



MS-ritgerð Fjármálahagfræði

Greining á væntingavísitölu Capacent Gallup
Er hægt að nýta væntingavísitoluna til þess að spá fyrir um
þróun einkaneyslu?

Lára Sif Christiansen

Leiðbeinendur: Ásgeir Jónsson og Daði Már Kristófersson
Hagfræðideild
Júní 2013



HÁSKÓLI ÍSLANDS

Greining á væntingavísitölu Capacent Gallup

***Er hægt að nýta væntingavísitoluna til þess að spá fyrir um
þróun einkaneyslu?***

Lára Sif Christiansen

Lokaverkefni til MS-gráðu í fjármálahagfræði

Leiðbeinendur: Ásgeir Jónsson og Daði Már Kristófersson

Hagfræðideild

Félagsvísindasvið Háskóla Íslands

Júní 2013

Greining á væntingavísitölu Capacent Gallup: Er hægt að nýta
væntingavísitoluna til þess að spá fyrir um þróun einkaneyslu?

Ritgerð þessi er 30 eininga lokaverkefni til MS-prófs við Hagfræðideild,
Félagsvísindasvið Háskóla Íslands.

© 2013 Lára Sif Christiansen

Ritgerðina má ekki afrita nema með leyfi höfundar.

Prentun: Háskólaprent

Reykjavík, 2013

Formáli

Ritgerð þessi er 30 eininga (ECTS) lokaverkefni í meistaranámi í fjármálahagfræði við Hagfræðideild Háskóla Íslands. Leiðbeinendur voru Ásgeir Jónsson, lektor við Hagfræðideild Háskóla Íslands, og Daði Már Kristófersson, dósent við Hagfræðideild Háskóla Íslands. Ég vil þakka þeim fyrir góða leiðsögn og gagnlegar ábendingar við ritgerðasmíðina. Einnig vil ég þakka starfsfólki Capacent Gallup, og þá sérstaklega Guðna Gunnarssyni, fyrir aðstoð við gagnaöflun.

Útdráttur

Hér á landi hefur einkaneysla rúmlega helningsvægi landsframleiðslunnar og skiptir þróun einkaneyslu því miklu máli fyrir framvindu efnahagskerfisins. Víða erlendis hafa væntingavísitölur verið notaðar til þess að gefa vísbendingu um þróun einkaneyslu. Væntingavísitölur mæla væntingar almennings um þróun efnahags- og atvinnumála. Rannsóknir benda til þess að væntingar ákvarði sparnað og eyðslu heimilanna og lýsi þar með neysluákvörðunum neytenda.

Markmið þessarar rannsóknar var að kanna hvort nota mætti Væntingavísitölu Capacent Gallup sem annars vegar leiðandi hagvísi og hins vegar sem vísbendingu um áformuð kaup. Skoðað var hvort væntingar einstakra hópa fólks gæfu betri nálgun á einkaneyslu en aðrir.

Notað var VAR-líkan til þess að sýna fram á tölfraðilegt samband væntinga og einkaneyslu. Niðurstöður benda til þess að nota megi Væntingavísitölu Capacent Gallup til þess að spá fyrir um þróun einkaneyslu. Einnig benda niðurstöðurnar til þess að nota megi Væntingavísitölna sem leiðandi hagvísi sem bæti upp fyrir tímatöf fyrir mælingu og birtingu einkaneyslu.

Þegar væntingar einstakra hópa voru skoðaðar sérstaklega, þá var það fólk á aldrinum 16-24 ára sem gat best skýrt breytingar í einkaneyslu. Fólk á þessum aldri ber þó aðeins ábyrgð á litlum hluta einkaneyslunnar og má því segja að nota megi væntingar þess sem leiðandi hagvísi fremur en spátæki. Þessar niðurstöður gefa til kynna að fólk á aldrinum 16-24 ára verði fyrir mestum áhrifum hagsveiflna. Því var litið á atvinnuþátttöku ungs fólks, sem hefur verið talin góður mælikvarði á framvindu hagkerfisins, til þess að styðja niðurstöður.

Efnisyfirlit

Formáli.....	3
Útdráttur	4
Efnisyfirlit.....	5
Myndaskrá	7
Töfluskrá	9
1 Inngangur	10
1.1 Hagfræðikenningar um þróun einkaneyslu.....	11
1.2 Markmið.....	12
1.3 Uppbygging ritgerðar	13
2 Fræðilegur bakgrunnur.....	14
2.1 Hugmyndafræði Keynes	14
2.2 Gagnrýni Lucasar (e. Lucas critique).....	16
2.2.1 Kenning ræðra væntinga (e. Rational expectations theory)	17
2.3 Atferlishagfræði	18
2.3.1 Útlitskenningin (e. Prospect theory)	19
2.3.2 Atferlishagfræðin og hegðun neytenda	21
2.3.3 Væntingamyndun	22
3 Úttekt á fyrri rannsóknum á væntingavísitolu og einkaneyslu.....	25
4 Væntingavísitala Capacent Gallup.....	28
4.1 Greiningarbreytur	29
4.1.1 Undirvísítölur	29
4.1.2 Kyn	31
4.1.3 Aldur	32
4.1.4 Búseta	33
4.1.5 Menntun	34

4.1.6	Tekjur	34
4.2	Væntingar um heildartekjur.....	35
4.2.1	Æviteknakenningin (e. Life-cycle hypothesis)	36
4.2.2	Kenningin um varanlegar tekjur (e. Permanent income theory)	37
5	Tölfræðileg nálgun	40
5.1	VAR-líkön.....	40
5.1.1	Val á fjölda tafa (e. Lag)	40
5.1.2	Sístæðni (e. stationarity).....	41
5.1.3	Villa af völdum samheildunar (e. Cointegration)	41
5.1.4	Sjálffylgni (e. Autocorrelation)	42
5.2	Viðbragðsföll	42
5.3	Að bera saman óhreiðruð líkön (e. Non-nested models).....	42
5.4	Orsakatengsl Grangers	43
6	Greining á Væntingavísitölu Capacent Gallup	44
6.1	VAR-líkön.....	45
6.2	Viðbragðsföll	50
6.3	Samanburður líkana	53
6.4	Orsakatengsl Grangers (e. Granger Causality)	59
6.5	Spálíkan (e. forecasting evaluation)	62
7	Niðurstöður	68
8	Lokaorð.....	73
	Heimildaskrá	74
	Viðauki A: Logra-sennileikastuðlar, AIC, BIC og R ²	78
	Viðauki B: Væntingavísitala og greiningarbreytur	79
	Viðauki C: Væntingar um tekjur.....	110

Myndaskrá

Mynd 1. Þróun einkaneyslu og væntingavísítölu skoðuð samtímis. Einkaneysla mæld sem ársbreyting eftir ársfjórðungum. Heimild: Hagstofa Íslands (2013a) og Capacent Gallup (2012).....	11
Mynd 2. Áhrif aukningar í ríkisútgjöldum á vexti og framleiðslu til skamms tíma.....	15
Mynd 3. Væntingavísitala Capacent Gallup. Heimild: Capacent Gallup (2012).....	29
Mynd 4. Undirvísítölur væntingavísítölunnar, mat á núverandi ástandi og væntingar til næstu sex mánaða. Heimild: Capacent Gallup (2012).....	30
Mynd 5. Undirvísítölur væntingavísítölunnar, mat á efnahagslífinu og mat á atvinnuástandi. Heimild: Capacent Gallup (2012).....	31
Mynd 6. Væntingar flokkaðar eftir kyni Heimild: Capacent Gallup (2012).	32
Mynd 7. Væntingar flokkaðar eftir aldri. Heimil: Capacent Gallup (2012).....	33
Mynd 8. Væntingar flokkaðar eftir búsetu. Heimild: Capacent Gallup (2012).....	33
Mynd 9. Væntingar flokkaðar eftir menntun. Heimild: Capacent Gallup (2012).	34
Mynd 10. Væntingar flokkaðar eftir tekjuflokkum. Heimild: Capacent Gallup (2012).....	35
Mynd 11. Vöxtur einkaneyslu 2000-2012. Heimild: OECD (2012).....	36
Mynd 12. Væntingar um heildartekjur heimilanna. Heimild: Datamarket (2013).	39
Mynd 13. Þróun einkaneyslu og væntingavísítölu skoðuð samtímis. Einkaneysla mæld sem ársbreyting eftir ársfjórðungum. Heimild: Hagstofa Íslands (2013a) og Capacent Gallup (2012).....	45
Mynd 14. Viðbragðsfall einkaneyslu við þúpsi í Væntingavísítölu Capacent Gallup, einkaneysla mæld sem aukning á milli ársfjórðunga (%).	51
Mynd 15. Viðbragðsfall einkaneyslu við þúpsi í hlutfalli þeirra sem vænta hærri tekjur eftir sex mánuði, einkaneysla mæld sem aukning á milli ársfjórðunga (%)......	52

