgi in trgi držav v razvoju odkriva, da so slednji v vsaki krizi izkazovali višji standardni odklon.

¹¹¹ Povod za rusko krizo je bila azijska kriza, do katere je prišlo leto prej. Vzrok za krizo je bil padec cen surovin na blagovnih borzah. Rusija je namreč pomemben izvoznik surovin, predvsem nafte, plina in različnih materialov. Manjše povpraševanje s strani azijskih držav je imelo velike fiskalne posledice za Rusijo. Nižji proračunski prihodki so bili zgolj povod za krizo, saj je Rusija v tem času imela visok fiksni devizni tečaj, glede na košarico tujih valut, kroničen in velik proračunski primanjkljaj ter hkrati velike stroške z vojno v Čečeniji.

Posledično lahko trdimo, da prvi moment porazdelitve nakazuje na višjo volatilnost trgov držav v razvoju.

Izpostaviti je potrebno kitajski delniški indeks SHCOMP, ki je pri analizi dveh kriz izkazoval nasprotno tendenco gibanja tako pri volatilnosti kot pri donosnosti. V času azijske finančne krize je bila donosnost indeksa pozitivna, hkrati pa je bil standardni odklon nižji kot pred krizo. V času tehnološkega balona je indeks imel najnižjo negativno donosnost in nižjo nestanovitnost kot pred krizo. Razloge gre iskati v strukturi kitajskega finančnega sistema, ki je bistveno bolj zaprt od ostalih držav v razvoju. Kot navajata Lane in Schmukler, je Kitajska izbrala gradualističen pristop k finančni liberalizaciji, ki je bil v večji meri usmerjen k uravnovanju deviznega tečaja (Lane, Schmukler 2007, 10). Obvezniški trg je še vedno nerazvit, medtem ko je delniški trg doživel razcvet v zadnjih 20-ih letih. Večina delnic, ki kotira na borzi, je še vedno v pretežni državni lasti, kar pomeni, da se aktivno trguje z zgolj tretjino tržne kapitalizacije borze. Mednarodni vlagatelji imajo omejen dostop do lokalnih finančnih produktov, medtem ko kitajski vlagatelji ne morejo prosto plasirati sredstev v tujino. Takšen sistem potem nudi zaščito pred zunanjimi ekonomskimi šoki.

Globji presek opravljene analize nestanovitnosti dajejo rezultati analize drugega momenta porazdelitve, in sicer pogojne variance dnevnih donosnosti delniških indeksov, z več linearimi in asimetričnimi GARCH modeli. V našem primeru je to pripeljalo do ugotovitve, da asimetrični EGARCH model najbolje pojasnjuje pogojno varianco. Le-ta drži za različna obdobja, pred in v času krize, ter hkrati za razvite države in države v razvoju.

Na drugi strani sta Égert in Koubaa (2004) modelirala donosnost indeksov držav G-7 (ZDA, Francija, Nemčija, Japonska, Kanada, Velika Britanija in Italija) in izbranih držav Srednje in Vzhodne Evrope. Cilj raziskave je bil analizirati značilnosti pogojne variance dnevnih donosnosti delniških indeksov z uporabo več linearnih in asimetričnih GARCH modelov. Rezultati so odkrili, da je linearni GARCH model primeren za modeliranje pogojne variance večine izbranih indeksov držav G-7. Izstopata samo indeksa ZDA in Francije, za kateri je bil primernejši asimetrični GARCH model. Enak model je prav tako primeren za države SV Evrope, razen Poljske. Časovne vrste donosnosti delniških indeksov tranzicijskih držav so izkazovale več asimetrije, kjer so negativni šoki bistveno bolj vplivali na gibanje cen vrednostnih papirjev kot pozitivni. Patev in Kanaryan (2003) je pri uporabi simetričnih in asimetričnih modelov prišel do zaključka, da slednji bolje zajamejo karakteristike volatilnosti centralnih evropskih delniških trgov¹¹², kot so debeli repi, kopiranje volatilnosti in učinek vzvoda. Murinde in Poschakwale (2002) sta v raziskavi volatilnosti evropskih držav v razvoju (Hrvaška, Češka, Madžarska, Poljska, Rusija in Slovaška) v zadnjem desetletju prejšnjega stoletja ugotovila, da je GARCH model najbolj primeren proces za pojasnjevanje pogojne variance donosnosti delniških indeksov. Razloga simetričnih in asimetričnih modelov ni dovolj statistično značilna za kakršnokoli napovedovanje. Avtorji kot sta Égert in Koubaa (2004) ter Patev in Kanaryan (2003) so ugotovili, da so tranzicijske države (predvsem Srednje in Vzhodne Evrope) izkazovale asimetrične šoke, kar pomeni, da so imeli negativni šoki močnejši vpliv na delniške trge od pozitivnih. Razlog za šoke sta videla v strukturnih značilnostih

¹¹² Uporabljajo bil Central European Stock Index (CESI), ki je vključeval delniške indekse držav Madžarske, Češke in Poljske ter kasneje še Slovenije in Slovaške.

tranzicijskih držav, kjer je razvoj lokalnih borz podjetjem omogočal financiranje investicij s pomočjo privarčevanih sredstev gospodinjstev in manj preko izdaje dolga. S tem podjetja ohranijo bistveno manj tvegano finančno strukturo. Posledično je ta razvoj s seboj prinesel vrsto ovir in novih šokov. Izpostavila sta, da bo približevanje vstopa v EU pripomoglo k stabilizaciji delniških trgov in s tem k nižji volatilnosti.

Spolšno sprejeto stališče finančne stroke glede višje volatilnosti držav v razvoju, v primerjavi z razvitim državami, smo z našo analizo ovrgli. Iz analize nestanovitnosti izhaja, da je bila volatilnost veliko bolj povezana z izvorom krize. V primeru azijske finančne krize je bila rast volatilnosti višja v državah v razvoju, v krizi tehnološkega balona pa v razvitih državah. V času svetovne finančne krize je bila rast volatilnosti višja v razvitih državah. Globalizacija finančnih trgov je pripeljala do tega, da nestanovitnosti kapitalskih trgov ni mogoče geografsko omejiti. Ta trend je bil najbolj očiten v času svetovne finančne krize, kjer smo ugotovili, da je prišlo do dviga volatilnosti delniških indeksov tako v razvitih državah kot v državah v razvoju. V predhodno proučevanih krizah, azijski finančni krizi in tehnološkem balonu, je še bilo opaziti določeno stopnjo razhajanja volatilnosti med obema trgomoma. Npr. iz GARCH modela v času azijske finančne krize in tehnološkega balona izhaja, da se je volatilnost gibala v nasprotni smeri. V času krize je v državah v razvoju zrastla, medtem ko je pri razvitih državah padla in obratno v tehnološkem balonu.

Svetovna finančna kriza je nakazala nov trend nestanovitnosti, kjer so praktično vsi proučevani delniški indeksi, z izjemo filipinskega in hongkongškega, izkazovali višjo volatilnost, razlikovali pa so se zgolj v jakosti. Nov vzorec nestanovitnosti pomembno vpliva na delovanje tako na mikro kot makro ravni. Na mikro ravni globalizacija kapitalskih trgov vpliva na učinkovitost globalno razpršenega portfelja finančnih naložb in s tem na alokacijo kapitala upravljavcev naložb. Le-ti so zaradi močnejše globalizacije in novih vzorcev volatilnosti postavljeni pred vedno večje izzive. Korelacijska analiza je pokazala, da je medsebojna linearna odvisnost delniških trgov naraščala, in sicer na vseh geografskih nivojih. Hkrati je bil močan skok korelacijskih koeficientov v času kriz. Naše ugotovitve so podobne avtorjem Butler, Joaquin (2001), Roll (1988) in Solnik et al (1996), ki so ugotovili, da je korelacija doseglj najvišje nivoje predvsem v času finančnih kriz oz. pokov delniških balonov, kot leta 1987. Skratka, teoretični pozitivni učinki mednarodne diverzifikacije delniških portfeljev se v času kriz niso izkristalizirali. Upravljavci, ki so ubrali strategijo mednarodne diverzifikacije portfelja delniških naložb, z namenom zmanjšanja volatilnosti portfelja, tega niso dosegli. Podobno kot pri korelacijski analizi delniških trgov smo pri naložbenih razredih ugotovili, da je medsebojna linearna odvisnost sicer na nižji ravni, vendar je s časom pri vseh naložbenih razredih tako v razvitih državah kot v državah v razvoju naraščala. Pomembna ugotovitev je, da so zgolj obveznice razvitih držav v očeh vlagateljev prepoznane kot naložbeni razred, ki nudi zatočišče kapitala (»safe haven«) v času velikih kriz.

Skratka, najtežje delo pri iskanju naložbene strategije, ki bi omogočala omejevanje tveganj navzdol, imajo upravljavci delniških portfeljev, saj so korelacijske povezave med trgi najvišje. Na drugi strani lahko upravljavci nepremičninskih portfeljev dosežejo najvišje učinke z naslova mednarodne diverzifikacije portfeljev. Razloge za to vidimo predvsem v razdrobljenosti trga in delovanju domačih ekonomskih dejavnikov, ki pomembno oblikujejo delovanje nepremičninskega trga. Trenutni trendi nakazujejo, da lahko v

kolikor se bo trend globalizacije nadaljeval, v prihodnje pričakujemo povečanje korelacijskih povezav na področju nepremičninskih naložb in s tem znižanje učinka mednarodne diverzifikacije. Skratka, naložbeni razred v nepremičnine bo v tem primeru šel po poti obvezniškega in delniškega razreda.

Na makro ravni se je kot najslabši izkazal polovični pristop ekonomske politike držav v razvoju do globalizacije, ki vodi do višje volatilnost delniških trgov in posledično do večjih ekonomskeh in gospodarskih nihanj. Gospodarska stabilnost namreč pozitivno vpliva na investicije, zaposlenost in posledično na rast. Gospodarski modeli za dosego teh ciljev se razlikujejo. Eni prisegajo na globalizacijo in s tem na odprt finančni sistem ter nujno povezovanje z ostalimi gospodarstvi, predvsem zaradi razpršenosti tveganj, medtem ko so drugi bolj usmerjeni v zaprt gospodarski model. V zadnji svetovni finančni krizi sta se izkazala dva koncepta ekonomske politike držav v razvoju, v okviru katerih so delniški trgi beležili nižjo volatilnost. Edini cilj ekonomske politike ni nizka volatilnost delniških trgov, temveč manjši vplivi zunanjega okolja na domač delniški trg, kar pozitivno vpliva na višjo stabilnost gospodarstva. Skratka, govorimo lahko o posrednem cilju, ki, v kolikor je dosežen, prav tako vodi do primarnih ciljev ekonomske politike, kot so višja zaposlenost in bruto domači produkt ter stabilnost cen.

V okviru držav v razvoju najbolj odločno in učinkovito ekonomsko politiko izvajajo Kitajska, Čile in Južna Koreja. Koncept odprte trgovinske in relativno zaprte finančne politike, ki jo vodi Kitajska, je pripeljal do najnižje volatilnosti delniških trgov. Na drugi strani pa je podoben uspeh beležila ekonomska politika popolne trgovinske in finančne odprtosti sistemov, ki sta jo zasledovali Čile in Južna Koreja. Problem koncepta trgovinske odprtosti in relativne finančne zaprtosti je v omejenosti, predvsem pri gospodarski rasti, življenskem standardu in zaposlenosti. To očitno spoznavajo tudi Kitajske oblasti, ki gospodarstvo usmerjajo k liberalizaciji kapitalskega računa plačilne bilance. Alternativni pristop popolne trgovinske in finančne odprtosti ne dosega uspehov, v kolikor je pristop polovičarski. Čile in Južna Koreja sta pristop do potankosti izvedla na vsebinski ravni, ki je bil podprt z globino finančnih trgov.