Mynd 16. Viðbragðsfall einkaneyslu við þúpsi í hlutfalli þeirra sem vænta lægri tekna eftir sex mánuði, einkaneysla mæld sem aukning á milli ársfjórðunga (%).	53
Mynd 17. Tölugildi af logra-sennileikastuðli fyrir VVG og allar greiningarbreytur.	54
Mynd 18. AIC- og BIC-stuðlar fyrir VVG og allar greiningarbreytur.	55
Mynd 19. Aðhvarfsstuðull R^2 fyrir VVG og allar greiningarbreytur.	56
Mynd 20. Tölugildi af logra-sennileikastuðli fyrir væntar tekjur samanborið við greiningarbreytur.	57
Mynd 21. AIC- og BIC-stuðlar fyrir væntar tekjur samanborið við greiningarbreytur.	58
Mynd 22. Aðhvarfsstuðlar (R^2) fyrir væntar tekjur samanborið við greiningarbreytur.	59
Mynd 23. Spá um það hvernig einkaneysla muni þróast samkvæmt VVG og þeim greiningarbreytum sem best komu út úr samanburði, einkaneysla mæld sem raunbreyting frá sama tímabili og áður (%).	63
Mynd 24. Innan úrtaksspá fyrir einkaneyslu samkvæmt Væntingavísitölu Capacent Gallup, einkaneysla mæld sem aukning milli ársfjórðunga (%).	64
Mynd 25. Spá um það hvernig einkaneysla muni þróast samkvæmt væntingum fólks um framtíðartekjur, einkaneysla mæld sem raunbreyting frá sama tímabili og áður (%).	65
Mynd 26. Innan-úrtaksspá fyrir einkaneyslu samkvæmt hlutfalli þeirra sem vænta hærri tekna eftir sex mánuði, einkaneysla mæld sem aukning á milli ársfjórðunga (%).	66
Mynd 27. Innan-úrtaksspá fyrir einkaneyslu samkvæmt hlutfalli þeirra sem vænta lægri tekna eftir sex mánuði, einkaneysla mæld sem aukning á milli ársfjórðunga (%).	66
Mynd 28. Breyting í atvinnuþátttöku fólks milli ára. Heimild: Hagstofa Íslands (2013d).	69
Mynd 29. Hegðun undirvísalna mat á núverandi ástandi og væntingar til næstu sex mánaða. Heimild: Capacent Gallup (2012).	70

Mynd 30. Spá um það hvernig einkaneysla muni þróast, einkaneysla mæld sem
raunbreyting frá sama tímabili og áður (%).71

Töfluskrá

Tafla 1. Niðurstöður úr Dickey-Fuller prófi.....	46
Tafla 2. Stuðlar úr VAR-líkani þegar litið er á einkaneyslu.....	47
Tafla 3. Stuðlar úr VAR-líkani þegar litið er á hvernig mat á núverandi ástandi og væntingar til sex mánaða hafa áhrif á einkaneyslu.....	48
Tafla 4. Stuðlar úr VAR-líkani þegar litið er á hvernig aldursflokkurinn 16-25 ára hefur áhrif á einkaneyslu.....	49
Tafla 5. Stuðlar úr VAR-líkani þegar litið er á hvernig væntar tekjur hafa áhrif á einkaneyslu.	49
Tafla 6. Orsakatengsl Grangers á milli væntinga og einkaneyslu.	61
Tafla 7. Samanburður á logra-sennileika stuðli, AIC, BIC og R^2 fyrir VVG og allar greiningarbreytur.....	78
Tafla 8. Samanburður á logra-sennileika stuðli, AIC, BIC og R^2 fyrir hlutfall þeirra sem vænta hærri framtíðartekjur og hlutfall þeirra sem vænta lægri framtíðartekjur.....	78

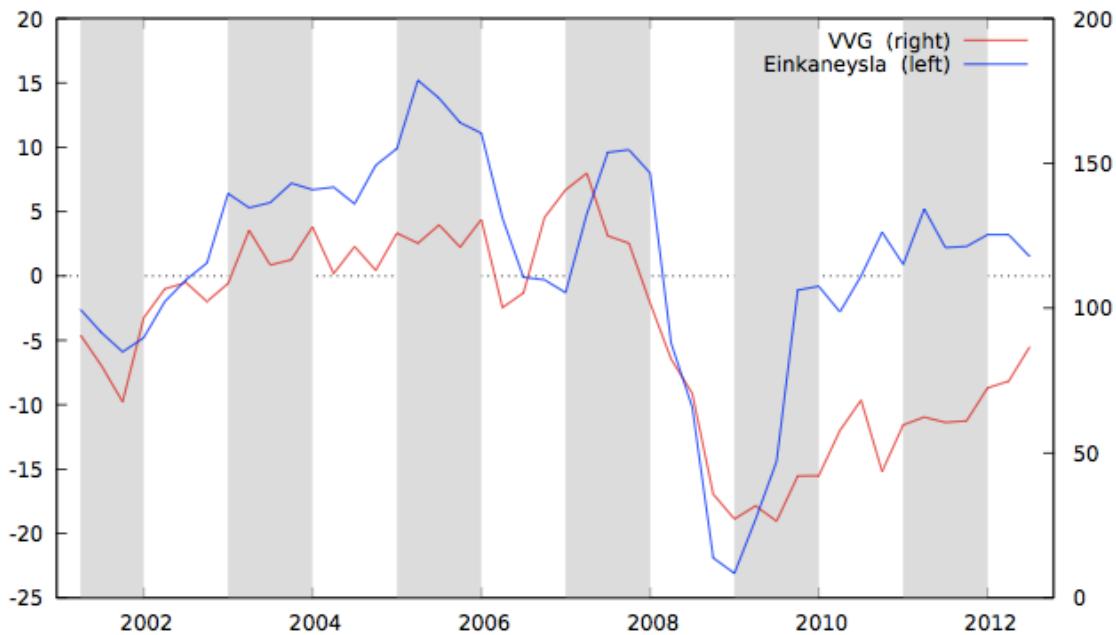
1 Inngangur

Einkaneysla er skilgreind sem útgjöld heimila á Íslandi. Einkaneysla er stærsti einstaki ráðstöfunarliður landsframleiðslunnar víðs vegar um heim og getur haft allt að 75% vægi. Hér á landi hefur einkaneysla rúmlega helmings vægi (Seðlabanki Íslands, 2012) og hún skiptir því miklu máli fyrir framvindu efnahagslífsins í heild. Góðar upplýsingar um þróun einkaneyslu geta því hjálpað til við ákvarðanatöku í peningamálum og jafnframt gefið upplýsingar um það hvert efnahagslífið stefni. Einkaneysla hér á landi hefur þó verið sérstaklega sveiflukennd í samanburði við önnur ríki sem auðveldar ekki spár um einkaneyslu. Gallinn er sá að einkaneysla birtist ársfjórðungslega og er því mikil tímatoft til staðar við mælingu og birtingu gagna. Það er því til mikils gagns að finna leiðandi hagvísí sem hefur örari mælitíðni til þess að reyna lágmarka hagsveiflur. Leiðandi hagvísir gefur vísbendingu um þennslu eða kreppu áður en það gerist.

Seðlabankinn gefur út þjóðhagsspá út frá ársfjórðungslegu þjóðhagslíkani bankans. Samkvæmt Seðlabankanum (2006, bls. 2) ákvarðast einkaneysla af „ráðstöfunartekjum, auði og vöxtum, fjárfestingu atvinnuveganna af almennri eftirspurn og raunkostnaði fjármagns, fjárfestingu í íbúðarhúsnaði af almennri eftirspurn og hlutfalli markaðsvirðis húsnæðis af byggingakostnaði, útflutningi vöru og þjónustu af alþjóðlegri eftirspurn og raungengi“. Þetta líkan er gríðarlega umfangsmikið og flókið og gæti því verið áhugavert að skoða hvort finna megi einfaldari leiðir til þess að spá fyrir um einkaneyslu, að minnsta kosti til skemmri tíma.

Víða erlendis eru notaðar væntingavísítölur, svipaðar og Væntingavísitala Capacent Gallup, til þess að spá fyrir um þróun efnahagsmála og hafa þær verið að njóta vaxandi vinsælda til spágerðar. Einnig er mikið fylgst með væntingavísítolum í atvinnulífinu sem vísbending um einkaneyslu (Clayton og Giesbrecht, 1997, bls. 86).

Áhugavert væri að kanna hvort nýta megi Væntingavísítolu Capacent Gallup sem tæki til þess að spá fyrir um þróun einkaneyslu hér á landi. Einnig má skoða hvort nota megi væntingavísítolu sem leiðandi hagvísí og þar með bætt upp fyrir tímatoft fyrir birtingu einkaneyslu. Á mynd 1 má sjá að töluverð fylgni er til staðar á milli einkaneyslu og Væntingavísítolu Capacent Gallup.



Mynd 1. Þróun einkaneyslu og væntingavísitölu skoðuð samtímis. Einkaneysla mæld sem ársbreyting eftir ársfjórðungum. Heimild: Hagstofa Íslands (2013a) og Capacent Gallup (2012).

Væntingar eru samansafn margra tilfinninga og byggjast á viðhorfum hvers og eins á tilteknum tíma um það hvað koma skuli. Capacent Gallup mælir í hverjum mánuði væntingar almennings um þróun efnahags- og atvinnumála. Þessar væntingar eru settar fram sem vísalal og er hún kölluð Væntingavísalal Capacent Gallup. Framkvæmd er könnun í hverjum mánuði þar sem um 800 svörum er safnað saman og úr þeim verður til vísalal á bilinu 0-200, þar sem gildi yfir 100 þýðir að fleiri séu bjartsýnir á þróun efnahagsmála og ef hún mælist undir 100 stigum þá séu fleiri svartsýnir.

1.1 Hagfræðikenningar um þróun einkaneyslu

Nútímahagfræði byggir að miklu leyti á hugmyndafræði hagfræðingsins Johns Keynes og hinum svokölluðum klassískum hagfræðingum. Keynes (1936) gaf út bókina *The General Theory of Employment - Interest and Money* og varpaði hann þar ljósi á það að einstaklingurinn væri ekki alltaf hagsýnn og hegðaði sér oft á óútreiknanlegan hátt. Keynes taldi að sveiflur í fjárfestingum og neyslu væru háðar þáttum eins og væntingum, vöxtum og „animal spirits“. Hann útskýrði „animal spirits“ sem einhvers konar tilfinningalega hvata hjá neytendum sem hefðu áhrif á hagfræðilega ákvarðanatöku.

Robert Lucas er þekktur fyrir gagnrýni sína á kenningu Keynes. Robert taldi að fólk hegðaði sér á mun skynsamlegri hátt en Keynes gerði ráð fyrir. Hugmyndir Lucasar byggja á kenningu ræðra væntinga og þar er get ráð fyrir því að fólk taki yfirleitt allar fáanlegar upplýsingar til greina til þess að mynda sér skoðun.

Nýlega hefur ein grein innan hagfræðinnar verið að njóta vaxandi vinsælda. Greinin kallast atferlishagfræði og tvinnar saman hagfræði og sálfræði. Atferlishagfræðin nýtir sér kenningar Keynes og vekur athygli á því að maðurinn hegðar sér ekki alltaf skynsamlega.

George Katona var sálfræðingur og var með þeim fyrstu til þess að skoða tenginguna á milli hagfræði og sálfræði. Hann innleiddi aðferðir til þess að mæla væntingar neytenda sem þróuðust síðan í University of Michigan Consumer Sentiment Index. Hann trúði því að hegðun neytenda hefði ríkjandi áhrif á hagkerfið og að breytingar í viðhorfum neytenda gætu verið leiðandi hagvísir fyrir framvindu hagkerfisins. Með öðrum orðum hélt hann því fram að nota mætti væntingar og viðhorf neytenta, þeirra „animal spirits“, til þess að spá fyrir um framtíðareinkaneyslu.

1.2 Markmið

Reynt verður að varpa ljósi á samband væntinga og einkaneyslu með því að fjalla um helstu kenningar og rannsóknir á þessu sviði. Einnig verður gerð greining á milli þessa breyta til þess að sýna fram á tölfraðilegt samband á milli væntinga og einkaneyslu. Markmið rannsóknarinnar er að gera greiningu á væntingum og viðhorfum fólks til þess að kanna spágildið í væntingavísitölu Capacent Gallup. Capacent Gallup greinir væntingar fólks niður eftir flokkum og verður því kannað hvort væntingar einstakra hópa fólks geti spáð betur fyrir einkaneyslu en aðrir. Flokkarnir sem verða athugaðir eru kyn, aldur, búseta, menntun og tekjur. Þar sem helstu kenningar um neyslu snúa að tekjum verður einnig litið á væntingar fólks um framtíðartekjur. Ein spurningin í könnun Capacent Gallup snýr að væntum framtíðartekjum og verður kannað sérstaklega hvort hlutfall þeirra sem vænta hærri tekna eftir sex mánuði eða hlutfall þeirra sem vænta lægri tekna eftir sex mánuði geti betur spáð fyrir einkaneyslu en greiningarbreyturnar.

Samband væntinga og einkaneyslu mætti útskýra á tvennis konar hátt, annars vegar að væntingar geti spáð fyrir um áformuð kaup neytenda, og hins vegar að væntingar

neytenda geta verið notaðar sem leiðandi hagvísir. Leitast verður við að svara eftirfarandi rannsóknarsprungum:

- Er hægt að nota Væntingavísítölu Capacent Gallups til þess að spá fyrir um einkaneyslu?
- Er hægt að nota væntingar sem leiðandi hagvísí?
- Geta væntingar einstakra hópa gefið betri vísbendingu um þróun einkaneyslu en væntingavísitalan í heild sinni?

1.3 Uppbygging ritgerðar

Annar kafli ritgerðar snýr að mestu leyti að fræðum og sögulegum bakgrunni viðfangsefnisins. Fyrst verður skoðaður sögulegur bakgrunnur væntinga, en hægt er að rekja áhuga á væntingum til ársins 1936 þegar Keynes ræddi meðal annars um mikilvægi væntinga og „animal spirits“. Þar á eftir verður fjallað um þá sem gagnrýndu kenningar Keynes og má þar helst nefna Robert Lucas. Þegar saga væntinga er rakin enn frekar, þá má nefna grein innan hagfræðinnar sem heitir atferlishagfræði, en hún samtvinnar hagfræði og sálfræði. Þá verður fjallað um tengingu væntinga við atferlishagfræðina.

Í þriðji kafla verður farið yfir helstu rannsóknir sem snúa að væntingum og þá sérstaklega væntingavísítunni.

Fjórði kaflinn fjallar um Væntingavísítölu Capacent Gallup og skoðað verður hvernig vísítolurnar hegða sér. Þar verður einnig fjallað um væntingar um framtíðarheimilistekjur og þær neyslukenningar sem snúa að væntum tekjum. Í fimmta kafla er fjallað um þá tölfræðilegu þætti sem greiningin notast við. Greining á Væntingavísítölu Capcent Gallup er svo er meginnefni sjötta kafla. Sjöundi kafli tekur saman helstu niðurstöður sem fengust í rannsókninni og þeim umræðum sem snúa að niðurstöðum.

2 Fræðilegur bakgrunnur

Hér verður reynt að veita innsýn í neytendahegðun með því að fjalla um þá fræðilegu þætti sem snúa að væntingum, viðhorfum og einkaneyslu. Eftirfarandi umfjöllun á því að reyna að varpa ljósi á það hvernig neysla breytist í samræmi við væntingar neytenda um efnahagsmál. Reynt verður að lýsa mismunandi sjónarmiðum um það hvernig væntingar hafi áhrif á þróun hagkerfisins.

2.1 Hugmyndafræði Keynes

John Maynard Keynes er einn virtasti hagfræðingur sögunnar. Hann hafði gríðarleg áhrif á þróun hagfræðinnar eftir fyrri heimsstyrjöldina. Hugmyndir hans voru í andstöðu við ríkjandi hugmyndir, þ.e.a.s. kenningar klassísku hagfræðinnar. Klassísku hagfræðin gerði ráð fyrir sjálfsstýrðum markaði sem jafnan byggi til sína eigin eftirspurn.

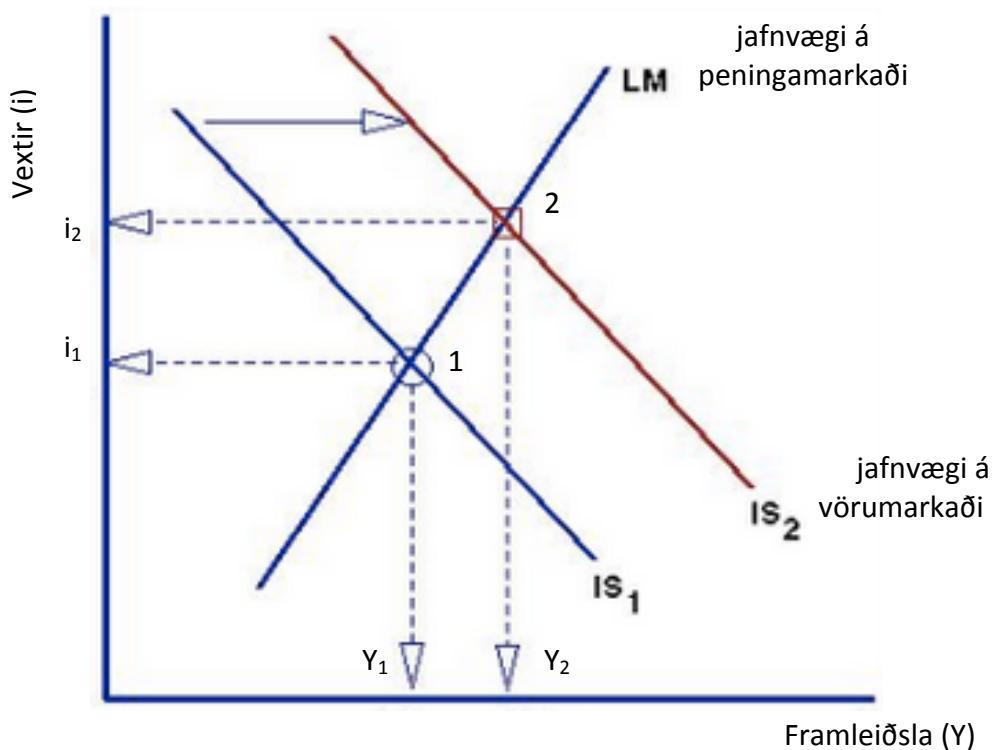
Árið 1936 gaf Keynes út bókina *The General Theory of Employment, Interest and Money*. Sjónarmið hans fóru í móts við þær hugmyndir að hagkerfið væri ekki einungis byggt upp af hagsýnum einstaklingum þar sem „ósýnileg hönd“ stjórnaði markaðnum og ráðstafaði framleiðslupáttum á hagkvæman og skilvirkan hátt á milli aðila markaðarins. Kenningar hans snérust fyrst og fremst um að það væri eftirspurnin sem skipti máli og framboðið kæmi í kjölfarið. Jafnvægi ríkti þegar heildarframleiðsla væri jöfn heildarútgjöldum.

Keynes notaði orðasambandið „animal spirits“ til þess að útskýra sálfræðilegu og tilfinningalegu þættina sem eiga hlut í því að útskýra af hverju hagkerfið hagar sér ekki nákvæmlega eins og klassísku hagfræðin segir til um. „Animal spirits“ táknað einhvers konar tilfinningalega hvata neytandans sem hafa áhrif á hagfræðilega ákvarðanatöku (Akerlof og Schiller, 2009) og geta valdið því að skyndileg jákvæðni eða neikvæðni neytenda geti knúið áfram hagsveiflur. Hann lagði áherslu á væntingar fólks til þess að útskýra sveiflur í fjárfestingum og neyslu.

Keynes heldur því fram að atvinnuleysi og framleiðsla séu knúin áfram af heildareftirspurn, heildarneyslu og fjárfestingum. Fjárfestingar eigi það til að sveiflast

meira en neysla og fari það eftir þáttum eins og væntingum, „animal spirits“ og vöxtum (Brian og Vane, 2005, bls. 59). Keynes taldi að virk og skipulögð fjármálastefna myndi lágmarka slíkar sveiflur í stað peningastefnu og að vandi hagstjórnar fælist í því að stjórna heildareftirspurninni.