12 VIRI IN LITERATURA

1. Abken, A. P. in Nandi, S.. 1996. Options and Volatility. *Federal Reserve Bank of Atlanta*, 1996 (december), 21-35.
2. Aggarwal, R., Inclan, C. in Leal, R.. 1999. Volatility in Emerging Stock Markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 34, Issue 01, 33-55.
3. Akerlof, G.A., Romer P.M. 1994. Looting: The Economic Underworld of Bankruptcy for Profit. *National Bureau of Economic Research*, Working Paper No. R1869. Dostopno na: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=227162.
4. Andersen, G. T., Bollerslev, T., Diebold, X. F. in Ebens, H.. 2001. The Distribution of Realized Stock Retun Volatility. *Journal of Financial Economics*, 61 (1), 43-76.
5. Andersson, M., Krylova, E. in Vähämaa, S. 2008. Why does the correlation between stock and bond returns vary over time? *Applied Financial Economics*, Vol. 18, Issue 2, 139-151.
6. Asian Development Bank. ADB's Statistical Database. Dostopno na: <https://sdbs.adb.org/sdbs/index.jsp>.
7. Baillie, T. R. in DeGennaro, P. R.. 1990. Stock Return and Volatility. *Jorunal of Financial and Quantative Analysis*, Vol. 25, No. 2, 203-214.
8. Bairoch, P. 1982. International Industrialization Levels from 1750 to 1980. *Journal of European Economic History*, Vol. 11, 269-333.
9. Bank for International Settlements. 1998. *68th Annual Report*. Dostopno na: www.bis.org/publ/ar98f01.pdf.
10. Barth, J.R., Li, T., Lu, W., Phumiwasana, T., Yago, G. 2009. The Rise and Fall of The U.S. Mortgage and Credit Markets. *Publications Milken Institue*. Dostopno na: <http://www.milkeninstitute.org/publications/view/377>.
11. Bartlett, P.. 2010. *Introduction to Time Series Analysis*. Berkeley University. Dostopno na: www.stat.berkeley.edu/~bartlett/courses/153.../3.pdf.
12. BBC News. 2008. Timeline: Sub-prime losses. *BBC News*, 19. maj 2008. Dostopno na: <http://news.bbc.co.uk/2/hi/business/7096845.stm>.
13. Bera, K. A. in Higgins, L. M.. 1993. ARCH Models: Properties, Estimation and Testing. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 7, No.4, 305-366.
14. Bhagwati, J.N.. 1998. The Capital Myth: The Difference between Trade in Widgets and Dollars. *Foreign Affairs*, Vol. 77, No. 3, 7-12.
15. Bianco, K. M.. 2008. The Subprime Lending Crisis: Causes and Effects of the Mortgage Meltdown. *CCH*. Dostopno na: <http://business.cch.com/images/banner/subprime.pdf>.
16. Black, F.. 1976. Studies of Stock Volatility Changes. *Proceedings of the 1976 Meetings of the Business and Economics Statistics Section*, American Statistical Association, 177-181.
17. Bloomberg Terminal. Bloomberg Data Base.
18. Bofinger, P. in Wollmerhäuser T.. 2003. Managed Floating – Theroy, Practise and ERMII. *International Center for Economic Growth*, European Center Working Papers 42.
19. Bollerslev, T.. 1986. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Jornual of Econometrics*, Vol. 31, 307-327.

20. Bollerslev, T.. 1987. A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates Return. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 69, No. 3, 542-547.
21. Bollerslev, T.. 2008. Glossary to ARCH (GARCH). Creates Research Paper and NBER. Dostopno na: econ.duke.edu/~boller/Papers/glossary_arch.pdf.
22. Bouchaud, J.P.; Matacz, A. in Potters, M.. 2001. The Leverage Effect in Financial Markets: The Retarded Volatility Model. *Physical Review Letters*, 87 (22), 4-16.
23. Box, G.E.P. in Cox, D.R.. 1964. An Analysis of Transformations. *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 26, No. 2, 211-252.
24. Breusch, T.S. in Pagan, A.R.. 1979. A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica*, Vol. 47, No. 5, 1287-1294.
25. Broner, F., Didier, T., Erce, A., Schmukler, S.L.. 2013. Gross capital flows: Dynamics and crises. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 60, 113-133.
26. Butler, K.C. in Joaquin, D.C. 2001. Are the Gains from International Portfolio Diversification Exaggerated? The Influence of Downside Risk in Bear Markets. EFMA 2002 London Meetings. Dostopno na: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=221992.
27. Campbell, Y. J in Ammer J.. 1991. What Moves the Stock and Bond Markets? A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns. *National Bureau of Economic Research*, Working Papers No. 3760. Dostopno na: <http://www.nber.org/papers/w3760.pdf>.
28. Campbell, Y. J., Lo W. A., MacKinlay, A. C.. 1997. *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton: Princeton University.
29. Cappiello, L., Engle R.F. in Sheppard, K.. 2006. Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns. *Journal of Financial Econometrics*, Vol. 4, No. 4, 537-572.
30. Carr, D.. 2001. The Technology Stock Bubble. Dostopno na: <http://webcache.googleusercontent.com/search?q=cache:Rd5UUIGAiujM:csinvesting.org/wp-content/uploads/2012/12/David-Carr-THE-TECHNOLOGY-STOCK-BUBBLE.doc+&cd=2&hl=en&ct=clnk&gl=si>.
31. Chinn, M.D. in Ito, H.. 2007. A New Measure of Financial Openness. *Journal of Comparative Policy Analysis*, Vol. 10, Issue 3, 309-322.
32. Chinn, M.D. in Ito, H. 2014a. *Notes on the Chinn-Ito Financial Openness Index 2012 Update*. Portland State University. Dostopno na: http://web.pdx.edu/~ito/Readme_kopen2012.pdf.
33. Chinn, M.D. in Ito, H. 2014b. *Dataset*. Portland State University. Dostopno na: http://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm.
34. Chou, R. Y.. 1988. Volatility Persistence and Stock Valuations: Some Empirical Evidence using GARCH. *Journal of Applied Econometrics*, 3, 279-294.
35. Colombo, J.. 2014. Historic Stock Market Crashes. Dostopno na: <http://www.thebubblebubble.com/historic-crashes/>.
36. Cont, R.. 2007. Volatility Clustering in Financial Markets: Empirical Facts and Agent-Based Models. *Long Memory in Economics*, 2, 289-309.
37. Corsetti, G., Pesenti, P., Roubini, N.. 1999. What caused the Asian currency and financial crisis? *Japan and the World Economy*, 11, 305–373.
38. Crafts, N. in Venables, A.. 2003. Globalization in Historical Perspective: A Geographical Perspective. *National Bureau of Economic Research Conference*

- Report*, University of Chicago Press. Dostopno na: <http://www.nber.org/chapters/c9592.pdf>.
39. Dai, Z., Shackelford, D. A., Zhang, H. H.. 2010. Capital Gains Taxes and Stock Return Volatility. *University of Texas in Dallas*, Working paper, Dostopno na: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=972349.
 40. Das, D. K.. 2006. Globalization in the World of Finance: An Analytical History. *Global Economic Journal*, Vol. 6, Issue 1, 1-25.
 41. De Santis, R. A. in Sarno, L.. 2008. Assessing the Benefits of International Portfolio Diversification in Bonds and Stocks. *ECB Working Paper Series No. 883*. Dostopno na: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp883.pdf>.
 42. Ding, Z., Granger, C.W. in Engle, R.F.. 1993. A long memory of property of stock market returns and a new model. *Journal of Empirical Finance*, Vol. 1, 83-106.
 43. Dornbusch, R., Goldfajn, I. in Valdes, O.. 1995. Currency Crises and Collapses. *Brookings papers on Economic Activity*, No. 2, 219-293.
 44. Driessen, J. in Leaven, L.. 2007. International Portfolio Diversification Benefits: Cross-Country Evidence from a Local Perspective. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 31, Issue 6, 1693-1712.
 45. Dubravica, J.. 2009. Diverzifikacija naložb v nepremičinskem sektorju. Maribor: Ekonomsko-poslovno fakulteta.
 46. Égert, B. in Koubaa, Y.. 2004. Modelling Stock Returns in the G-7 and in Selected CEE Economies. A Non-linear GARCH Approach. *The William Davidson Institute*. Working Paper Number 663. Dostopno na: <http://wdi.umich.edu/files/publications/workingpapers/wp663.pdf>.
 47. Eichholtz, P. M. A.. 1996. Does International Diversification Work Better for Real Estate than for Stocks and Bonds? *Financial Analysts Journal*, Vol. 52, No. 1, 56-62.
 48. Ellis, L.. 2008. The housing meltdown: Why did it happen in the United States? *Bank for International Settlements*, BIS Working Papers No 259. Dostopno na: <http://www.bis.org/publ/work259.pdf>
 49. Engle, F. R.. 1982. Autoregressive Conditional Heteroskedacity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50, 4, 987-1007.
 50. Engle, F. R. in Kraft, D.. 1983. Multiperiod forecast error variances of inflation estimated from ARCH models. A. ZeUner, ed., *Applied time series analysis of economic data*. Bureau of the Census, Washington, DC. 293-302.
 51. Engle, F.R. in Bollerslev, T.. 1986. Modelling th Persistence of Conditional Variances. *Econometrica Reviews*, Vol. 5, 1-50.
 52. Engle, R.F., Lilien, D.M. in Robins, R.P.. 1987. Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: the ARCH-M Model. *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, 391-407.
 53. Engle, F. R., Focardi, M. S. in Fabozzi, J. F.. 2007. *ARCH/GARCH Models in Applied Financial Econometrics*. V: *Handbook of Finance*. F. J. Fabozzi (Editor). New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
 54. Erb, C.B., Harvey, C.R. in Viskanta, T.E.. 1994. Forecasting International Equity Correlations. *Financial Analysts Journal*, Vol. 54, Issue 6, 32-45.
 55. Evropska komisija. 2008. *The Commission launches a major Recovery Plan for growth and jobs, to boost demand and restore confidence in the European economy*. Dostopno na: http://europaeu/rapid/press-release_IP-08-1771_en.htm?locale=en.
 56. Fama, E.F.. 1981. Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money. *The American Economic Review*, Vol. 71, No. 4, 545 – 565.

57. Federal Reserve. 2005. Mortgage Debt Outstanding – december 2005. *Statistical Supplement to the Federal Reserve Bulletin*. Dostopno na: http://www.federalreserve.gov/pubs/supplement/2005/12/table1_54.htm.
58. Federal Reserve. 2008. Mortgage Debt Outstanding – december 2008. *Statistical Supplement to the Federal Reserve Bulletin*. Dostopno na: http://www.federalreserve.gov/pubs/supplement/2008/12/table1_54.htm.
59. Federal Reserve Bank of San Francisco. 2009. *Where should I look to find statistics on the share of subprime mortgages to total mortgages?* Dostopno na: <http://www.frbsf.org/education/publications/doctor-econ/2009/december/subprime-mortgage-statistics>.
60. Feldstein, M.. 1980. Inflation, Portfolio Choice and the Price of Land and Corporate Stock. *National Bureau of Economic Research. Working Papers* No. 0526. Dostopno na: <http://www.nber.org/papers/w0526.pdf>.
61. Floros, C.. 2008. Modelling Volatility using GARCH Models: Evidence from Egypt and Israle. *Middle Eastern Finance and Economics*, Vol. 2, 31-41.
62. G-20. 2009. *Declaration on Strengthening the Financial System Statement Issued by the G20 Leaders*. London, 2. April. Dostopno na: http://www.g20ys.org/upload/files/London_2.pdf.
63. Glejser, H.. 1969. A New Test for Heteroskedasticity. *Journal of American Statistical Association*, Vol. 64, No. 235, 315-323.
64. GPO. 2011. *The Financial Crisis Inquiry Report*. United States Government Publishing Office. Dostopno na: www.gpo.gov/fdsys/pkg/GPO-FCIC/pdf/GPO-FCIC.pdf.
65. Goldfeld, S.M. in Quandt, R.E.. 1965. Some Tests for Homoscedasticity. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 60, No. 310, 539-547.
66. Gujarati, D.. 2003. *Basic Econometrics 4th Edition*. New York: McGraw Hill Companies.
67. Haque, M., Hassan, M. K. in Varela, O.. 2001. Stability, Volatility, Risk Premiums, and Predictability in Latin American Emerging Stock Markets. *Quarterly Jornal of Business and Economics*, Summer 2001, 40, 23-44.
68. Henry, P.B.. 2006. Capital Account Liberalization: Theory, Evidence and Speculation. *Federal Reserve Bank of San Francisco*, Working Paper Series 2007-32. Dostopno na: <http://www.frbsf.org/economic-research/files/wp07-32bk.pdf>.
69. Hens, T. in Steude, C.S.. 2006. The Leverage Effect without Leverage: An Experimental Study. *National Centre of Competence in Research Financial Valuation and Risk Management*.
70. Japan Real Estate Institue. 2014. *Wooden Frame House Market Value Index – Six Large City Areas*. Dostopno na: <http://www.reinet.or.jp/en/>
71. Jarque, C.M. in Bera, A.K.. 1980. Efficient Test for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals. *Economic Letters*, Vol. 6, 225-259.
72. Kahneman, D. in Tversky, A.. 1979. Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, 42 (2), 263-291.
73. Kaminsky, G.L. in Reinhart, C.M.. 1998. Financial Crises in Asia and Latin America: Then and Now. *American Economic Review*, 88, 444-448.
74. Karunatileka, E.. 1999. The Asian Economic Crisis. *Research Paper / House of Commons Library*, Vol. 99, 14, 1-45.