Ríkisvaldið hafði mikilvægu hlutverki að gegna samkvæmt Keynes. Þegar ríkið yki framkvæmdir og umsvif sín í hagkerfinu og bætti við peningamagni í umferð, ylli það verðbólgu sem lækkaði raunlaun og fyrirtæki réðu því frekar fólk í vinnu. Við þetta ykist framleiðsla með minnkandi atvinnuleysi sem yki bjartsýni á framtíðina sem yki fjárfestingu og hagvöxt. Þessu má lýsa með IS-LM kúrfunni, þar sem IS lýsir jafnvægi á vörumarkaði og LM lýsir jafnvægi á peningamarkaði. Á mynd 2 má sjá hvernig aukin ríkisútgjöld hafa áhrif á vexti og framleiðslu til skamms tíma. Jafnvægi ríkir í punkti 1, svo þegar ríkið eykur útgjöld má sjá nýtt jafnvægi í punkti 2 með hærri vöxtum og aukinni framleiðslu.



Mynd 2. Áhrif aukningar í ríkisútgjöldum á vexti og framleiðslu til skamms tíma.

Fjárfestingar fara ekki aðeins eftir vaxtastiginu heldur einnig þáttum eins og sölu í dag og framtíðarsölu og jafnframt fer neysla eftir ráðstöfunartekjum samkvæmt Keynes. Hann setti fram kenningu um neysluhegðun einstaklinga þar sem því er haldið fram að heimilin aðlagi neyslu sína að tekjum á hverjum tíma. Samkvæmt Keynes ræðst því heildarneysla af heildartekjum og lýsti hann þessu sambandi með eftirfarandi jöfnu sem hann kallaði neyslufall (e. consumption function) :

Jafna 1

$$C_t = a + bY_t$$

C_t er heildarneysla á tíma t, a og b eru fastar og Y_t eru ráðstöfunartekjur á tíma t. Keynes kallaði fastann b jaðartilhneigingu til þess að neyta (e. marginal propensity to consume). Þessi jafna segir að heildarneysla vaxi með ráðstöfunartekjum en þó ekki jafn mikið og tekjurnar (Parker, 2010).

Þegar kenningar Keynes þróuðust byggðust þær upp að miklu leyti á aftursýnum væntingum (e. backward-looking/adaptive expectations), þ.e. þegar fólk byggir væntingar sínar til framtíðar á nýliðnum atburðum. Þó svo að Keynes hafi lagt áherslu á væntingar fólks í hugmyndafræði sinni, þá virðist hann ekki hafa náð að gera nægilega ráð fyrir væntingum í líkönnum sínum. Margir hagfræðingar gagnrýndu kenningar Keynes og má þar helst nefna Robert Lucas. Lucas hélt því fram að fólk væri skynsamara en Keynes gerði ráð fyrir og vakti athygli á kenningunni um ræðar væntingar.

2.2 Gagnrýni Lucasar (e. Lucas critique)

Lucas (1976) lagði áherslu á væntingar í hagfræðilíkönnum sínum. Hann taldi að kerfisbundin hagstjórn væri áhrifalaus þar sem hún hefði einungis áhrif á verðlag en ekki framleiðslu. Hann taldi að væntingar tækju mið af breyttri stefnu ríkisvalds sem ylli því að líkön og samband á milli hagstærða breyttust. Líkönin sem lýsa aðgerðum hagstjórnar þyrftu því að taka mið af breyttum væntingum og hegðun. Með öðrum orðum hélt hann því fram að fólk áttaði sig á uppbyggingu hagkerfisins og áhrifum af aðgerðum stjórnlvalda og gæti því einungis haft áhrif ef það gerði eitthvað óvænt. Sem

dæmi má nefna að aukning peningamagns gæti aðeins skilað minna atvinnuleysi ef hún væri óvænt. Hann taldi að fólk tæki til greina allar þær upplýsingar sem það hefði hverju sinni til þess að taka skynsamlega ákvörðun. Hann vakti athygli á kenningunni um ræðar væntingar, þar sem hann nýtti sér kenningu John Muth og gerði hana að sinni. Kenningin um ræðar væntingar leggur áherslu á framtíðarsýn væntinga (e. forward-looking expectations) og er það í andstöðu við kenningar Keynes um aftursýnar væntingar.

2.2.1 Kenning ræðra væntinga (e. Rational expectations theory)

Árið 1961 birti John Muth kenningu sína um ræðar væntingar í greininni *Rational Expectations and the Theory of Price Movements*. Kenning hans segir að á heildina litið nýti hagkerfið sér allar þær upplýsingar sem fyrir liggi til þess að spá fyrir um framtíðina. Væntingar séu í raun besta forspáin um framtíðina að teknu tilliti til allra þeirra upplýsingar sem liggi fyrir. Helstu niðurstöður rannsókna hans voru þær að meðalvæntingar væru nákvæmari en væntingar einfaldra líkana, sem vanmætu yfirleitt þær breytingar sem yrðu. Í kenningunni er eftirfarandi sett fram:

- 1. Upplýsingar eru af skornum skammti og þegar á heildina er litið mun efnahagskerfið ekki sóa upplýsingum.**
- 2. Hvernig væntingar eru myndaðar er háð uppbyggingu á viðkomandi hagkerfi á hverjum tíma.**
- 3. Opinber spá (e. Public prediction) mun ekki hafa áhrif á starfsemi hagkerfisins nema að spáin sé byggð á innherjaupplýsingum.**

Ræðar væntingar byggja á þeirri forsendu að fólk hegði sér skynsamlega og vilji ávallt hámarka nytjar eða hagnað. Margir fræðimenn hafa gert ræðar væntingar að forsendu í rannsóknum sínum. Sem dæmi má nefna kenninguna um varanlegar tekjur, random walk-kenninguna og æviteknakenninguna (Sargent, T.J., 2008).

2.3 Atferlishagfræði

Atferlishagfræði (e. Behavioral economics) er undir áhrifum af kenningum Keynes. Þar sem alltaf er verið að leitast við að betrumbæta hagfræðileg líkön, þá skoðar atferlishagfræðin þann möguleika að maðurinn sé ekki jafn hagsýnn og kenningar á borð við kenninguna um ræðar væntingar gera ráð fyrir. Þá er komið aftur inn á mikilvægi „animal spirits“ sem Keynes setti fram.

Í bók Robert Schillers og George Akerlofs (2009), *Animal Spirits: How Human Psychology Drives the Economy - and Why it Matters for Global Capitalism*, er m.a. fjallað um hinn svonefnda mannlega þátt í hagfræðinni. Þar vekja þeir athygli á mikilvægi hugmyndar Keynes um „animal spirits“ og reyna að endurbæta grunnhugmyndina í ljósi 70 ára sögu hagfræðinnar. Til þess að skilja sem best lögmál hagfræðinnar telja þeir þörf á því að skoða atferli sem endurspeglar hugmyndir og tilfinningar fólks, m.ö.o. „animal spirits“ (Akerlof og Schiller, 2009).

Þessi nýja undircrin hagfræðinnar, atferlishagfræði, reynir að sampætta hagfræði og sálfræði. Atferlishagfræðin reynir að taka mið af hugrænum- (e. cognitive), félagslegum- (e. social) og tilfinningalegum (e. emotional) þáttum til þess að útskýra hegðun einstaklinga í hagkerfinu. Með því að sampætta sálfræði og hagfræði er vonast til þess að betri skilningur á hegðun einstaklinga muni skila betri nálgun á hagfræðilegar kenningar. Þetta getur leitt af sér betri líkön og betri spár um framtíðina (Cramer og Loewenstein, 2004).

Hefðbundin hagfræði gengur út frá þeirri forsendu að einstaklingar taki alltaf skynsamlegar ákvarðanir. Þeir þættir sem taldir eru stjórna að mestu leyti hegðun einstaklinga á markaði eru fjárhagslegir hvatar (Sveinn Agnarsson, 2003). Ákvarðanir einstaklinganna eru taldar mólast af eiginhagsmunagæslu og skynsemi, þar sem skynsemi merki það að einstaklingur nýti sér fyrirliggjandi upplýsingar á rökréttan og framsýnan hátt, þ.e. velji ætíð besta kostinn og geri sér grein fyrir því hvaða áhrif ákvarðanir hafi á framtíðina. Einstaklingurinn er talin mynda sér skoðanir og væntingar sem byggi á ákveðnum líkindum. Í hefðbundinni hagfræði er svo unnið úr þessum líkindum með tölfraðilegum aðferðum og hafa þessar hugmyndir verið kallaðar hámörkun vænts notagildis (e. Expected-utility maximisation).

Atferlishagfræðin telur hins vegar að ákvarðanataka taki mið af mörgum þáttum, svo sem tilfinningum, andlegu ástandi, minningum og viðhorfum. Þetta ferli getur verið afar flókið og er í raun háð aðstæðum hverju sinni og því hvernig einstaklingurinn skynjar umhverfið á tiltekinni stundu. Einnig hafa atferlishagfræðingar komist að þeirri niðurstöðu að það hvernig valkostum er lýst (e. Framing) geti skipt máli fyrir ákvarðanatöku og geti leitt til misræmis. Mismunandi framsetning á valkostum getur látið gróða líta út sem tap og tap líta út sem gróða.

Fræðimennirnir Daniel Kahneman og Amos Tversky (1981) vöktu athygli á þessu og settu fram kenningu sem er talin ein helsta kenning atferlishagfræðinnar. Sú kenning nefnist útlitskenningin (e. prospect theory) og lýsir því hvernig fólk velur á milli atburða þar sem líkindi um það að hver atburður gerist eru þekkt (Kahneman og Tversky, 1979). Kenningin segir að fólk byggi skoðanir sínar á væntu tapi og ávinningi fremur en á heildarvæntigildi, sbr. kenninguna um vænt notagildi. Fólk hefur tilhneigingu til þess að líka verr við þá útkomu sem hefur einhverjar líkur á því að gerast (e. probability) en þá útkomu sem er fengin með vissu.