75. Kaya, O.. 2013. *Reforming OTC derivatives markets*. Deutsche Bank – DB Research. Dostopno na: https://www.dbresearch.com/PROD/DBR_INTERNET_EN-PROD/PROD0000000000318054/Reforming+OTC+derivatives+markets%3A+Observable+changes+and+open+issues.pdf.
76. Kendall, M.. 1953. The Analysis of Economic Time Series, Part I: Prices. *Journal of the Royal Statistical Society*, 11 (1), 93-105.
77. Khedhiri, S. in Muhammed, N.. 2008. Empirical Analysis of the UAE Stock Market Volatility. *International Research Journal of Finance and Economics*, Vol. 15, 249-260.
78. Krugman, P.. 1994. The Myth of Asia's Miracle. *Foreign Affairs*, Nov/Dec, 73(6), 62-79.
79. Krugman, P.. 1998. What happened to Asia? Cambridge: Massachusetts Institute of Technology. Dostopno na: <http://web.mit.edu/krugman/www/disinter.html>.
80. Lane, P.R. in Schmukler, S.L.. 2007. The Evolving Role of China and India in the Global Financial System. *Open Economies Review*, Vol. 18, Issue 4, 499-520.
81. Larrson, T.. 2001. *The Race to the Top: The Real Story of Globalization*. Washington D.C.:The Cato Institute.
82. Laurent, S. in Peters, J. P.. 2000. GARCH 1.11: An Ox Package for Estimating Various ARCH Models. *Liège: Faculty of Economy, Business and Social Science, University of Liège, Belgium*.
83. Li, L.. 2002. Macroeconomic Factors and the Correlation of Stock and Bond Returns. Yale ICF Working Paper, No. 02-46.
84. Ljung, G.M. in Box, G.E.P.. 1978. On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika*, Vol. 65, No. 2, 297-303.
85. Lo, A. W.. 2012. Reading about the Financial Crisis: A Twenty-One-Book Review. *Journal of Economic Literature*, 50 (1), 78-151.
86. Longin, F in Solnik, B.. 1995. Is the Correlation in International Equity Returns Constant: 1960-1990? *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, Issue 1, 3-26.
87. Lotrič Dolinar, A.. 2007. *Analiza časovnih vrst na slovenskem trgu vrednostnih papirjev*. Ljubljana: Ekonomsko fakulteta.
88. MacKay, C.. 1980. *Extraordinary Popular Delusions and the Madness of Crowds*. New York: Harmony Books.
89. Malkiel, B.. 1979. The Capital Formation Problem in the United States. *Journal of Finance*, Vol. 34, 291-306.
90. Manuel, D.. 2014. *Dow Jones Industrial Average Historical Data*. Dostopno na: <http://www.davemanuel.com/dow-jones-historical-data.php>.
91. Mandelbrot, B.. 1963. The Variation of Certain Speculative Prices. *The Journal of Business*, 36 (4), 394-419.
92. Markowitz, H.. 1952. Portfolio Selection. *Journal of Finance*, 7 (1), 71-99.
93. Martin, P. in Rey, H.. 2006. Globalization and Emerging Markets: With or Without Crash? *The American Economic Review*, Vol. 96, No. 5, 1631-1651.
94. McKenzie, M. in Mitchell, H.. 2002. Generalized Asymmetric Power ARCH Modeling of Exchange Rate Volatility. *Applied Financial Economics*, Vol. 12, Issue 8, 555-564.
95. Mednarodni denarni sklad – MDS. 1993. *Balance of Payment Manual*. Dostopno na: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/bopman/bopman.pdf>.

96. Mednarodni denarni sklad - MDS. 1997. Crisis in Asia: Regional and Global Implications. *World Economic Outlook – Interim Assessment*. Dostopno na: www.bis.org/publ/ar98f01.pdf.
97. Mednarodni denarni sklad – MDS. 2000. *Globalization: Threat or Opportunity*. Dostopno na: <https://www.imf.org/external/np/exr/ib/2000/041200to.htm>.
98. Mednarodni denarni sklad – MDS. 2007. *Revision of the Fifth Edition of the IMFs Balance of Payments Manual*. Dostopno na: <https://www.imf.org/external/np/sta/bop/pdf/ao.pdf>.
99. Mednarodni denarni sklad – MDS. 2009. *Balance of Payments and International Investment Position Manual*. Dostopno na: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/bop/2007/pdf/bpm6.pdf>.
100. Mednarodni denarni sklad – MDS. 2014. Balance of Payments Statistics. Dostopno na: <http://elibrary-data.imf.org/FindDataReports.aspx?d=33061&e=170784>.
101. Mehra, R. in Prescott, C. E.. 1985. The Equity Premium Puzzle. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 15, 145-161.
102. Milesi-Ferretti, G.M. in Razin, A.. 1996. Current-Account Sustainability. *Princeton Studies in International Finance*, No. 81. Dostopno na: https://www.princeton.edu/~ies/IES_Studies/S81.pdf.
103. Mishkin, F. S.. 1996. Understanding Financial Crises: A Developing Country Perspective. *National Bureau of Economic Research*, Working Papers No. 5600. Dostopno na: www.nber.org/papers/w5600.
104. Mishkin, F. S.. 2005. Is Financial Globalization Beneficial. *National Bureau of Economic Research*. Working Papers No. 11891. Dostopno na: <http://www.nber.org/papers/w11891.pdf>.
105. Modigliani, F. in Miller, H.M.. 1958. The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. *The American Review*, Vol. 48, No. 3, 261-267.
106. Modigliani, F. in Cohn, R.A.. 1979. Inflation, Rational Valuation and the Market. *Financial Analysts Journal*, Vol. 35, Issue 2, 24-44.
107. Monkerud, R., Nieto, B. in Rodriguez R.. 2012. The Determinants of the Correlation between Individual Stock and Corporate Bond Returns. *SSRN Electronic Journal*. Dostopno na: http://www.researchgate.net/profile/Rosa_Rodriguez12.
108. Mramor, D.. 1994. *Poglavlja iz poslovnih financ: zapiski predavanj*. Ljubljana: Ekomska fakulteta.
109. Murinde, V. in Poshakwale, S.. 2002. Volatility in the emerging stock markets in Central and Eastern Europe: evidence on Croatia, Czech Republic, Hungary, Poland, Russia and Slovakia. *European Research Studies*, Vol. 4, Issue 3, 73-101.
110. Nason, G.P.. 2006. Stationary and non-stationary time series. Chapter 11 of *Statistics in Volcanology*. London: Mader, H. in Coles S.C., Geological Society of London.
111. Nelson, D. B.. 1991. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, Vol. 59, No. 2, 347-370.
112. New York Times. 2007. BNP Paribas suspends funds because of subprime problems. *New York Times*, August 8, 2007. Dostopno na: <http://www.nytimes.com/2007/08/09/business/worldbusiness/09ibt-09bnp.7054054.html>.
113. Neusser, K.. 2015. Time Series Analysis in Economics. Dostopno na: www.neusser.ch/downloads/TimeSeriesBook.pdf.
114. Park, R.E.. 1966. Estimation with Heteroscedastic Error Terms. *Econometrica*, Vol. 34, No. 4, 888.

115. Patev, P. in Kanaryan, N.K.. 2003. Stock Market Volatility Changes in Central Europe Caused by Asian and Russian Financial Crisis. *Tsenov Academy of Economics Department of Finance and Credit Working Paper No.03*. Dostopno na: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=367881.
116. Pfajfar, L.. 1995. *Ekonometrija: prosojnice za predavanja I.del.* Ljubljana: Ekomska fakulteta.
117. Pickert, K.. 2008. A Brief History of Fannie Mae and Freddie Mac. *Time*, 14. julij 2008. Dostopno na: <http://content.time.com/time/business/article/0,8599,1822766,00.html>.
118. Pindyck, S. R.. 1984. Risk, Inflation and the Stock Market. *American Economic Review*, Vol. 74, No. 3, 335-351.
119. Pindyck, S. R. in Rubinfeld L. D.. 1998. *Econometric Models and Economic Forecasts*. New York: Irwin/Mcgraw Hill Companies.
120. Poterba, M. J. in Summers, H. L.. 1986. The Persistence of Volatility and Stock Market Fluctuations. *American Economic Review*, 76, 1142-1151.
121. Prasad, E.S., Rogoff, K. Wei, S.J. in Kose, M.A.. 2003. Effects of Financial Globalization on Developing Countries: Some Empirical Evidence. *International Monetary Fund, Occasional Paper* 220. Dostopno na: <https://www.imf.org/external/np/res/docs/2003/031703.pdf>.
122. Prasad, E.S., Rogoff, K. Wei, S.J. in Kose, M.A.. 2004. Financial Globalization, Growth and Volatility in Developing Countries. *National Bureau of Economic Research, Working Paper* No. 10942. Dostopno na: <http://www.nber.org/chapters/c0114.pdf>.
123. Rachev, T. S., Mitnik, S.; Fabozzi, J. F.; Focardi, M. S. in Jašić, T.. 2007. *Financial Econometrics: From Basics to Advanced Modeling Techniques*. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
124. Radelet, S. in Sachs, J.D.. 1998. The East Asian Financial Crisis: Diagnosis, Remedies, Prospects. *Brooking Papers on Economic Activity*, 1:1-90.
125. Radelet, S. in Sachs, J.D.. 2000. The Onset of the East Asian Financial Crisis. *National Bureau of Economic Research, Working Paper* No. 6680. Dostopno na: <http://www.nber.org/chapters/c8691.pdf>.
126. Ro, S.. 2013. Robert Shiller's Devastating Takedown of Housing As An Investment Will Have You Renting For The Rest Of Your Life. *Business Insider*, 14. oktober 2013. Dostopno na: <http://www.businessinsider.com/nobel-prize-robert-shiller-housing-not-great-investment-2013-10>.
127. Rodrik, D.. 1998. Who Need Capital Account Convertibility? *Princeton Essay in International Finance*, No. 207, 55-65.
128. Roll, R.. 1988. The International Crash of October 1987. *Financial Analysts Journal*, Vol. 44, Issue 5, 19-35.
129. Roubini, N. in Wachtel, P.. 1998. Current Account Sustainability in Transition Economies. *National Bureau of Economic Research, Working Papers* No. 6468. Dostopno na: <http://www.nber.org/papers/w6468>.
130. Rousseau, S.. 2009. Regulating Credit Ratings Agencies after the Financial Crisis: the Long and Winding Road toward Accountability. *Capital Markets Institute Research Paper*. Dostopno na: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1456708.
131. Ribnikar, I.. 1999. Volatilnost ali »volatilnost«?. *Bančni vestnik*, 1999 (4), 46-48.
132. Sachs, J.. 1997. Lessons for the Thais. *Financial Times*, 30 julij 1997, 26.

133. Schiller, R. in Beltrati, A.. 1992. Stock Prices and Bond Yields: Can their comovements be explained in terms of present value models? *Journal of Monetary Economics*, Vol. 30, 25-46.
134. Schiller, R.. 2000. *Irrational Exuberance 1st Edition*. New Jersey: Princeton University Press.
135. Schiller, R.. 2014a. U.S. Stock Markets 1871-Present and CAPE Ratio. *Yale University*. Dostopno na: <http://www.econ.yale.edu/~shiller/data.htm>.
136. Schiller, R.. 2014b. Schiller Data. *Yale University*. Dostopno na: www.econ.yale.edu/~shiller/data/Fig2-1.xls.
137. Schwarcz, S. L.. 2008. Protecting Financial Markets: Lessons from the Subprime Mortgage Meltdown. *Minnesota Law Review*, Vol. 93, No. 2. . Dostopno na: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1107444.
138. Securities and Exchange Commission. 2008. *Lehman Brothers Holdings Inc. Plan Trust*. Dostopno na: http://www.secinfo.com/d11MXs.t5Bb.htm# item6_selectedfinancialdata_003911.
139. Shiryaev, N. A.. 1996. *Probability 2nd Edition*. Evanston: Springer.
140. Srdić, M. et al.. 1975. *Ekonomski leksikon*. Beograd, Savremena administracija.
141. Stiglitz, J.. 1999. Reforming the Global Economic Architecture: Lessons from Recent Crises *Journal of Finance*, Vol. 54, No. 4, 1508-1521.
142. Solnik, B., B., C. in Fur, L.Y.. 1996. International Market Correlation and Volatility. *Financial Analyst Journal*, Vol. 52, 17-34.
143. Su, C.. 2010. Application of EGARCH Model to Estimate Financial Volatility of Daily Returns: The Empirical Case of China. *University of Gothenburg*. Dostopno na: https://gupea.ub.gu.se/bitstream/2077/22593/1/gupea_2077_22593_1.pdf.
144. Summers, L.. 1981. Inflation and the Valuation of Corporate Equities. *National Bureau of Economic Research*, Working Papers No. 0604. Dostopno na: <http://www.nber.org/papers/w0604.pdf>.
145. Summers, L.. 1996. Ten lessons to Learn. *The Economist*. 1995-5, 46-48.
146. Svetovna Banka. 2009. World Trade Indicators. Dostopno na: <http://web.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/TOPICS/TRADE/0,,contentMDK:22421950~pagePK:148956~piPK:216618~theSitePK:239071,00.html>.
147. Svetovna Banka. 2014a. Databank. Dostopno na: <http://databank.worldbank.org/data/views/variableselection/selectvariables.aspx?sourceworld-development-indicators>.
148. Svetovna Banka. 2014b. Merchandise trade . Dostopno na: <http://data.worldbank.org/indicator/TG.VAL.TOTL.GD.ZS>.
149. Tharoor, R.. 1995. GDP Forecasting using Box-Jenkins Methodology. *Faculty of Texas Tech University*. Dostopno na: <https://repositories.tdl.org/ttu-bitstream/handle/2346/13435/31295009253070.pdf?sequence=1>.
150. Torkar, G.. 2006. *Ocenjevanje nestanovitnosti Slovenskega delniškega trga s pomočjo ARCH modelov*. Ljubljana: Ekonomsko fakulteta.
151. Tukey, J.W. 1957. On The Comparative Anatomy of Transformations. *The Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 28, No. 3, 602-632.
152. U.S. Department of Treasury. 2013. *TARP Programs*. Dostopno na: <http://www.treasury.gov/initiatives/financial-stability/TARP-Programs/Pages/default.aspx>.
153. Verbeek, M.. 2004. *A Guide To Modern Econometrics*. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc..

154. Veeraraghavan, M.. 2004. Stochastic processes. *University of Virginia*. Dostopno na: <http://www.ece.virginia.edu/mv/edu/715/lectures/SP.pdf>.
155. Wall Street Journal. 2007. Central Banks React to Liquidity Crisis. *Wall Street Journal*, 10. august 2007. Dostopno na: <http://blogs.wsj.com/economics/2007/08/10/central-banks-react-to-liquidity-crisiss/>.
156. Wang, P. in Moore, T.. 2007. *Sudden Changes in Volatility: The Case of Five Central European Stock Markets.* Dostopno na: <http://dspace.brunel.ac.uk/bitstream/2438/3518/1/0724.pdf>.
157. White, H.. 1980. A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, Vol. 48, No. 4, 817-838.
158. Würtz, D., C. Y. in Luksan, L.. 2002. Parameter estimation of ARMA Models with GARCH/APARCH Errors; An R and SPlus software implemenatation. *Journal of Statistical Software*, Vol. VV, Issue II. Dostopno na: faculty.washington.edu/ezivot/.../WurtzEtAlGarch.pdf

13 PRILOGE

Priloga 1: Vrste finančnih kriz in razlikovanja glede na dejavnike obravnavanja

Tabela 85: Razlikovanja med vrstami finančnih kriz

	Kriza pričakovana s strani vlagateljev	Destrukcija realne ekonomske aktivnosti	Posojila na podlagi moralnega hazarda	Vladna intervencija
Makroekonomска политика	Visoka	Ni nujno	Ne	Ukrepi v smeri fiskalne restrikcije
Finančna panika	Nizka	Visoka	Ni nujno	Posojilodajalec v skrajni sili
Pok vrednostnega balona	Vlagatelji in analitiki razumejo verjetnost poka balona	Nizka. Pok balona lahko pripomore k učinkovitejši alokaciji kapitala	Verjetno	Ne. Zavlačevanje poka balona lahko vodi v poglabljanje krize
Moralni hazard	Visoka. Posojanje temelji na prepričanju državne garancije (bail out)	Nizka. Prekinitev dajanja posojil, ki temeljijo na moralnem hazardu, izboljša alokacijo kapitala	Da. Večina finančnih institucij je neposredno ali posredno pod državno garancijo	Ne. Državne garancije podaljšujejo napačno alokacijo resursov
Neurejen sistem terjatev	Visoka. Udeleženci na trgu so seznanjeni s pomanjkanjem koordinacije med upniki	Visoka. Kriza likvidnosti posojilojemalcev; prehitri insolventni postopki	Ni nujno	Da. Javne institucije zagotavljajo okvir delovanja pravne države

Vir: Radelet in Sachs 2000.

Priloga 2: Kronološki pregled intervencij MDS v azijski finančni krizi

Tabela 86: Kronološki pregled intervencij MDS v azijsko-finančni krizi

2/7/1997	Tajska opusti fiksni devizni režim in začne pogajanja z MDS.
14/7/1997	Filipini podaljšajo obstoječ program podpore MDS in se dogovorijo za novega v višini 1,1 milijarde \$.
20/8/1997	MDS odobri finančno pomoč Tajske v višini 3,9 milijarde dolarjev.
8/10/1997	Indonezija zaprosi za pomoč MDS.
31/10/1997	MDS objavi skupno finančno pomoč Svetovne banke in Azijске banke za razvoj Indoneziji v višini 23 milijard \$.
21/11/1997	Južna Koreja zaprosi za finančno pomoč MDS.
25/11/1997	Dogovorjen drugi paket finančne pomoči Tajske zaradi več kot pričakovane depreciacije tajske valute.
4/12/1997	MDS odobri finančno pomoč Južni Koreji v višini 21 milijard dolarjev.
8/12/1997	Nakazilo MDS v višini 810 milijonov dolarjev Tajske.
16/12/1997	Južna Koreja uvede fleksibilni devizni režim.
18/12/1997	Nakazilo MDS v višini 3,5 milijard dolarjev Južni Koreji.
24/12/1997	Južna Koreja zahteva hitrejše izvajanje finančne pomoči zaradi poslabšanja razmer.
30/12/1997	Nakazilo MDS 2 milijardi dolarjev Južni Koreji.
15/1/1998	Nakazilo MDS 2 milijardi dolarjev Južni Koreji.
15/1/1998	Dogovorjen drugi paket finančne pomoči Indoneziji.
16/1/1998	Mednarodni vlagatelji se z Južno Korejo dogovorijo o podaljšanju ročnosti kreditov.
7/2/1998	Južna Koreja se dogovori o tretjem programu pomoči MDS-ja.
17/2/1998	Nakazilo MDS v višini 2 milijardi dolarjev Južni Koreji.
4/3/1998	Nakazilo MDS v višini 240 milijonov dolarjev Tajske.
24/2/1998	Tajska od MDS zahteva spremembe programa izvajanja strukturnih reform, predvsem na področju fiskalne politike.
4/5/1998	Nakazilo MDS v višini 1 milijarde dolarjev Indoneziji.
26/5/1998	Dogovorjen četrти program finančne pomoči Tajske.
29/5/1998	Nakazilo MDS v višini 2 milijardi dolarjev Južni Koreji.
10/6/1998	Nakazilo MDS v višini 135 milijonov dolarjev Tajske.
24/6/1998	MDS in Indonezija se dogovorita o ohlapnejših reformah. Dvig ciljnega proračunskega deficitu.
15/7/1998	Nakazilo MDS v višini 1 milijarde dolarjev Indoneziji.
15/7/1998	Dodatne zahteve Južne Koreje v smeri milejših strukturnih reform.
29/7/1998	Indonezija zahteva prekinitve veljavnega programa izvajanja strukturnih reform in pogajanja o novem z MDS.
25/8/1998	Nakazilo MDS v višini 1 milijarde dolarjev Indoneziji.
25/8/1998	Program finančne pomoči Tajske je prilagojen gospodarskim razmeram in potrebam prestrukturiranja podjetniškega in finančnega sektorja.
25/8/1998	Nakazilo MDS v višini 1 milijarde dolarjev Južni Koreji.

Vir: Corsetti, Pesenti in Roubini 1999.

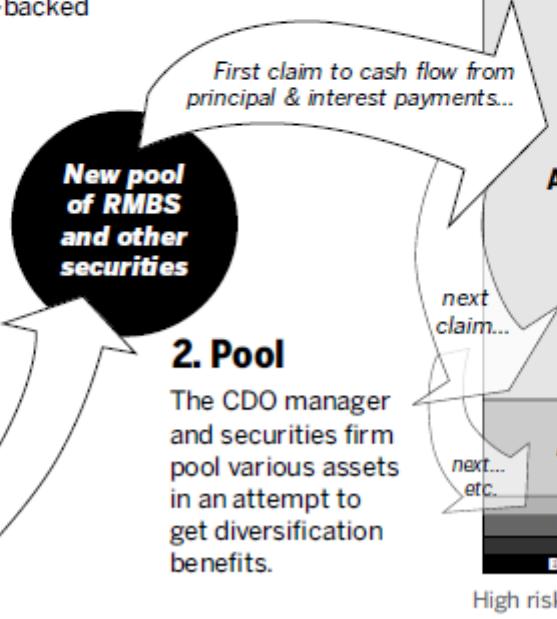
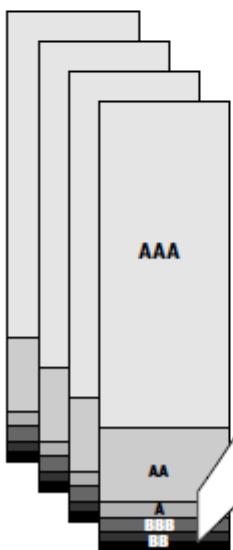
Priloga 3: Grafični prikaz konstrukcije strukturiranih vrednostnih papirjev - CDO

Collateralized Debt Obligations

Collateralized debt obligations (CDOs) are structured financial instruments that purchase and pool financial assets such as the riskier tranches of various mortgage-backed securities.

1. Purchase

The CDO manager and securities firm select and purchase assets, such as some of the lower-rated tranches of mortgage-backed securities.



2. Pool

The CDO manager and securities firm pool various assets in an attempt to get diversification benefits.

3. CDO tranches

Similar to mortgage-backed securities, the CDO issues securities in tranches that vary based on their place in the cash flow waterfall.

Low risk, low yield



Vir: GPO 2011.

Priloga 4: Ocenjeni parametri modela srednje vrednosti ARMA – azijska kriza

Tabela 87: Ocenjeni parametri modela srednje vrednosti ARMA za obdobje od 30.6.1994 do 30.6.1997

CAC	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00057	1,53314	0,12570
	AR(1)	-0,93812	-18,20818	0,00000
	MA(1)	0,90736	14,48410	0,00000
	AIC	-6,31359		
	BIC	-6,29501		

DAX	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00083	2,70656	0,00700
	AR(1)	-0,60570	-3,05847	0,00230
	MA(1)	0,50542	2,35491	0,01880
	AIC	-6,58706		
	BIC	-6,56858		

NKY	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00038	0,96037	0,33720
	AR(3)	0,97999	114,44120	0,00000
	MA(3)	-0,99079	-257,39080	0,00000
	AIC	-5,99860		
	BIC	-5,97990		

SPX	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00090	3,27552	0,00110
	AR(1)	0,09390	2,59160	0,00970
	MA			
	AIC	-7,11780		
	BIC	-7,10557		

UKX	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00053	3084511,00000	0,00210
	AR(3)	0,83350	10,17807	0,00000
	MA(3)	-0,88550	-13,00083	0,00000
	AIC	-7,20931		
	BIC	-7,19093		

HSI	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00076	1,47779	0,13990

	AR(1)	0,07625	2,07608	0,03820
	MA(2)	0,07982	2,17157	0,03020
	AIC	-5,99519		
	BIC	-5,97658		

IBOV	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00170	1,81802	0,06950
	AR(1)	0,07991	2,16821	0,03050
	MA(3)	-0,09813	-2,66642	0,00780
	AIC	-4,47069		
	BIC	-4,45195		

RTS	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00324	1,97331	0,04910
	AR(1)	0,33020	6,96378	0,00000
	MA(2)	-0,17475	-3,52883	0,00050
	AIC	-4,30724		
	BIC	-4,27952		

SENSEX	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00007	0,10667	0,91510
	AR			
	MA(1)	0,19009	5,11508	0,00000
	AIC	-5,68661		
	BIC	5,67367		

SHCOMP	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00149	1,07124	0,28440
	AR(1)	0,72192	2,13557	0,03300
	MA(1)	-0,70336	-2,02136	0,04360
	AIC	-3,85372		
	BIC	-3,83503		

IPSA	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00047	0,87643	0,38110
	AR			
	MA(1)	0,22524	6,31626	0,00000
	AIC	-6,02771		
	BIC	-6,01537		

JCI	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00063	1,41159	0,15850
	AR(2)	0,08063	2,09326	0,03670
	MA(1)	0,29845	8,10425	0,00000
	AIC	-6,68414		
	BIC	-6,66537		

KOSPI	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00026	-0,65911	0,51000
	AR(1)	0,18836	5,57800	0,00000
	MA(2)	-0,09630	-2,81071	0,00510
	AIC	-6,25839		
	BIC	-6,24210		

MEXBOL	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00091	1,27981	0,20100
	AR(1)	0,15110	4,17439	0,00000
	MA			
	AIC	-5,37774		
	BIC	-5,36539		

PCOMP	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00002	0,04747	0,96220
	AR			
	MA(1)	0,22847	6,41735	0,00000
	AIC	-6,13333		
	BIC	-6,12101		

*dvostranski preizkus; **parameter ni statistično značilen.

Vir: lastni izračuni.

Tabela 88: Ocenjeni parametri modela srednje vrednosti ARMA za obdobje od 30.6.1997 do 30.6.2000

CAC	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st, značilnosti* (P)
	C	0,00108	1,83485	0,06690
	AR			
	MA(1)	0,08509	2,34274	0,01940
	AIC	-5,56902		
	BIC	-5,55676		

DAX	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st, značilnosti* (P)
	C	0,00068	1,36115	0,17390
	AR(2)	0,67624	3,75847	0,00020
	MA(2)	-0,73583	-4,43918	0,00000
	AIC	-5,33580		
	BIC	-5,31744		

NKY	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st, značilnosti* (P)
	C	-0,00023	-0,43663	0,66250
	AR			
	MA(2)	-0,11938	-3,26346	0,00120
	AIC	-5,44110		
	BIC	-5,42864		

SPX	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st, značilnosti* (P)
	C	0,00065	9,26635	0,00000
	AR(1)	0,96176	94,96261	0,00000
	MA(1)	-0,99679	-510,38000	0,00000
	AIC	-5,87373		
	BIC	-5,85538		

UKX	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st, značilnosti* (P)
	C	0,00042	0,84148	0,40030
	AR			
	MA(1)	0,10990	3,03805	0,00250
	AIC	-5,93603		
	BIC	-5,92382		

HSI	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st, značilnosti* (P)
	C	0,00010	0,10024	0,92020
	AR(1)	-0,72621	-5,31865	0,00000
	MA(1)	0,80129	6,75177	0,00000
	AIC	-4,54603		

	BIC	-4,52732	
--	-----	----------	--

IBOV	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st, značilnosti* (P)
	C	0,00104	1,93699	0,05310
	AR(2)	0,97180	114,84160	0,00000
	MA(2)	-0,99251	-331,10580	0,00000
	AIC	-4,01730		
	BIC	-3,99867		

RTS	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st, značilnosti* (P)
	C	-0,00119	-0,68406	0,49420
	AR(1)	0,17814	4,95594	0,00000
	MA			
	AIC	-3,63330		
	BIC	-3,62102		

SENSEX	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st, značilnosti* (P)
	C	0,00013	0,18290	0,85490
	AR(3)	-0,83957	-7,61340	0,00000
	MA(3)	0,88084	9,05724	0,00000
	AIC	-5,04710		
	BIC	-5,02837		

SHCOMP	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st, značilnosti* (P)
	C	0,00076	1,17171	0,24170
	AR(3)	0,57741	3,16856	0,00160
	MA(3)	-0,55502	-2,95948	0,00320
	AIC	-5,38301		
	BIC	-5,36401		

IPSA	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st, značilnosti* (P)
	C	-0,00008	-0,12988	0,89670
	AR			
	MA(1)	0,22461	6,30803	0,00000
	AIC	-5,64018		
	BIC	-5,62787		

JCI	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st, značilnosti* (P)
	C	-0,00048	-0,41171	0,68070

	AR(1)	0,19435	5,37549	0,00000
	MA			
	AIC	-4,50873		
	BIC	-4,49625		

KOSPI	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st, značilnosti* (P)
	C	0,00012	0,11034	0,91220
	AR			
	MA(1)	0,14996	4,30880	0,00000
	AIC	-4,35361		
	BIC	-4,34200		

MEXBOL	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st, značilnosti* (P)
	C	0,00059	0,68871	0,49120
	AR			
	MA(1)	0,07818	2,14998	0,03190
	AIC	-4,80590		
	BIC	-4,79363		

PCOMP	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st, značilnosti* (P)
	C	-0,00080	-0,92356	0,35600
	AR(1)	0,23354	6,41022	0,00000
	MA(2)	-0,07593	-2,03241	0,04250
	AIC	-5,00153		
	BIC	-4,98313		

*dvostranski preizkus; **parameter ni statistično značilen.