2.3.1 Útlitskenningin (e. Prospect theory)

Kenningin um vænt notagildi (e. Expected utility theory) hefur verið ráðandi varðandi ákvarðanatöku fólks í þeim tilfellum þegar um einhverja áhætta er að ræða. Kahneman og Tversky gagnrýndu þessa kenningu og settu fram svonefnda útlitskenningu. Kenningin er byggð á þeirri forsendu að fólk vanmeti fremur valkosti sem eru líklegir en valkosti sem gefa niðurstöður með fullvissu. Þessi áhrif kölluðu þeir fullvissuáhrifin (e. Certainty effect) sem ýti undir áhættufælni gagnvart valkostum þar sem áviningur er fenginn með fullvissu og ýti undir áhættusækni þegar um tap er að ræða. Önnur áhrif sem þeir lýstu voru einangrunaráhrif (e. Isolation effect) og leiða þau til ósamræmis í vali þegar sami valkostur er kynntur en með mismunandi hætti.

Til þess að lýsa fullvissuáhrifunum er tekið dæmi sem má nánar sjá hjá Kahneman og Tversky (1979):

1.

A: 50% líkur á því að vinna þriggja vikna
ferð til Englands, Frakklands og Ítalíu.

B: Vikuferð til Englands með fullvissu.

Þessi tilraun var framkvæmd með 72ja manna úrtaki og voru 22% sem völdu A og 78% sem völdu B.

2. C: 5% líkur á því að vinna þriggja vikna
vikuferð til Englands, Frakklands og Ítalíu

D: 10% líkur á því að vinna
ferð til Englands

Hér völdu 67% C og 33% völdu D úr 72 manna úrtaki. Í vandamáli 1 voru fleiri áhættufælnir þar sem annar valkosturinn gaf fullvissa útkomu en í vandamáli 2 voru fleiri áhættusæknir þegar báðir valkostir gáfu líkur á útkomu. Einangrunaráhrifunum má einnig lýsa með dæmi:

16% völdu A og 84% völdu B úr 70 manna úrtaki.

Í þessari tilraun völdu 69% C og 31% völdu D úr 68 manna úrtaki. Þegar litið er á vandamál 3 og 4 má sjá að þetta eru sömu aðstæður en önnur framsetning. Dæmi 3 er lýst sem gróða og dæmi 4 sem tapi sem undirstrika niðurstöður Kahnemans og Tverskys

(1979) þar sem aðilar eru áhættusæknir þegar um er að ræða tap og áhættufælnir þegar möguleiki á gróða er til staðar.

Varðandi kenninguna um hámörkun vænts notagildis og útlitskenninguna, þá töldu Tversky og Kahneman að báðar væru nauðsynlegar til þess að útskýra hegðun fólks og segði vænts-notagildis-kenningin til um það hvernig hinn skynsami maður ætti að haga sér og útlitskenningin segði til um það hvernig einstaklingurinn hagaði sér í raun og veru (Sveinn Agnarsson, 2003).

2.3.2 Atferlishagfræðin og hegðun neytenda

George Katona var sálfræðingur og var á meðal þeirra fyrstu til þess að skoða tenginguna á milli hagfræði og sálfræði. Hann er þekktastur fyrir innlegg sitt í atferlishagfræðinni og þá sérstaklega um hegðun neytenda. Í grein hans, *Psychology and Consumer Economics* (1974), benti hann á mikilvægi hegðunar neytenda. Hann taldi að fyrri rannsóknir einblíndu á tekjur fyrirtækja og ríkja þar sem þessar breytur bæru ábyrgð á breytingum í hagkerfinu og útgjöld neytenda væru háð þessum breytum. Rannsóknir Katona byggðu hins vegar á þeirri forsendu að kaup neytenda á varanlegum neysluvörum sveifluðust mun meira en tekjur og væru kaupin háð getu og vilja til þess að kaupa. Mikilvægt væri því að skoða hegðun neytenda út frá væntingum og trausti þeirra.

Í rannsókn Katona kom fram að greining, með sálfræðilegum áherslum, á eyðslu- og sparnaðarhegðun neytenda í sambandi við verðbólgu, kreppu eða auknar eignir og birgðir, gaf niðurstöður sem voru frábrugðnar niðurstöðum í hinni hefðbundnu hagfræði. Sem dæmi má nefna að kenningar í hefðbundinni hagfræði um verðbólgu ganga út frá því að þegar tekjur vaxi hraðar en framboð á vörum, muni kaupmáttur fara fram úr vörumagni sem leiði til þess að verð hækki. Einnig er gert ráð fyrir því að þegar „skynsamt“ fólk vænti þess að verð fari upp, þá muni það birgja sig upp af þeirri vöru sem lægst sé í verði. Á tínum verðbólgu er því gert ráð fyrir að neytandinn kjósi frekar að eiga vöru en peninga og eyði því meira og spari minna.

Rannsóknir sem snúa að sálfræðilegum þáttum varðandi verðbólgu hafa aftur á móti sýnt þá niðurstöðu að fólk almennt fyrirlíti verðbólgu og trúir því að verðbólga hafi neikvæð áhrif á líf þeirra og hagkerfið í heild (Katona 1974).

Í rannsókn Katona var athugað hvernig fólk myndi bregðast við væntanlegri verðhækkun. Niðurstaðan var sú að fólk teldi sig einungis hafa peninga til þess að eyða í nauðsynjavörur og verðhækkun myndi því draga úr eftirspurn eftir vörum. Einnig var niðurstaðan sú að þegar verð færí hækkandi, þá skapaðist óvissa sem ylli því að fólk sparaði meira.

Katona trúði því að hegðun neytenda hefði ríkjandi áhrif á hagkerfið og að breytingar í viðhorfum neytenda gætu verið leiðandi hagvísir fyrir framvindu hagkerfisins. Með öðrum orðum hélt hann því fram að nota mætti væntingar og viðhorf neytenda til þess að spá fyrir um framtíðareinkaneyslu (Vuchelen, 2004).

Katona innleiddi leiðir til þess að mæla væntingar sem þróuðust í University of Michigan Consumer Sentiment Index. Í vinnu sinni einblíndi hann á þær upplýsingar sem neytendur tækju til sín og viðhorf þeirra, langanir og markmið neytenda, og félagsleg viðmið og væntingar sem hefðu áhrif á hegðun neytenda. Í bók hans *Psychological Analysis of Economic Behavior* (1951) setti hann fram þá kenningu að viðhorf og væntingar í auðugum samfélögum ákvörðuðu sparnað og eyðslu heimilanna fremur en þarfir og tekjur. Ekki væri hægt að flokka neytendur sem skynsamar verur, þar sem þeir væru illa upplýstir og ættu það til að vera hvatvísir (George Katona, 2013).

2.3.3 Væntingamyndun

Væntingar fólks byggjast að einhverju leyti á viðhorfum (e. attitude/belief) hvers og eins á einhverjum tilteknum tíma. Fólk framkvæmir einhverja aðgerð og væntir annað hvort jákvæðra eða neikvæðra afleiðinga. Fishbein og Ajzen (eins og vísað er til í Van Raaij, 1989) greina frá þrenns konar viðhorfum; lýsandi viðhorfum (e. descriptive beliefs), viðhorfum sem byggjast á ályktunum (e. inferential beliefs) og viðhorfum sem byggjast á upplýsingum (e. informational beliefs). Lýsandi viðhorf stafa af beinni reynslu, þ.e. ef neytandinn hefur reynslu af einhverri vörum eða upplifun, þá veit hann við hverju má búast. Viðhorf sem byggja á ályktunum þurfa rökstuðning, bekkingu og upplýsingar. Sem dæmi má nefna að neytandi gæti dregið þá ályktun að einhver vara sé góð vegna þess

hversu dýr hún er. Viðhorf sem byggjast á upplýsingum koma fram þegar neytendur samþykkja utanaðkomandi upplýsingar, svo sem frá fréttamiðlum eða vinafólk (Van Raaij, 1989).

Tolman (eins og vísað er til í Van Raaij, 1989) var á meðal þeirra fyrstu til þess að skoða væntingamyndun. Hugmyndafræði hans gekk út á það að væntingar vísuðu til viðhorfa þar sem hegðun fylgdi ávallt jákvætt eða neikvætt hlöðnum atburði.

Oft verður bjögun þegar fólk telur sig þekkja væntingar og hegðun annarra. Samkvæmt Schelling (eins og vísað er til í Van Raaij, 1989) gætu heildaráhrifin komið fram á marga vegu. Hér fara nokkur dæmi um þetta:

- Sjálfseðjandi áhrif (e. Self-fulfilling effects): Því fleiri sem trúa því að bankinn muni fara á hausinn, því meira áríðandi verður að taka út sparifé.
- Sjálf-afturkallandi áhrif (e. Self-negating effects): Því fleiri sem halda að ströndin mun verða troðin á sólríkum sumardegi, því færri verða á ströndinni.
- Sjálf-hliðrunar áhrif (e. Self-displacing effects): Sumt fólk er tilbúið að borga örlítið meira fyrir eitthvað á uppboði. Þetta þvingar verðið upp.
- Sjálf-jafnandi áhrif (e. Self-equilibrating effects): Fjöldi fólks fer á veitingastað í hádeginu. Þegar fólk hefur upplifað langa bið, munu sumir koma seinna eða fyrr.
- Sjálf-staðfestandi áhrif (e. Self confirming effects): Ef margir vænta þess að þú verðir örlátur, ertu þvingaður til þess á endanum að vera örlátur.

Áherslan á mikilvægi væntinga má rekja til hugmyndafræði Keynes um „animal spirits“, þ.e. hvernig skyndileg jákvæðni eða neikvæðni neytenda getur drifið áfram hagsveiflur. Þessi tilfinningalegi hvati hefur áhrif á hagfræðilegar ákvarðanir neytenda. Keynes taldi því mikilvægt að skoða væntingar til þess að lágmarka sveiflur í hagkerfinu. Kenningar hans byggjast upp á því að neytendur myndi væntingar út frá nýliðnum atburðum. Þó svo að Keynes hafi lagt áherslu á það að skoða væntingar neytenda til þess að skýra framvindu hagkerfisins, þá fannst mörgum fræðimönnum að hann næði ekki að koma þeim hugmyndum nægilega vel til skila í líkönum sínum.

Robert Lucas var þekktur fyrir gagnrýni á kenningar Keynes. Hans helsta framlag var það hvernig hann nýtti sér kenningu um ræðar væntingar þar sem hann lagði áherslu á framtíðarvæntingar þar sem fólk tæki mið af öllum fyrirliggjandi upplýsingum til þess að

spá fyrir um framtíðina. Hann taldi að fólk væri fullkomlega hagsýnt og tæki ákvarðanir út frá þeiri forsendu.

Aðrar kenningar sem hafa verið að njóta vinsælda upp á síðkastið eru kenningar atferlishagfræðinnar. Þær kenningar vekja athygli á „animal spirits“ og líklegt er að ekki sé hægt að gera ráð fyrir því að fólk taki ákvarðarnir út frá því að hámarka hag sinn hverju sinni og fari því á móts við hugmyndir Lucasar.

Þessar margvíslegu hugmyndir um væntingar gefa til kynna að nota megi þær sem leiðandi hagvísi fyrir þróun hagkerfisins og mikilvægt sé að skoða þær til þess að gera sér grein fyrir hegðun neytenda. Væntingar má nota sem mælikvarða á „animal spirits“ og ná því að fanga jákvæðni eða neikvæðni neytenda.

3 Úttekt á fyrri rannsóknum á væntingavísítölu og einkaneyslu

Í þessum kafla er stutt samantekt á rannsóknum sem hafa verið gerðar á væntingavísítölu. Höfundur fann engar rannsóknir sem könnuðu hvort einstakur hópur gæti betur sagt til um þróun einkaneyslu. Hins vegar hafa margar rannsóknir verið gerðar á tengslum væntingavísítölunnar við alls kyns hagvísa og hvort væntingar geti spáð fyrir um þróun einkaneyslu. Niðurstöður þessara rannsókna eru ekki allar samhljóða. Sumir fræðimenn telja að væntingavísitala geti gefið góðar upplýsingar um þróun einkaneyslu en aðrir að margir aðrir hagvísar gefi betri nálgun.

Þeir fræðimenn sem telja að væntingavísítölur geti með vissu spáð fyrir um einkaneyslu hafa gert fjölda rannsókna með mismunandi hætti og áherslum. Howrey (2001) skoðar spágildi Michigan Consumer Sentiment Index og kemst að þeirri niðurstöðu að vísitalan bæti spár um framtíðarlandsframleiðslu, sérstaklega 2-4 ársfjórðunga fram í tímann. Mourougane og Roma (eins og vísað er til í Horvath, 2012) skoða spágildi á væntingavísítolum í Evrópu. Þau komast að því að í langflestum löndum bæti væntingavísitalan framtíðarspár um landsframleiðslu.

Eppright, Arguea og Huth (1998) rannsökuðu hvort væntingavísítölur, til dæmis Michigan Sentiment Index og Conference Board Index of consumer confidence, gætu verið gagnlegri sem tæki til þess að spá fyrir um þróun á einkaneyslu en aðrir hagvísar. Niðurstöður þeirra sýndu að væntingavísítölur reyndust spá betur fyrir um einkaneyslu en aðrir hagvísar. Væntingavísítölur hafa því spágildi sem aðrir hagvísar hafa ekki og er því gagnlegt að nota væntingavísítoluna til þess að spá fyrir um einkaneyslu.

Þessar niðurstöður benda til þess að það er einhver mannlegur þáttur, sem falin er í væntingum, sem aðrir hagvísar ná ekki að fanga. Það að væntingar bæta spá um landsframleiðslu gefa til kynna mikilvægi þess að skoða væntingar neytenda.

Caroll, Fuhrer og Wilcox (1994) og Acemoglu og Scott (1994) veltu fyrir sér spurningunni um hvernig viðhorf (e. sentiment) neytenda gætu spáð fyrir um eyðslu heimilanna. Caroll o.fl. skoðaði tilvikið í Bandaríkjunum og Acemoglu og Scott í Bretlandi og komust þeir að þeirri niðurstöðu að tafin gildi á viðhorfum hafi í raun umtalsverðan skýringarmátt á núverandi breytingum í neyslu. Af þessu má álykta að viðhorf neytenda

geta verið notuð sem leiðandi hagvísir, sem og gefið vísbendingu um þróun neyslu með því að taka til greina „animal spirits“ neytenda.

Adrian Throop (1992) skoðaði orsakir og áhrif væntinga og viðhorfa (e. Sentiment) sem eru mæld með University of Michigan Sentiment Index. Í rannsókn hans var reynt að komast að því hversu mikil áhrif viðhorf neytenda hefðu á einkaneyslu. Einnig vildi hann kanna hvort viðhorf væru sjálfstæður þáttur sem yllu sveiflum í einkaneyslu og þar með hagkerfinu í heild eða hvort viðhorfin væru einungis fylgifiskur í núverandi efnahagsaðstæðum og mögnuðu hagsveiflur en væru ekki upphaf þeirra. Throop vildi komast að því hvort að það væri í raun og veru væntingavítsalan sem gæti sagt til um framtíðareinkaneyslu eða hvort aðrir hagvísar gætu gefið betri nálgun. Hann komst að þeirri niðurstöðu að hreyfingar í væntingavítolunni yllu breytingum í einkaneyslu, nánar tiltekið í varanlegum neysluvörum. Ekki var orsakasamband (e. Causally related) á kaupum á varanlegum neysluvörum og viðhorfum og staðfesti það tilgátu hans sem sagði að viðhorf mæli það hversu mikil óvissa ríki í heimilishaldi, fremur en jákvæðni eða neikvæðni um framtíðina. Þessar niðurstöður benda til þess að væntingar séu í raun að mæla væntingar um tekjur frekar en að þær séu að lýsa hvaða neysluákvvarðanir neytandi mun taka.

Það eru þó margir sem halda því fram að væntingavítsalan bæti við lítill þekkingu um framtíðareinkaneyslu og til séu hagvísar sem geti sagt betur til um hana. Burch og Gordon (eins og vísað er til í Garner, 1991) halda því fram að Michigan Consumer Sentiment Index hafi mjög lítið spágildi til þess að spá fyrir um einkaneyslu og fremur ætti að horfa á hlutabréfamarkað og atvinnuleysi.

Fan og Wong (1998) gerðu sambærilega rannsókn og Carroll o.fl. (1994) og Acemoglu og Scott (1994). Þeir veltu því fyrir sér hvort viðhorf gætu spáð fyrir um eyðslu heimilanna í Hong Kong. Þeir komst að því að viðhorf gætu lítillega spáð fyrir um einkaneyslu, öfugt við Carroll o.fl. og Acemoglu og Scott sem rannsökuðu einmitt þetta í Bandaríkjunum og Bretlandi.

Alan Garner (1991) athugaði hvort væntingavítsala gæfi vísbendingu um þróun einkaneyslu og hvort hagfræðingar ættu að einbeita sér að niðurstöðum þessara kannanna. Helstu niðurstöður hans voru þær að væntingavítsala gæti hvorki spáð fyrir um einkaneyslu ein og sér, né þegar hún væri notuð samhlíða öðrum hagvísum. Hins

vegar komst hann að því að væntingavísitalan gæti verið nytsamleg þegar ófyrirséðir atburðir, sem ekki tengjast efnahagsmálum, ættu sér skyndilega stað og viðhorf breyttust snögglega, sem dæmi má nefna stríð.

Það getur verið vandasamt verk að athuga samband væntingavísitalna og einkaneyslu eða annarra breyta og eru til margs konar aðferðir við að meta þetta tölfræðilega. Mismunandi tölfræðiaðferðir geta verið ein skýringin á þessum mismunandi niðurstöðum. Bæði eru til margs konar líkön sem gætu gefið mismunandi niðurstöður en einnig er mögulegt að forsendurnar séu ekki þær sömu, til dæmis valin tafin gildi. Skýringar á borð við tímabilslengd, mismunandi gögn og vísitölur notaðar, eða kanna aðstæður í mismunandi löndum gætu einnig skýrt þessar breytilegu niðurstöður.

Að þessu gefnu er ekki hægt að áælta hvort væntingar hér á landi geta verið notaðar sem leiðandi hagvisir eða sem tæki til þess að spá fyrir um einkaneyslu og þar með stefnu efnahagskerfisins í heild. Sumar rannsóknir gefa til kynna að væntingar sé í raun að mæla framtíðar ákvarðanir um neyslu og þar með geta gefið til kynna um áforum kaup neytenda með því að taka til greina þeirra animal spirits. Aðrar rannsóknir benda til þess að væntingar séu ekkert annað en mælikvarði á núverandi ástandi og geta því lítið verið nýttar sem spátæki. Það er svo þriðja túlkunin á væntingum og er það að þær séu í raun að mæla væntingar um framtíðar tekjur frekar en þeirra animal spirits.

Tilgangur greiningarinnar, sem kemur hér í kjölfarið, er að komast að því hvernig túlka má samband væntinga og neyslu hér á Íslandi, þ.e. hvernig væntingar hafa áhrif á hagkerfið.