Vir:lastni izračuni.

Priloga 5: Ocenjeni parametri modela srednje vrednosti ARMA – tehnološki balon

Tabela 89: Ocenjeni parametri modela srednje vrednosti ARMA za obdobje od 31.12.1996 do 31.12.1999

CAC	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00126	2,23682	0,02560
	AR			
	MA(1)	0,07845	2,15256	0,03170
	AIC	-5,65721		
	BIC	-5,64492		

DAX	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00118	1,95887	0,05050
	AR(1)	-0,66198	-3,27694	0,00110
	MA(1)	0,73038	3,97269	0,00010
	AIC	-5,44005		
	BIC	-5,42161		

NKY	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00000	-0,00314	0,99750
	AR(2)	-0,12658	-3,45014	0,00060
	MA(1)	-0,08346	-2,25878	0,02420
	AIC	-5,45014		
	BIC	-5,43137		

SPX	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00091	2,13970	0,03270
	AR(1)	-0,86447	-6,00107	0,00000
	MA(1)	0,83406	5,26736	0,00000
	AIC	-6,02517		
	BIC	-6,00681		

UKX	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00069	1,47018	0,14190
	AR			
	MA(1)	0,12711	3,51885	0,00050
	AIC	-6,10571		
	BIC	-6,09348		

HSI	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00034	0,36759	0,71330

	AR(1)	-0,71641	-5,48391	0,00000
	MA(1)	0,80030	7,13217	0,00000
	AIC	-4,64467		
	BIC	-4,62596		

IBOV	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00064	0,56231	0,57410
	AR(3)	0,93188	11,83584	0,00000
	MA(3)	-0,94220	-12,73320	0,00000
	AIC	-4,04696		
	BIC	-4,02824		

RTS	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00028	-0,16307	0,87050
	AR(1)	0,19632	5,43940	0,00000
	MA			
	AIC	-3,70044		
	BIC	-3,68813		

SENSEX	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00061	0,89154	0,37290
	AR(3)	-0,74775	-7,06999	0,00000
	MA(3)	0,81938	8,97681	0,00000
	AIC	-5,22331		
	BIC	-5,20454		

SHCOMP	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00060	0,88818	0,37470
	AR(4)	-0,95287	-70,88255	0,00000
	MA(4)	0,98976	129,15830	0,00000
	AIC	-5,20999		
	BIC	-5,19095		

IPSA	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00030	0,46472	0,64230
	AR			
	MA(1)	0,23285	6,54328	0,00000
	AIC	-5,65207		
	BIC	-5,63973		

JCI	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00008	0,07555	0,93980
	AR			
	MA(1)	0,20066	5,56431	0,00000
	AIC	-4,57326		
	BIC	-4,56081		

KOSPI	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00055	0,54485	0,58600
	AR			
	MA(1)	0,16959	4,95920	0,00000
	AIC	-4,53342		
	BIC	-4,52208		

MEXBOL	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00089	1,09282	0,27480
	AR(1)	0,83092	3,80553	0,00020
	MA(1)	-0,81258	-3,54459	0,00040
	AIC	-4,99202		
	BIC	-4,97354		

PCOMP	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00051	-0,59615	0,55130
	AR(1)	0,23679	6,47695	0,00000
	MA(2)	-0,07887	-2,10252	0,03580
	AIC	-5,02981		
	BIC	-5,01131		

*dvostranski preizkus; **parameter ni statistično značilen.

Vir:lastni izračuni.

Tabela 90: Ocenjeni parametri modela srednje vrednosti ARMA za obdobje od 31.12.1999 do 31.12.2002

CAC	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00077	-1,38543	0,16630
	AR(1)	0,65828	2,95145	0,00330
	MA(1)	-0,71208	-3,40603	0,00070
	AIC	-5,18996		
	BIC	-5,17167		

DAX	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00110	-1,50454	0,13290
	AR(3)	-0,65861	-2,93941	0,00340
	MA(3)	0,67931	3,08884	0,00210
	AIC	-4,98617		
	BIC	-4,96782		

NKY	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00105	-1,72665	0,08470
	AR(2)	-0,78716	-4,72689	0,00000
	MA(2)	0,79833	4,87258	0,00000
	AIC	-5,38137		
	BIC	-5,36266		

SPX	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00068	-1,35199	0,17680
	AR			
	MA(2)	-0,06225	-1,70809	0,08800
	AIC	-5,60377		
	BIC	-5,59148		

UKX	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00068	-1,63079	0,10340
	AR(2)	-0,10009	-2,76671	0,00580
	MA(3)	-0,11776	-3,23793	0,00130
	AIC	-5,65051		
	BIC	-5,63212		

HSI	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00075	-1,20066	0,23030
	AR(3)	-0,76227	-10,68784	0,00000
	MA(3)	0,82045	12,76067	0,00000

	AIC	-5,37613	
	BIC	-5,35734	

IBOV	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00083	-3,20861	0,00140
	AR(3)	0,95410	84,83517	0,00000
	MA(3)	-0,99329	-362,81810	0,00000
	AIC	-4,91402		
	BIC	-4,89534		

RTS	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00096	1,11187	0,26660
	AR			
	MA(3)	-0,07524	-2,05226	0,04050
	AIC	-4,51503		
	BIC	-4,50260		

SENSEX	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00052	-0,76600	0,44390
	AR			
	MA(1)	0,07341	2,01232	0,04450
	AIC	-5,27658		
	BIC	-5,26424		

SHCOMP	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00007	-0,12541	0,90020
	AR(3)	-0,58538	-2,55986	0,01070
	MA(3)	0,55598	2,36983	0,01810
	AIC	-5,65942		
	BIC	-5,64019		

IPSA	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00018	-0,40783	0,68350
	AR(1)	0,20359	5,66553	0,00000
	MA			
	AIC	-6,49312		
	BIC	-6,48071		

JC I	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
------	-----------	----------	------------------------	----------------------------

	C	-0,00067	-1,15330	0,24920
	AR(1)	-0,45051	-2,44272	0,01480
	MA(1)	0,55372	3,19484	0,00150
	AIC	-5,60058		
	BIC	-5,58169		

KOSPI	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00071	-0,78220	0,43440
	AR(1)	-0,53001	-1,96706	0,04960
	MA(1)	0,56610	2,15138	0,03180
	AIC	-4,63380		
	BIC	-4,61492		

MEXBOL	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00019	-0,28273	0,77750
	AR(1)	0,13153	3,60078	0,00030
	MA(2)	-0,08474	-2,30835	0,02130
	AIC	-5,29592		
	BIC	-5,27747		

PCOMP	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00100	-1,65019	0,09930
	AR			
	MA(1)	0,11452	3,14418	0,00170
	AIC	-5,58491		
	BIC	-5,57254		

*dvostranski preizkus; **parameter ni statistično značilen.

Vir:lastni izračuni 2012.

Priloga 6: Ocenjeni parametri modela srednje vrednosti ARMA – svetovna-finančna kriza

Tabela 91: Ocenjeni parametri modela srednje vrednosti ARMA za obdobje od 30.6.2004 do 30.6.2007

CAC	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00070	17,33925	0,00000
	AR(1)	0,95503	88,14026	0,00000
	MA(1)	-0,99602	-502,86830	0,00000
	AIC	-6,79676		
	BIC	-6,77864		

DAX	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00101	4,71872	0,00000
	AR(1)	0,91479	19,91647	0,00000
	MA(1)	-0,94383	-24,34596	0,00000
	AIC	-6,63141		
	BIC	-6,61323		

NKY	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00087	4,93631	0,00000
	AR(2)	0,97298	116,12960	0,00000
	MA(2)	-0,99276	-272,88980	0,00000
	AIC	-6,30188		
	BIC	-6,28312		

SPX	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00044	2,90769	0,00370
	AR(1)	0,88052	15,23137	0,00000
	MA(1)	-0,92541	-19,76700	0,00000
	AIC	-7,22111		
	BIC	-7,20271		

UKX	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00053	2,32379	0,02040
	AR(1)	-0,08117	-2,23960	0,02540
	MA			
	AIC	-7,15186		
	BIC	-7,13962		

HSI	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00078	2,41449	0,01600

	AR(2)	-0,89642	-9,70801	0,00000
	MA(2)	0,89824	9,65577	0,00000
	AIC	-6,64061		
	BIC	-6,62193		

IBOV	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00125	3,30668	0,00100
	AR(1)	0,89822	11,38750	0,00000
	MA(1)	-0,93151	-14,27277	0,00000
	AIC	-5,55884		
	BIC	-5,54020		

RTS	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00163	2,64554	0,00830
	AR(2)	-0,90802	-12,27037	0,00000
	MA(2)	0,91874	12,92566	0,00000
	AIC	-5,34427		
	BIC	-5,32566		

SENSEX	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00147	3,01847	0,00260
	AR(1)	-0,82817	-7,36458	0,00000
	MA(1)	0,87597	9,04845	0,00000
	AIC	-5,84185		
	BIC	-5,82339		

SHCOMP	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00136	2,19458	0,02850
	AR(3)	-0,58230	-2,89189	0,00390
	MA(3)	0,66377	3,57636	0,00040
	AIC	-5,45111		
	BIC	-5,43211		

IPSA	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00113	3,50240	0,00050
	AR			
	MA(1)	0,09710	2,67224	0,00770
	AIC	-6,79911		
	BIC	-6,78683		

JCI	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00147	3,22636	0,00130
	AR(1)	-0,71595	-5,69722	0,00000
	MA(1)	0,80217	7,46081	0,00000
	AIC	-6,04835		
	BIC	-6,02945		

KOSPI	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00117	3,07876	0,00220
	AR(1)	0,76051	4,09139	0,00000
	MA(1)	-0,77630	-4,26628	0,00000
	AIC	-6,18205		
	BIC	-6,16351		

MEXBOL	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00153	4,16643	0,00000
	AR(2)	0,63645	2,68322	0,00750
	MA(2)	-0,68923	-3,08779	0,00210
	AIC	-6,05468		
	BIC	-6,03636		

PCOMP	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00113	2,27503	0,02320
	AR(1)	0,09040	2,46476	0,01390
	MA			
	AIC	-5,96772		
	BIC	-5,95526		

*dvostranski preizkus; **parameter ni statistično značilen.

Vir: lastni izračuni.

Tabela 92: Ocenjeni parametri modela srednje vrednosti ARMA za obdobje od 30.6.2007 do 30.6.2010

CAC	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00074	-1,30731	0,19150
	AR(1)	0,46500	2,12101	0,03420
	MA(1)	-0,57232	-2,81739	0,00500
	AIC	-5,03333		
	BIC	-5,01515		

DAX	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00040	-0,60923	0,54260
	AR(3)	-0,95154	-25,15499	0,00000
	MA(3)	0,91833	18,80784	0,00000
	AIC	-5,14817		
	BIC	-5,12984		

NKY	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00090	-1,33442	0,18250
	AR(1)	0,59223	1,87272	0,06150
	MA(1)	-0,65022	-2,18003	0,02960
	AIC	-4,86163		
	BIC	-4,84280		

SPX	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00051	-0,95187	0,34150
	AR(1)	-0,14412	-3,95691	0,00010
	MA(2)	-0,12550	-3,42903	0,00060
	AIC	-5,07741		
	BIC	-5,05902		

UKX	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00039	-0,72818	0,46670
	AR(2)	-0,07768	-2,12579	0,03380
	MA(1)	-0,09026	-2,47735	0,01350
	AIC	-5,23494		
	BIC	-5,21660		

HSI	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00017	-0,21444	0,83030
	AR(1)	0,68911	2,56177	0,01060
	MA(1)	-0,73335	-2,90417	0,00380
	AIC	-4,59608		

	BIC	-4,57739	
--	-----	----------	--

IBOV	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00011	0,15362	0,87800
	AR(1)	0,71717	3,75839	0,00020
	MA(1)	-0,77524	-4,48015	0,00000
	AIC	-4,59092		
	BIC	-4,57221		

RTS	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00048	-0,37188	0,71010
	AR(1)	0,12530	3,43773	0,00060
	MA			
	AIC	-4,11021		
	BIC	-4,09780		

SENSEX	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00026	0,28973	0,77210
	AR			
	MA(1)	0,08011	2,18145	0,02950
	AIC	-4,76282		
	BIC	-4,75035		

SHCOMP	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00065	-0,79727	0,42560
	AR(2)	-0,69876	-3,70756	0,00020
	MA(2)	0,66296	3,34079	0,00090
	AIC	-4,74953		
	BIC	-4,73068		

IPSA	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00021	0,37829	0,70530
	AR			
	MA(1)	0,13551	3,73064	0,00020
	AIC	-5,76158		
	BIC	-5,74921		

JCI	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	0,00041	0,49377	0,62160

	AR(1)	0,12537	3,39851	0,00070
	MA			
	AIC	-5,04499		
	BIC	-5,03234		

KOSPI	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00019	-0,28341	0,77690
	AR(1)	0,82103	4,29968	0,00000
	MA(1)	-0,82976	-4,41686	0,00000
	AIC	-5,08862		
	BIC	-5,07005		

MEXBOL	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00001	-0,01873	0,98510
	AR(1)	0,08482	2,33279	0,01990
	MA			
	AIC	-5,18308		
	BIC	-5,17080		

PCOMP	Parameter	Vrednost	Vrednost t -statistike	Točne st. značilnosti* (P)
	C	-0,00012	-0,16640	0,86790
	AR(1)	0,13913	3,78848	0,00020
	MA			
	AIC	-5,31395		
	BIC	-5,30135		

*dvostranski preizkus; **parameter ni statistično značilen.

Vir:lastni izračuni.

Priloga 7: Analiza trgovinske odprtosti, narejena s strani svetovne banke

Vrednost uteži	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20
Indikatorji	Trgovinska politika	Zunanje okolje	Institucionalno okolje	Logistika	Realna rast trgovine
Country	TTR ⁽¹⁾	MATTR ⁽²⁾	EDB ⁽³⁾	LPI ⁽⁴⁾	RGTT ⁽⁵⁾
Leto	1995-2009	1995-2009	1995-2009	1995-2009	1995-2009
1 Singapore	2	35	1	1	51
2 Ireland	20	77	7	11	34
3 Israel	3	7	30	31	93
United Arab Emirates	9	52	42	20	43
5 Switzerland	5	29	18	6	127
6 United States	8	60	4	15	100
7 Hong Kong	1	102	3	8	76
8 Norway	4	25	10	14	138
9 Latvia	12	77	28	40	36
10 Canada	15	20	8	12	139
10 Iceland	6	48	11	35	94
12 Estonia	10	77	21	47	42
12 Sweden	20	77	16	4	80
14 Malaysia	41	36	23	27	75
15 Finland	20	77	13	16	81
16 Denmark	20	77	5	13	96
16 Germany	20	77	25	3	86
18 Hungary	35	77	45	39	18
19 Chile	65	26	38	36	50
20 Netherlands	20	77	29	2	89
21 Bulgaria	48	47	39	59	26
Slovak Republic	35	77	35	45	30
22 Taiwan, China	14	49	54	22	83
22 Turkey	16	63	66	37	40
25 Lithuania	35	77	27	56	29
26 Azerbaijan	55	3	57	107	4
United Kingdom	20	77	6	7	117
28 Oman	70	16	63	55	25
29 Austria	20	77	26	9	98
29 Korea, Rep.	84	73	21	24	28
31 Luxembourg	20	77	52	21	67
32 Spain	20	77	51	25	65
Czech Republic	44	77	68	32	23

34	South Africa	60	43	33	26	92
35	Bahrain	50	44	18	34	114
36	Poland	57	77	72	38	20
36	Saudi Arabia	64	28	17	42	113
38	Belgium	20	77	20	10	140
39	France	20	77	31	18	122
40	China	74	72	88	28	7
41	Slovenia	35	77	59	44	56
42	Mexico	117	4	49	51	53
43	New Zealand	19	119	2	19	121
44	Peru	88	23	58	64	54
45	Japan	66	66	12	5	142
46	Portugal	20	77	47	29	120
47	Australia	86	115	9	17	69
48	Romania	106	67	48	57	27
49	Thailand	75	107	13	30	91
50	Greece	20	77	105	33	87
51	Croatia	42	51	106	66	63
52	Italy	20	77	71	23	146
53	Moldova	7	108	97	110	22
54	Costa Rica	47	42	124	70	62
55	Zambia	93	34	96	122	2
56	Belarus Russian Federation	89	9	85	89	82
57	Philippines	71	30	118	102	46
58	Indonesia	13	39	141	61	118
59	Albania	45	75	128	52	74
60	Mauritania	83	38	102	144	8
61	India	78	15	166	74	47
62	Botswana	123	76	131	41	10
63	Colombia	72	12	44	130	124
63	Kazakhstan	107	32	50	81	112
63	Kyrgyz Republic	46	14	69	119	134
63	Lebanon	11	64	73	103	131
68	El Salvador	76	53	103	67	90
68	Egypt, Arab	63	114	82	71	60
69	Rep.	85	61	117	101	31
70	Ethiopia	111	33	110	120	24
71	Uganda	103	111	107	77	14
72	Nigeria	113	1	123	99	79
73	Argentina	110	70	113	46	77
73	Ecuador	49	50	136	72	109
75	Lesotho	60	54	127	132	48
76	Mauritius	73	68	24	127	135

77	Ghana	105	46	87	137	55
78	Mozambique	58	62	139	133	39
79	Tunisia	126	41	74	63	129
80	Nicaragua Papua New Guinea	53	103	109	128	41
80	Jordan	102	71	99	60	106
83	Bangladesh	121	110	115	83	15
83	Bolivia	80	22	156	115	71
83	Uruguay	79	56	114	80	115
86	Panama	68	116	81	50	133
87	Brazil	95	105	130	54	70
88	Kenya	82	104	86	87	97
89	Guatemala	59	101	116	82	99
89	Paraguay	77	37	120	75	148
91	Ukraine Venezuela,	17	69	145	85	143
92	RB	96	6	177	73	108
93	Cambodia	91	121	146	100	6
93	Namibia	81	17	55	153	158
95	Madagascar	94	57	143	114	59
96	Sudan	104	120	149	88	12
97	Cameroon Iran, Islamic Rep.	118	40	168	94	61
98	Morocco	114	21	140	91	116
99	Honduras	124	58	132	113	68
100	Sri Lanka	67	106	138	78	107
101	Burundi	69	113	101	118	101
102	Cote d'Ivoire	109	74	176	134	21
103	Algeria	87	59	163	105	104
104	Pakistan	112	5	134	146	130
105	Tanzania	108	117	83	79	141
106	Guinea	90	109	129	139	64
107	Guyana	116	18	173	69	159
108	Niger	115	31	97	152	157
109	Senegal	101	2	174	147	132
110	Mali	92	112	161	90	110
111	Togo	97	122	162	136	58
112	Rwanda	98	118	165	117	84
113	Gabon	120	123	122	162	57
114	Burkina Faso	119	8	151	145	164
115	Benin	99	126	153	141	73
116	Eritrea	100	124	169	84	119
117	Malawi	56	45	175	158	167
118	Nepal	125	125	133	104	165
119		122	127	121	149	145

Afghanistan	164	164	..
American Samoa
Andorra
Angola	172	108	35
Antigua and Barbuda	41	..	78
Armenia	42	138	125
Aruba
Bahamas, The	60	65	123
Barbados	152
Belize	75	..	85
Bermuda
Bhutan	125	142	..
Bosnia and Herzegovina	119	93	5
Brunei	51	13	91	..	150
Cabo Verde	144	..	16
Cayman Islands
Central African Republic	127	10	183	..	161
Chad	177	150	13
Channel Islands
Comoros	154	98	153
Congo, Dem. Rep.	182	68	9
Congo, Rep.	179	97	45
Cuba	157	..
Cyprus	18	65	35	48	..
Djibouti	158	155	155
Dominica	77	..	162
Dominican Republic	99	92	111
Equatorial Guinea	170	..	1
Faeroe Islands
Fiji	40	140	156
French Polynesia
Gambia, The	135	95	147
Georgia	15	76	44
Greenland
Grenada	84
Guam
Guinea-Bissau	181	143	66

Haiti	151	123	160
Iraq	150	154	..
Isle of Man
Jamaica	67	121	166
Kiribati	80
Korea, Dem. Rep.
Kosovo	112
Kuwait	52	43	136
Lao PDR	167	129	95
Liberia	160	124	..
Libya	125	..
Liechtenstein
Macao, China	37
Macedonia, FYR	61	86	88
Maldives	76	109	33
Malta	35	77	..	62	..
Marshall Islands	92
Mayotte
Micronesia, Fed. Sts.	126
Monaco
Mongolia	43	19	56	151	..
Montenegro	79	126	102
Myanmar	159	..
Netherlands					
Antilles
New					
Caledonia
Northern					
Mariana Islands
Palau	92
Puerto Rico	32	..	103
Qatar	40	24	35	49	..
Samoa	62	..	17
San Marino
Sao Tome and Principe	180	58	..
Serbia	89	106	11
Seychelles	104	..	19
Sierra Leone	154	160	49
Solomon Islands	94	148	..
Somalia	161	..
St. Kitts and Nevis	70

St. Lucia	34	..	137
St. Vincent and the Grenadines	65	..	144
Suriname	148
Swaziland	60	54	111	..	105
Syrian Arab Republic	142	131	52
Tajikistan	157	156	126
Timor-Leste	171	163	..
Tonga	45
Trinidad and Tobago	52	27	78	..	32
Turkmenistan	96	38
Uzbekistan	147	116	72
Vanuatu	64	..	154
Vietnam	90	53	3
Virgin Islands (U.S.)
West Bank and Gaza	137	..	149
Yemen, Rep.	108	112	128
Zimbabwe	158	135	151

⁽¹⁾ Trgovinska politika - TTR¹¹³ indeks povzema trgovinsko politiko države tako, da meri enotno carinsko tarifo, ki bi ohranila nivo uvoza enak, medtem ko ima država različne carinske stopnje za posamezno blago;

⁽²⁾ Zunanje okolje - MATTR¹¹⁴ indeks predstavlja enotno carinsko tarifo trgovinskega partnerja izvoznika, ki mu omogoča ohraniti konstanten nivo uvoza trgovinskega partnerja;

⁽³⁾ Institucionalno okolje - 2010 EDB¹¹⁵ indikator predstavlja splošno poslovno klimo države;

⁽⁴⁾ Logistika - LPI¹¹⁶ indikator logističnih sposobnosti države;

⁽⁵⁾ Realna rast trgovine - RGTT¹¹⁷ povprečna letna rast izvoza in uvoza blaga in storitev po konstantnih cenah iz leta 2000 v ameriških dolarjih.

Vir: Svetovna banka 2009.