4 Væntingavísitala Capacent Gallup

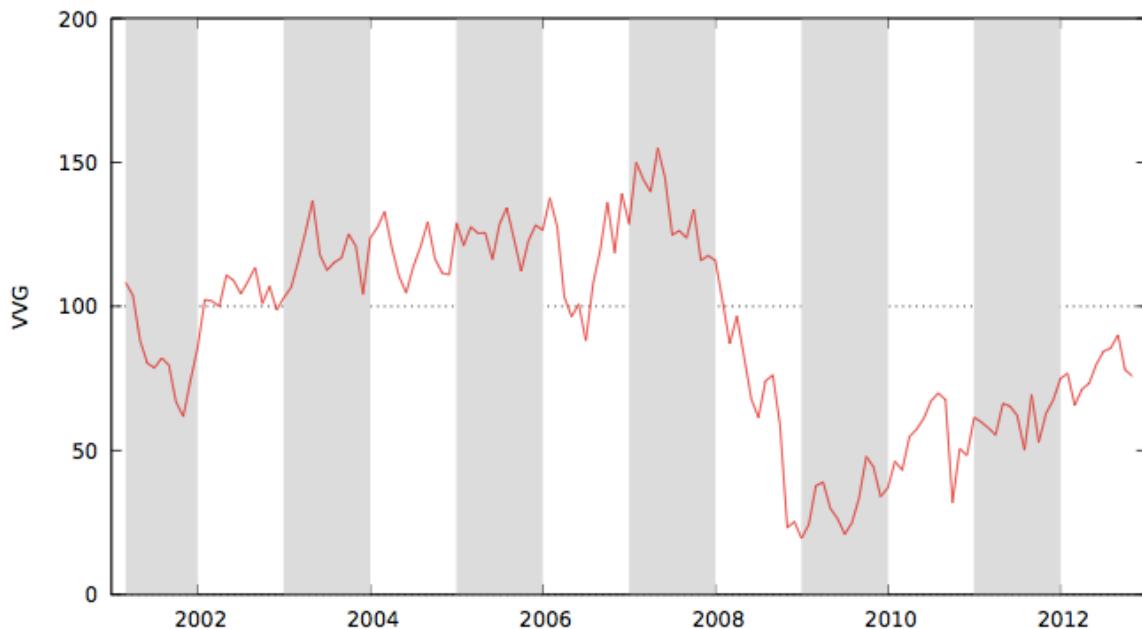
Væntingavísitala Capacent Gallup er mælikvarði á væntingar almennings um núverandi og framtíðarþróun efnahagsmála og atvinnumála. Könnun er framkvæmd fyrsta miðvikudag hvers mánaðar, þar sem 800 svör úr u.p.b. 1300 manna úrtaki eru skráð (Capacent Gallup, 2012). Vísitalan var fyrst skráð í mars 2001. Könnunin byggist á fimm spurningum. Þrjár spurninganna höfða til framtíðar og tvær eru mat á núverandi ástandi. Fyrsta spurningin er um mat á núverandi efnahagsaðstæðum, næsta er um væntingar til efnahagslífsins eftir sex mánuði. Sú þriðja er um mat á núverandi ástandi í atvinnumálum og fjórða spurningin er um væntingar til ástands í atvinnumálum eftir sex mánuði. Síðasta spurningin er um væntingar til ástands í atvinnumálum eftir sex mánuði. Hér má sjá spurningarnar fimm, nákvæmlega eins og þær koma fram í könnuninni (Capacent Gallup, 2012):

- 1. Telur þú að aðstæður í efnahagslífinu séu góðar, slæmar eða hvorki né slæmar?**
- 2. Ef þú hugsar 6 mánuði fram í tímann, telur þú að aðstæður í efnahagslífinu muni verða betri, óbreyttar eða verri en þær eru í dag?**
- 3. Telur þú að möguleikar á að fá atvinnu á þínu búsetusvæði séu miklir, í meðallagi eða litlir?**
- 4. Telur þá að eftir 6 mánuði verði möguleikarnir á atvinnu á þínu búsetusvæði meiri, óbreyttar eða minni en þeir eru í dag?**
- 5. Telur þú að heildartekjur heimilisins muni aukast, haldast óbreyttar eða minnka næstu 6 mánuði?**

Líklegt er að Væntingavísitala Capacent Gallup sé byggð á the Consumer Confidence Index sem The Conference Board sér um.

Fyrir hverja spurningu hér að ofan er deilt í fjölda jákvæðra svara með heildarfjölda svara. Hlutfallið sem kemur út er síðan margfaldað með 200 sem gefur gildi á bilinu 0-200. Ef gildið er nákvæmlega 100 merkir það að það séu jafnmargir jákvæðir og

neikvæðir. Ef gildið er hærra en 100 þýðir það að það séu fleiri jákvæðir en neikvæðir og öfugt (ef gildi er lægri en 100 eru fleiri neikvæðir). Á mynd 3 má sjá þróun Væntingavísitölu Gallup frá upphafi, eða frá mars 2001, og hér framvegis stendur skammstöfunin VVG fyrir Væntingavísitölu Gallup. Tímabilið sem skoðað verður hefst í mars 2001 (2001:3) og endar í nóvember 2012 (2012:11).



Mynd 3. Væntingavísitala Capacent Gallup. Heimild: Capacent Gallup (2012).

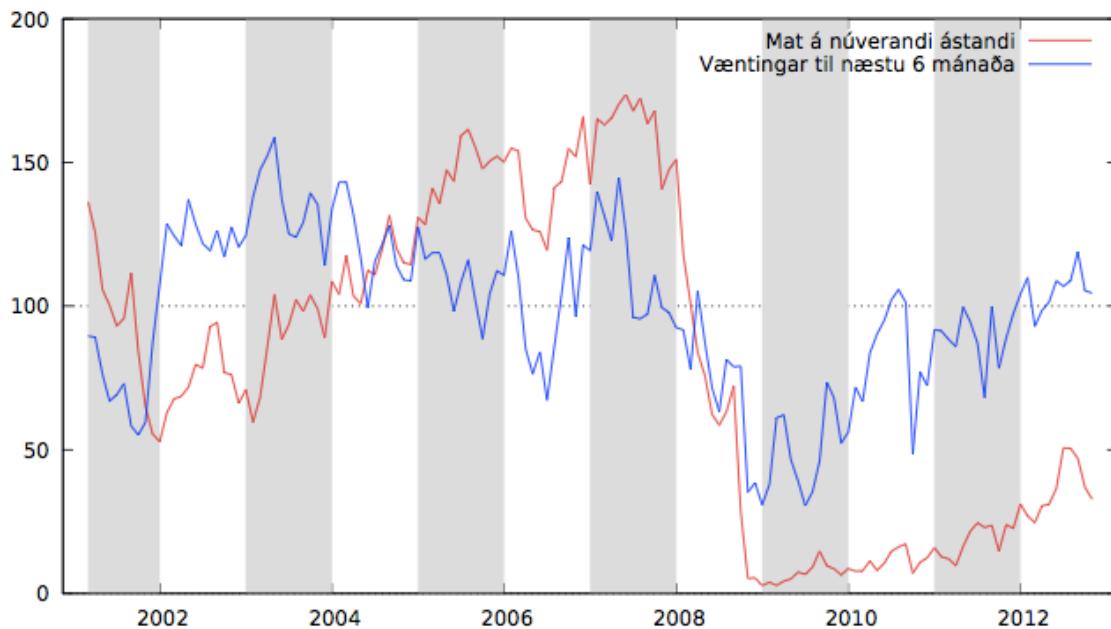
4.1 Greiningarbreytur

Capacent Gallup (2012) flokkar svörin úr könnunni niður í svokallaðar greiningarbreytur, þar sem væntingar einstakra hópa eru sundurliðaðar. Í eftirfarandi rannsókn munu greiningarbreyturnar verða notaðar til þess að athuga hvort væntingar einstakra hópa geti betur útskýrt þróun einkaneyslu og mun verða fjallað um þær hér í framhaldinu.

4.1.1 Undirvísítölur

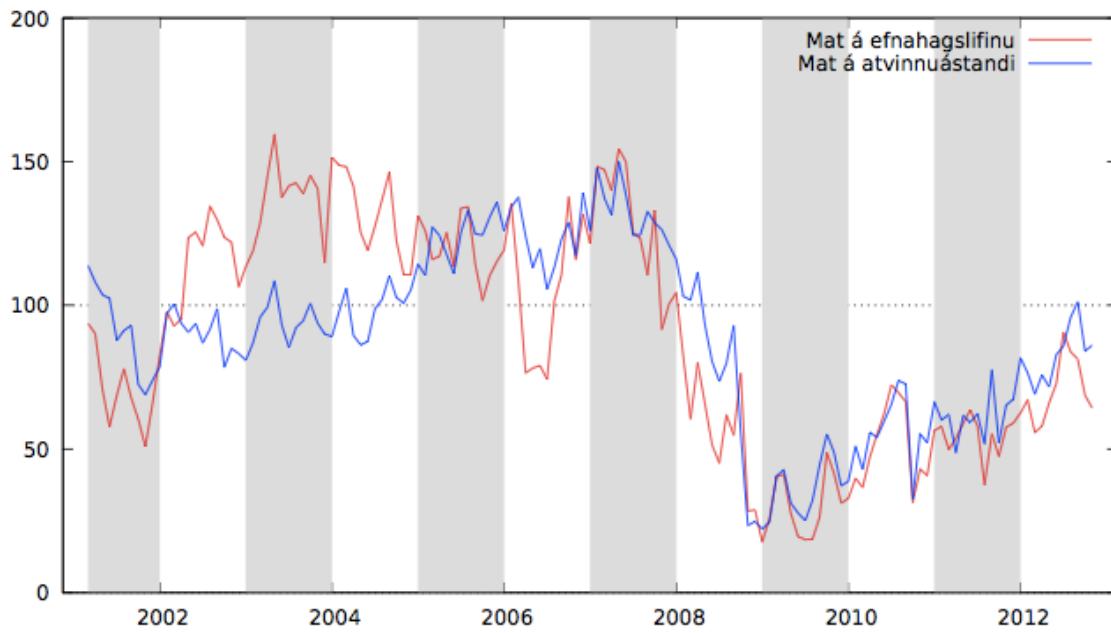
Undirvísítölur eru reiknaðar út frá spurningunum fimm. Þær eru mat á núverandi ástandi, sem er meðaltal spurninga 1 og 3, væntingar til næstu mánaða, sem er meðaltal spurninga 2, 4 og 5, mat á efnahagslífinu, sem er meðaltal spurninga 1 og 2, og að lokum

mat á atvinnuástandi sem er meðaltal spurninga 3 og 4. Á mynd 4 og 5 má sjá þróun undirvísitalanna Capacent Gallup.