¹¹³ Trade Tariff Restrictiveness

¹¹⁴ Market Access Trade Tariff Restrictiveness

¹¹⁵ Ease of Doing Business

¹¹⁶ Logistics Performance

¹¹⁷ Real Growth in Total Trade

Priloga 8: Korelacijske matrike

Tabela 93: Korelacija delniških trgov pred azijsko krizo

	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX	HSI	IBOV	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP	RTS	SENSEX	SHCOMP
CAC	1,00														
t	----														
p	----														
DAX	0,60	1,00													
t	4,36	----													
p	0,00	----													
NKY	0,30	0,41	1,00												
t	1,83	2,59	----												
p	0,08	0,01	----												
SPX	0,39	0,41	0,35	1,00											
t	2,45	2,63	2,15	----											
p	0,02	0,01	0,04	----											
UKX	0,51	0,48	0,26	0,52	1,00										
t	3,44	3,17	1,56	3,56	----										
p	0,00	0,00	0,13	0,00	----										
HSI	0,28	0,41	0,12	0,63	0,51	1,00									
t	1,73	2,65	0,70	4,78	3,48	----									
p	0,09	0,01	0,49	0,00	0,00	----									
IBOV	0,26	0,44	0,39	0,24	0,32	0,18	1,00								
t	1,60	2,84	2,49	1,41	2,00	1,07	----								
p	0,12	0,01	0,02	0,17	0,05	0,29	----								
IPSA	0,12	0,08	0,02	0,22	0,21	0,20	0,28	1,00							
t	0,71	0,44	0,14	1,29	1,26	1,22	1,68	----							
p	0,48	0,66	0,89	0,21	0,22	0,23	0,10	----							
JCI	0,38	0,54	0,18	0,57	0,44	0,68	0,25	0,45	1,00						
t	2,38	3,73	1,07	4,03	2,84	5,41	1,47	2,93	----						
p	0,02	0,00	0,29	0,00	0,01	0,00	0,15	0,01	----						
KOSPI	0,01	-0,20	0,14	0,11	0,15	0,15	0,10	0,41	0,18	1,00					
t	0,06	-1,18	0,83	0,62	0,91	0,91	0,59	2,63	1,08	----					
p	0,96	0,24	0,41	0,54	0,37	0,37	0,56	0,01	0,29	----					
MEXBOL	0,38	0,11	0,34	0,16	0,38	0,02	0,55	0,14	0,16	0,19	1,00				
t	2,39	0,62	2,11	0,97	2,41	0,09	3,88	0,81	0,96	1,15	----				
p	0,02	0,54	0,04	0,34	0,02	0,93	0,00	0,42	0,34	0,26	----				
PCOMP	0,28	0,55	0,12	0,33	0,37	0,54	0,27	0,25	0,73	-0,06	0,18	1,00			
t	1,68	3,80	0,73	2,01	2,33	3,76	1,61	1,52	6,20	-0,37	1,04	----			
p	0,10	0,00	0,47	0,05	0,03	0,00	0,12	0,14	0,00	0,71	0,31	----			
RTS	0,24	0,18	0,15	0,29	0,05	0,07	0,26	0,24	0,27	-0,07	0,24	0,32	1,00		
t	1,46	1,09	0,87	1,76	0,31	0,44	1,55	1,44	1,64	-0,43	1,45	1,94	----		
p	0,15	0,28	0,39	0,09	0,76	0,66	0,13	0,16	0,11	0,67	0,16	0,06	----		
SENSEX	0,20	0,15	0,07	0,16	0,23	0,11	0,26	0,43	0,38	0,21	0,12	0,40	1,00		
t	1,21	0,89	0,40	0,96	1,37	0,64	1,57	2,74	2,39	1,25	0,72	0,62	2,56	----	
p	0,23	0,38	0,69	0,34	0,18	0,52	0,12	0,01	0,02	0,22	0,48	0,54	0,02	----	
SHCOMP	0,00	-0,03	0,02	0,02	0,19	0,04	0,24	0,28	0,25	0,20	0,11	0,09	0,06	0,28	1,00
t	0,00	-0,20	0,10	0,12	1,12	0,22	1,47	1,71	1,52	1,17	0,66	0,51	0,33	1,73	----
p	1,00	0,84	0,92	0,91	0,27	0,83	0,15	0,10	0,14	0,25	0,51	0,61	0,74	0,09	----

Vir: lastni izračuni.

Tabela 94: Korelacija delniških trgov v času azijske krize

	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX	HSI	IBOV	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP	RTS	SENSEX	SHCOMP	
CAC	1,00															
t	-----															
p	-----															
DAX	0,89 11,32	1,00 ----														
t	0,00	-----														
p	-----															
NKY	0,50 3,35	0,52 3,54	1,00 ----													
t	0,00	0,00	-----													
p	-----															
SPX	0,64 4,84	0,67 5,24	0,50 3,33	1,00 ----												
t	0,00	0,00	0,00	-----												
p	-----															
UKX	0,73 6,29	0,69 5,49	0,40 2,51	0,73 6,24	1,00 ----											
t	0,00	0,00	0,02	0,00	-----											
p	-----															
HSI	0,51 3,41	0,51 3,42	0,43 2,81	0,57 4,05	0,60 4,38	1,00 ----										
t	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	-----										
p	-----															
IBOV	0,66 5,10	0,65 4,93	0,68 5,41	0,65 4,99	0,62 4,57	0,60 4,43	1,00 ----									
t	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-----									
p	-----															
IPSA	0,46 3,05	0,47 3,07	0,54 3,78	0,67 5,31	0,54 3,72	0,56 3,95	0,80 7,83	1,00 ----								
t	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-----								
p	-----															
JCI	0,64 4,91	0,57 4,10	0,65 5,03	0,56 3,93	0,53 3,69	0,35 2,18	0,58 4,17	0,46 2,99	1,00 ----							
t	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,04	0,00	0,01	-----							
p	-----															
KOSPI	0,25 1,52	0,17 0,98	0,54 3,70	0,37 2,30	0,47 3,12	0,46 3,03	0,29 1,78	0,31 1,93	0,50 3,34	1,00 ----						
t	0,14	0,33	0,00	0,03	0,00	0,00	0,08	0,06	0,00	-----						
p	-----															
MEXBOL	0,46 2,98	0,54 3,73	0,41 2,64	0,72 6,08	0,56 3,99	0,71 5,87	0,73 6,32	0,65 5,04	0,37 2,34	0,26 1,55	1,00 ----					
t	0,01	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,03	0,13	-----					
p	-----															
PCOMP	0,49 3,27	0,43 2,81	0,47 3,09	0,70 5,67	0,61 4,51	0,63 4,67	0,58 4,11	0,62 4,64	0,64 4,80	0,51 3,46	0,56 3,90	1,00 ----				
t	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-----				
p	-----															
RTS	0,54 3,70	0,52 3,55	0,40 2,52	0,57 4,07	0,62 4,56	0,51 3,48	0,69 5,53	0,75 6,62	0,54 3,76	0,26 1,56	0,61 4,46	0,54 3,78	1,00 ----			
t	0,00	0,00	0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,13	0,00	0,00	-----			
p	-----															
SENSEX	0,11 0,64	0,06 0,36	0,14 0,82	0,13 0,77	-0,02 -0,10	0,22 1,30	0,35 2,16	0,37 2,33	0,17 0,98	0,02 0,10	0,39 2,46	0,13 0,78	0,27 1,64	1,00 ----		
t	0,52	0,72	0,42	0,45	0,92	0,20	0,04	0,03	0,33	0,92	0,02	0,44	0,11	-----		
p	0,62	0,94	0,26	0,84	0,18	0,52	0,51	0,11	0,69	0,83	0,68	0,82	0,27	0,15	-----	
SHCOMP	-0,09 -0,50	-0,01 -0,07	0,19 1,15	0,04 0,21	-0,23 -1,36	-0,11 -0,64	0,11 0,66	0,27 1,63	0,07 0,40	-0,04 -0,22	0,07 0,42	0,04 0,22	0,19 1,11	0,24 1,47	1,00 ----	
t	0,62	0,94	0,26	0,84	0,18	0,52	0,51	0,11	0,69	0,83	0,68	0,82	0,27	0,15	-----	
p	-----															

Vir: lastni izračuni.

Tabela 95: Korelacija delniških trgov v času pred tehnološkim balonom

	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX	HSI	IBOV	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP	RTS	SENSEX	SHCOMP
CAC	1,00														
t	-----														
p	-----														
DAX	0,88	1,00													
t	10,57	-----													
p	0,00	-----													
NKY	0,50	0,52	1,00												
t	3,36	3,52	-----												
p	0,00	0,00	-----												
SPX	0,65	0,70	0,52	1,00											
t	4,94	5,73	3,52	-----											
p	0,00	0,00	-----												
UKX	0,71	0,73	0,47	0,70	1,00										
t	5,96	6,31	3,10	5,72	-----										
p	0,00	0,00	0,00	0,00	-----										
HSI	0,45	0,48	0,42	0,60	0,63	1,00									
t	2,90	3,16	2,69	4,32	4,72	-----									
p	0,01	0,00	0,01	0,00	0,00	-----									
IBOV	0,65	0,66	0,66	0,68	0,66	0,58	1,00								
t	4,96	5,11	5,17	5,40	5,13	4,11	-----								
p	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-----								
IPSA	0,48	0,51	0,58	0,73	0,61	0,60	0,84	0,10							
t	3,22	3,46	4,18	6,31	4,53	4,41	9,05	-----							
p	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-----							
JCI	0,68	0,62	0,62	0,56	0,57	0,34	0,58	0,50	1,00						
t	5,44	4,65	4,67	3,09	4,09	2,12	4,17	3,33	-----						
p	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,04	0,00	0,00	-----						
KOSPI	0,26	0,20	0,53	0,33	0,47	0,46	0,27	0,31	0,47	1,00					
t	1,60	1,16	3,66	2,02	3,13	3,03	1,65	1,93	3,13	-----					
p	0,12	0,25	0,00	0,05	0,00	0,00	0,11	0,06	0,00	-----					
MEXBOL	0,47	0,55	0,31	0,76	0,59	0,67	0,73	0,74	0,35	0,23	1,00				
t	3,10	3,83	1,93	6,80	4,27	5,24	6,14	6,35	2,19	1,35	-----				
p	0,00	0,00	0,06	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,04	0,19	-----				
PCOMP	0,54	0,51	0,41	0,63	0,61	0,64	0,57	0,61	0,61	0,46	0,60	1,00			
t	3,78	3,42	2,65	4,76	4,53	4,91	4,00	4,48	4,48	3,04	4,37	-----			
p	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-----			
RTS	0,57	0,55	0,40	0,58	0,66	0,53	0,74	0,79	0,58	0,28	0,68	0,54	1,00		
t	4,02	3,88	2,51	4,17	5,15	3,65	6,47	7,60	4,12	1,68	5,46	3,75	-----		
p	0,00	0,00	0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,10	0,00	0,00	0,00	-----		
SENSEX	0,16	0,05	0,08	0,26	0,04	0,18	0,35	0,42	0,16	0,00	0,37	0,08	0,39	1,00	
t	0,96	0,26	0,49	1,59	0,23	1,06	2,17	2,67	0,93	-0,01	2,32	0,49	2,46	-----	
p	0,34	0,79	0,63	0,12	0,82	0,29	0,04	0,01	0,36	0,99	0,03	0,62	0,02	-----	
SHCOMP	-0,07	0,00	0,14	0,04	-0,14	-0,17	0,12	0,25	0,07	0,01	0,05	0,03	0,17	0,23	1,00
t	-0,39	-0,01	0,84	0,21	-0,82	-0,98	0,73	1,48	0,43	0,07	0,27	0,15	0,98	1,37	-----
p	0,70	1,00	0,40	0,84	0,42	0,33	0,47	0,15	0,67	0,94	0,79	0,88	0,33	0,18	-----

Vir: lastni izračuni.

Tabela 96: Korelacija delniških trgov v času tehnološkega balona

	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX	HSI	IBOV	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP	RTS	SENSEX	SHCOMP	
CAC t p	1,00 ----															
DAX t p	0,95 17,04 0,00	1,00 ----														
NKY t p	0,36 2,25 0,03	0,34 2,11 0,04	1,00 ----													
SPX t p	0,83 8,78 0,00	0,81 7,92 0,00	0,44 2,87 0,01	1,00 ----												
UKX t p	0,89 11,11 0,00	0,84 8,90 0,00	0,35 2,18 0,04	0,91 12,65 0,00	1,00 ----											
HSI t p	0,66 5,14 0,00	0,69 5,54 0,00	0,52 3,54 0,00	0,71 5,94 0,00	0,69 5,51 0,00	1,00 ----										
IBoV t p	0,69 5,62 0,00	0,70 5,69 0,00	0,44 2,88 0,01	0,71 5,95 0,00	0,70 5,71 0,00	0,76 6,85 0,00	1,00 ----									
IPSA t p	0,44 2,85 0,01	0,44 2,87 0,01	0,27 1,65 0,11	0,53 3,69 0,00	0,49 3,28 0,00	0,36 2,23 0,03	0,55 3,81 0,00	1,00 ----								
JCI t p	-0,06 -0,33 0,74	0,03 0,15 0,88	0,30 1,86 0,07	0,11 0,67 0,51	0,08 0,47 0,64	0,26 1,60 0,12	0,19 1,15 0,26	0,23 1,37 0,18	1,00 ----							
KOSPI t p	0,42 2,66 0,01	0,45 2,91 0,01	0,54 3,72 0,00	0,62 4,59 0,00	0,52 3,56 0,00	0,57 4,09 0,00	0,58 4,18 0,00	0,57 4,02 0,00	0,40 2,53 0,02	1,00 ----						
MEXBOL t p	0,58 4,14 0,00	0,62 4,56 0,00	0,47 3,08 0,00	0,64 4,86 0,00	0,58 4,13 0,00	0,71 5,86 0,00	0,69 5,63 0,00	0,42 2,73 0,01	0,50 3,41 0,00	0,62 4,63 0,00	1,00 ----					
PCOMP t p	-0,03 -0,17 0,87	0,04 0,25 0,80	0,29 1,75 0,09	0,31 1,88 0,07	0,20 1,20 0,24	0,28 1,70 0,10	0,30 1,84 0,07	0,33 2,03 0,05	0,56 3,99 0,00	0,58 4,13 0,00	0,35 2,16 0,04	1,00 ----				
RTS t p	0,41 2,64 0,01	0,44 2,86 0,01	0,36 2,27 0,03	0,60 4,37 0,00	0,53 3,67 0,01	0,43 2,75 0,01	0,43 2,75 0,01	0,33 2,04 0,05	0,26 1,60 0,12	0,41 2,66 0,01	0,57 4,02 0,00	0,30 1,84 0,07	1,00 ----			
SENSEX t p	0,28 1,73 0,09	0,34 2,10 0,04	0,46 2,99 0,01	0,32 1,97 0,06	0,23 1,38 0,18	0,47 3,14 0,00	0,58 4,19 0,00	0,49 3,28 0,00	0,43 2,74 0,01	0,60 4,40 0,00	0,49 3,24 0,00	0,42 2,72 0,01	0,10 0,60 0,55	1,00 ----		
SHCOMP t p	0,17 0,98 0,33	0,20 1,21 0,23	0,00 0,01 0,25	0,00 0,01 0,99	-0,03 -0,17 0,86	0,15 0,89 0,38	0,02 0,09 0,93	0,01 0,04 0,97	-0,16 -0,93 0,36	-0,06 -0,35 0,73	0,00 0,01 0,99	-0,24 -1,44 0,16	0,04 0,24 0,81	0,12 0,69 0,49	1,00 ----	

Vir: lastni izračuni.