Mynd 4. Undirvísítölur væntingavísitolunnar, mat á núverandi ástandi og væntingar til næstu sex mánaða. Heimild: Capacent Gallup (2012).

Þegar myndin er skoðuð má velta því fyrir sér hvort mat á núverandi ástandi sé betri vísbending um þróun einkaneyslu. Þegar litið er á væntingar til næstu sex mánaða sést nánast engin skýr vísbending um bankahrun, þar sem ferillinn er fremur stöðugur. Þetta gefur til kynna að fólk hafi talið að ástandið væri tímabundið og hafi ekki verið tilbúið til þess að lækka neysluhegðun varanlega.

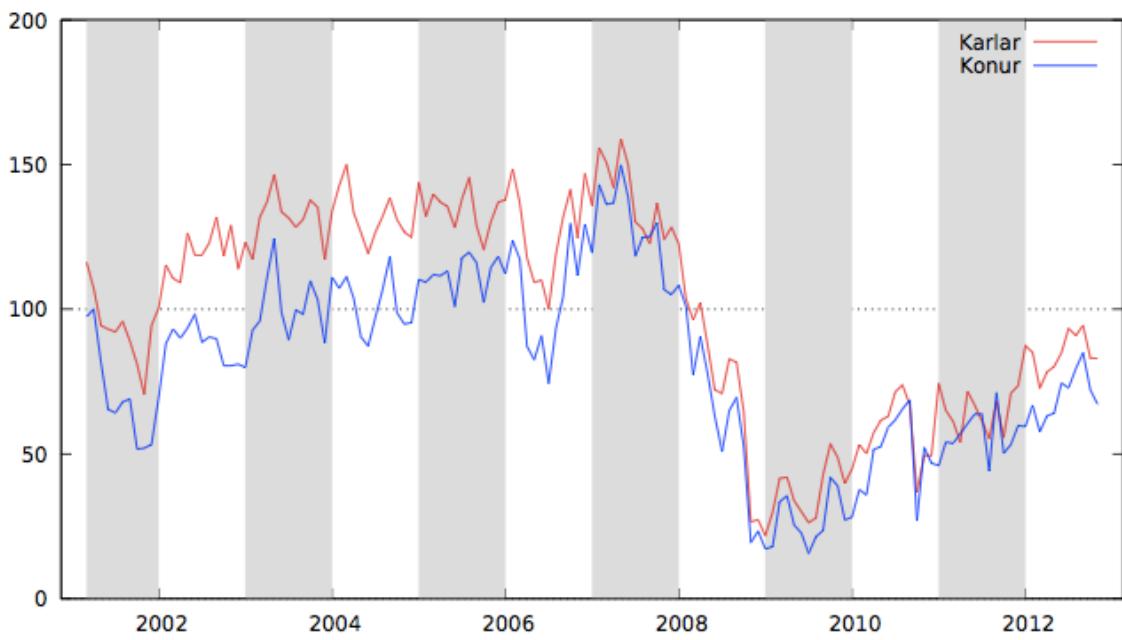


Mynd 5. Undirvísítölur væntingavísítölunnar, mat á efnahagslífinu og mat á atvinnuástandi. Heimild: Capacent Gallup (2012).

Capacent Gallup flokkar svörin svo enn meira niður, þar sem væntingar einstakra hópa eru flokkaðar eftir greiningarbreytum. Greiningarbreytur fyrir væntingavísítoluna eru kyn, aldur, búseta, menntun og heimilistekjur og eru gögn hvers mánaðar vegin eftir kyni, aldri og búsetu í samhengi við hlutfall þjóðarinnar í viðkomandi hópum (Capacent Gallup, 2012).

4.1.2 Kyn

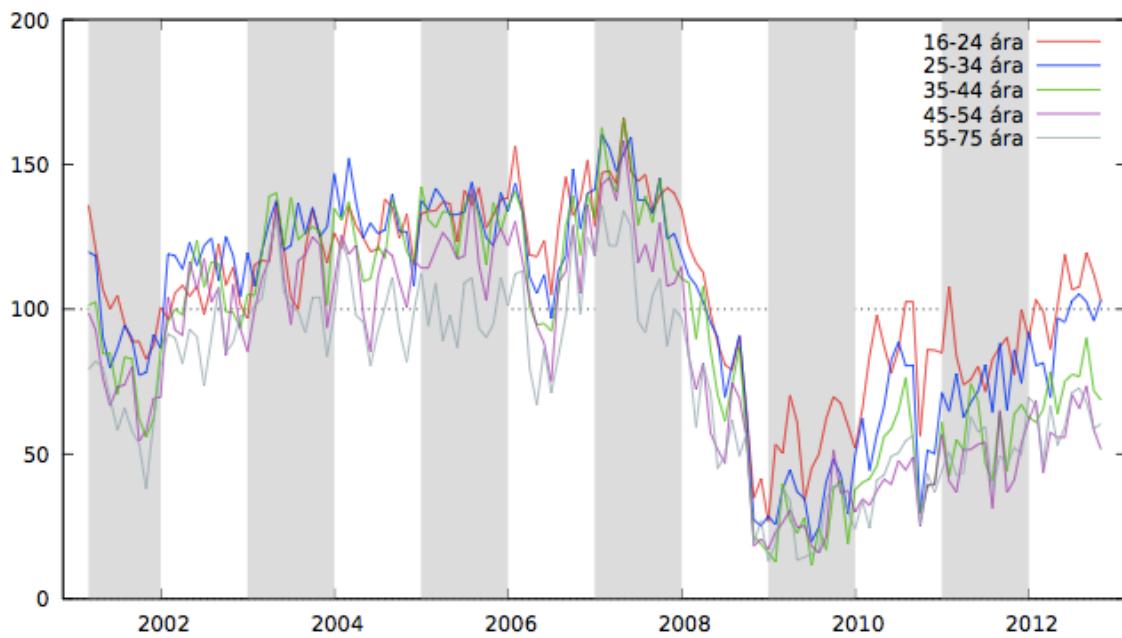
Greiningarbreyturnar verða notaðar til þess að athuga hvaða flokkur innan hvers hóps geti gefið besta líkanið til þess að spá fyrir um einkaneyslu. Kyn er augljóslega flokkað eftir karlkyni og kvenkyni og má sjá að konur eru yfirleitt mun svartsýnni en karlar, eins og má sjá á mynd 6.



Mynd 6. Væntingar flokkaðar eftir kyni Heimild: Capacent Gallup (2012).

4.1.3 Aldur

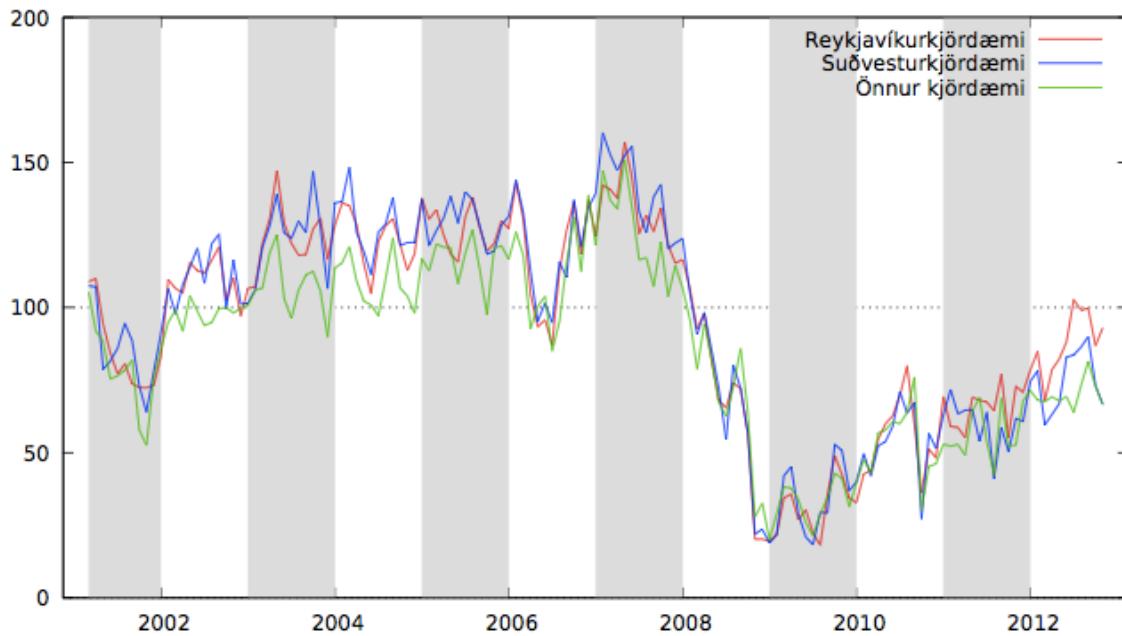
Aldri er skipt niður í fimm flokka; 16-24 ára, 25-34 ára, 35-44 ára, 45-54 ára og 55-75 ára. Á mynd 7 má sjá að fólk á aldrinum 25-44 ára var yfirleitt bjartsýnna en í hinum flokkunum fyrir bankahrun, en fólk á aldrinum 16-24 ára var svo jákvæðara á árunum eftir hrunið.



Mynd 7. Væntingar flokkaðar eftir aldri. Heimil: Capacent Gallup (2012).

4.1.4 Búseta