Tabela 97: Korelacija delniških trgov v času pred svetovno finančno krizo

	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX	HSI	IBOV	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP	RTS	SENSEX	SHCOMP
CAC	1,00														
t	-----														
p	-----														
DAX	0,90	1,00													
t	12,13	-----													
p	0,00	-----													
NKY	0,67	0,67	1,00												
t	5,21	5,21	-----												
p	0,00	0,00	-----												
SPX	0,70	0,83	0,48	1,00											
t	5,77	8,85	3,19	-----											
p	0,00	0,00	0,00	-----											
UKX	0,83	0,79	0,65	0,65	1,00										
t	8,84	7,56	5,04	5,04	-----										
p	0,00	0,00	0,00	0,00	-----										
HSI	0,34	0,43	0,27	0,57	0,52	1,00									
t	2,12	2,77	1,63	4,05	3,54	-----									
p	0,04	0,01	0,11	0,00	0,00	-----									
IBOV	0,46	0,53	0,51	0,56	0,59	0,67	1,00								
t	3,00	3,65	3,46	3,89	4,23	5,21	-----								
p	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-----								
IPSA	0,40	0,38	-0,06	0,40	0,25	0,48	0,36	1,00							
t	2,52	2,38	-0,36	2,53	1,49	3,20	2,24	-----							
p	0,02	0,02	0,72	0,02	0,15	0,00	0,03	-----							
JCI	0,58	0,60	0,25	0,58	0,53	0,43	0,37	0,42	1,00						
t	4,14	4,38	1,52	4,13	3,68	2,74	2,36	2,71	-----						
p	0,00	0,00	0,14	0,00	0,00	0,01	0,02	0,01	-----						
KOSPI	0,58	0,62	0,56	0,57	0,64	0,47	0,52	0,23	0,50	1,00					
t	4,14	4,57	3,99	4,06	4,89	3,12	3,52	1,39	3,39	-----					
p	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,17	0,00	-----					
MEXBOL	0,64	0,69	0,58	0,70	0,76	0,59	0,64	0,33	0,60	0,66	1,00				
t	4,86	5,49	4,16	5,75	6,75	4,24	4,85	2,07	4,40	5,19	-----				
p	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,05	0,00	0,00	-----				
PCOMP	0,30	0,36	0,05	0,33	0,30	0,19	0,16	0,32	0,40	0,22	0,45	1,00			
t	1,85	2,28	0,31	2,06	1,86	1,10	0,92	1,96	2,56	1,32	2,94	-----			
p	0,07	0,03	0,76	0,05	0,07	0,28	0,37	0,06	0,02	0,19	0,01	-----			
RTS	0,36	0,29	0,42	0,23	0,47	0,55	0,54	0,20	0,17	0,49	0,52	0,07	1,00		
t	2,25	1,75	2,70	1,35	3,13	3,87	3,77	1,18	0,98	3,28	3,53	0,40	-----		
p	0,03	0,09	0,01	0,19	0,00	0,00	0,00	0,00	0,24	0,33	0,00	0,00	0,69	-----	
SENSEX	0,68	0,68	0,56	0,65	0,72	0,56	0,59	0,30	0,65	0,54	0,73	0,25	0,39	1,00	
t	5,47	5,47	3,93	5,03	5,99	3,96	4,30	1,86	4,92	3,77	6,25	1,52	2,49	-----	
p	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,07	0,00	0,00	0,00	0,14	0,02	-----	
SHCOMP	0,12	0,19	0,01	0,25	0,08	0,27	0,36	0,24	0,11	0,06	0,17	0,14	0,19	0,01	1,00
t	0,73	1,12	0,09	1,51	0,45	1,67	2,27	1,45	0,64	0,35	1,01	0,82	1,12	0,07	-----
p	0,47	0,27	0,93	0,14	0,66	0,10	0,03	0,16	0,53	0,73	0,32	0,42	0,27	0,94	-----

Vir: lastni izračuni.

Tabela 98: Korelacija delniških trgov v času svetovne finančne krize

	CAC	DAX	NKY	SPX	UKX	HSI	IBOV	IPSA	JCI	KOSPI	MEXBOL	PCOMP	RTS	SENSEX	SHCOMP
CAC	1,00														
t	-----														
p	-----														
DAX	0,95 18,17	1,00 -----													
t	0,00	-----													
p	-----														
NKY	0,79 7,50	0,78 7,27	1,00 -----												
t	0,00	0,00	-----												
p	-----														
SPX	0,90 11,78	0,89 11,52	0,79 7,63	1,00 -----											
t	0,00	0,00	0,00	-----											
p	-----														
UKX	0,93 14,69	0,88 10,73	0,79 7,42	0,89 11,09	1,00 -----										
t	0,00	0,00	0,00	0,00	-----										
p	-----														
HSI	0,74 6,35	0,76 6,73	0,77 6,93	0,75 6,70	0,76 6,74	1,00 -----									
t	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-----									
p	-----														
IBOV	0,76 6,90	0,74 6,41	0,75 6,54	0,79 7,55	0,78 7,29	0,82 8,40	1,00 -----								
t	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-----								
p	-----														
IPSA	0,54 3,76	0,51 3,43	0,55 3,83	0,47 3,08	0,46 3,06	0,60 4,33	0,58 4,19	1,00 -----							
t	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-----							
p	-----														
JCI	0,64 4,88	0,68 5,42	0,76 6,89	0,71 5,91	0,63 4,76	0,75 6,63	0,78 7,35	0,54 3,70	1,00 -----						
t	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-----						
p	-----														
KOSPI	0,75 6,63	0,76 6,87	0,74 6,36	0,73 6,26	0,67 5,25	0,77 7,04	0,80 7,79	0,60 4,36	0,79 7,50	1,00 -----					
t	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-----					
p	-----														
MEXBOL	0,74 6,50	0,77 7,08	0,69 5,49	0,84 9,08	0,75 6,55	0,66 5,16	0,73 6,32	0,45 2,94	0,71 5,82	0,70 5,72	1,00 -----				
t	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	-----				
p	-----														
PCOMP	0,63 4,75	0,63 4,72	0,64 4,81	0,67 5,31	0,57 4,06	0,68 5,40	0,65 4,96	0,50 3,33	0,73 6,14	0,60 4,43	0,64 4,82	1,00 -----			
t	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-----			
p	-----														
RTS	0,69 5,60	0,69 5,51	0,74 6,40	0,74 6,37	0,68 5,36	0,74 6,40	0,83 8,73	0,57 4,04	0,79 7,54	0,70 5,68	0,72 6,02	0,60 4,34	1,00 -----		
t	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-----		
p	-----														
SENSEX	0,79 7,44	0,79 7,59	0,71 5,93	0,78 7,27	0,75 6,60	0,89 11,09	0,81 8,19	0,60 4,36	0,77 7,05	0,75 6,64	0,65 4,99	0,73 6,18	0,70 5,76	1,00 -----	
t	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-----	
p	-----														
SHCOMP	0,37 2,31	0,41 2,63	0,48 3,23	0,44 2,83	0,37 2,34	0,70 5,75	0,60 4,37	0,34 2,12	0,52 3,51	0,61 4,44	0,36 2,23	0,53 3,69	0,41 2,63	0,61 4,46	1,00 -----
t	0,03	0,01	0,00	0,01	0,03	0,00	0,00	0,04	0,00	0,00	0,03	0,00	0,01	0,00	-----
p	-----														

Vir: lastni izračuni.

Priloga 9: Jennrich test

Test enakosti bi preprosto lahko naredili tako, da bi izračunali povprečje in standardni odklon korelacijskih koeficientov za vsako posamezno matriko in izvedli t-test, da bi ugotovili ali je razlika povprečij statistično značilna. Glavna pomanjkljivost tega testa je, da ne upošteva dolžine časovne vrste na podlagi katerih so izračunani korelacijski koeficienti.

Jennrich je leta 1970 predstavil test enakosti dveh matrik, ki je odpravil pomanjkljivosti predhodnih enostavnih testov glede upoštevanja dolžine časovne vrste. Test enakosti matrik, narejen za korelacijski matriki s časovno vrsto z zgolj 10 opazovanji, je manj zanesljiv kot test enakosti, ki temelji na korelacijskih matrikah s 100 opazovanji. Skratka zanesljivost Jennrich testa z dolžino časovne vrste korelacijskih matrik narašča. Eicholtz je v članku predstavil posodobljeno verzijo statistike (Eicholtz 1996, 61):

$$\chi^2 = 1/2\text{tr}(Z^2) - \text{diag}(Z)\mathbf{S}^{-1}\text{diag}(Z), \quad (105)$$

kjer je $Z = c^{1/2}R^{-1}(R_1 - R_2)$, in kjer je $R = (n_1R_1 + n_2R_2)/(n_1 + n_2)$, $c = n_1n_2/(n_1 + n_2)$, R_1 in R_2 sta korelacijski matriki, n_1 in n_2 je število opazovanj, na katerih temeljita matriki.

ŽIVLJENJEPIS IN OSEBNA BIBLIOGRAFIJA

IZOBRAZBA

2007 – vpisal v podiplomski doktorski študij na Ekonomsko-poslovni fakulteti v Mariboru

2007 - univ. dipl. ekonomist - diplomiral na Ekonomsko-poslovni fakulteti v Mariboru; smer: Splošna ekonomija. V času študija sem en semester preživel na univerzi v Belgiji, Vrije Universiteit Brussels.

2002 – srednja ekonomska gimnazija na Ptiju

DELO

2011: marec: **Gostujoči strokovnjak** na Ekonomsko-poslovni fakulteti Maribor, Univerza v Mariboru - PF – Katedra za finance

2007: december: Analitik naložb; kasneje napredoval v **Upravljavca naložb**, KBM Infond, družba za upravljanje, Skupina Nove KBM;

2007: oktober – november: **Mladi raziskovalec** na Ekonomsko-poslovni fakulteti v Mariboru - Katedra za politično ekonomijo;

2007: junij – september: **Finančni analitik** na Deželni banki Slovenije;

ČLANKI

V času po študiju sem izdal vrsto člankov v znanstvenih in strokovnih revijah:

- Vek, U. in Dubravica, J. 2015. Počasno gospodarsko okrevanje bo povečalo volatilnost delniških trgov (2). *Bančni vestnik*. Letnik 64, št. 3, 30-37.
- Vek, U. in Šoba, A. 2015. Počasno gospodarsko okrevanje bo povečalo volatilnost delniških trgov (1). *Bančni vestnik*. Letnik 64, št. 1-2, 56-63.
- Vek, Uroš. 2014. Dolg in razdolževanje: zgodovinske lekcije za Slovenijo. 2014. *Bančni vestnik*. Letnik 63, št. 7-8, 23-30.
- Vek, Uroš. 2013. Slovenija: iz vzorne države v črno ovco. *Bančni vestnik*. Letnik 62, št. 9, 28-35.
- Vek, U. in Markovič Hribenik, T. 2013. Performance evaluation of mutual fund managers in Slovenia. *Aktual'ni problemi ekonomiki*. No. 12 (150), 429-436.
- Vek, U. in Markovič Hribenik, T. 2013. Do mutual fund performance and the abilities of fund managers in Slovenia deviate from those in developed markets? *REBR*. Volume 8, No. 1, 13-140.
- Vek, U., Jagrič, T. in Marković Hribenik, T. 2012. Comparison of volatility on American and Chinese stock markets during the global financial crisis. *ECECSR Journal*. 4/2012, 261-283.
- Vek, U. in Markovič Hribenik, T. 2011. An Analysis of Mutual Fund Performance in Slovenia with Investment Policy Europe. *Contemporary issues in economics, business and management*. Faculty

of Economics University of Kragujevac.

- Vek, U. in Markovič Hribenik, T. 2011: Mutual Fund Performance in Slovenia: An Analysis of Mutual Funds with Investment Policy Europe and Energy. *South East European Journal of Economic and Business*. Vol. 6, No. 1, 61-69.;
 - Vek, U. in Markovič Hribenik in Kirbiš M. T. 2008. Institucionalni okvir evropskih strukturnih skladov in uspešnost črpanja evropskih sredstev. *Naše gospodarstvo*. Letnik. 54, št. 5/6, 109-117j.
 - Vek, U. in Markovič Hribenik in Kirbiš M. T. 2008. Institutional regulation and the effectiveness of absorbing EU funds. the experiences of Ireland, Estonia and Slovenia *Društvena istraživanja*. Letnik 17, št. 6, 1219-1239.
-

**UNIVERZA V MARIBORU
EKONOMSKO-POSLOVNA FAKULTETA**

IZJAVA DOKTORSKEGA KANDIDATA

Podpisani Uroš Vek, vpisna številka 83055553

izjavljam,

da je doktorska disertacija z naslovom »ANALIZA NESTANOVITNOSTI DONOSNOSTI RAZVITI IN RAZVIJAJOČIH TRGOV V ČASU EKONOMSKO-FINANČNIH KRIZ«

- rezultat lastnega raziskovalnega dela,
- da so rezultati korektno navedeni,
- da nisem kršil avtorskih pravic in intelektualne lastnine drugih.

Podpis doktorskega kandidata: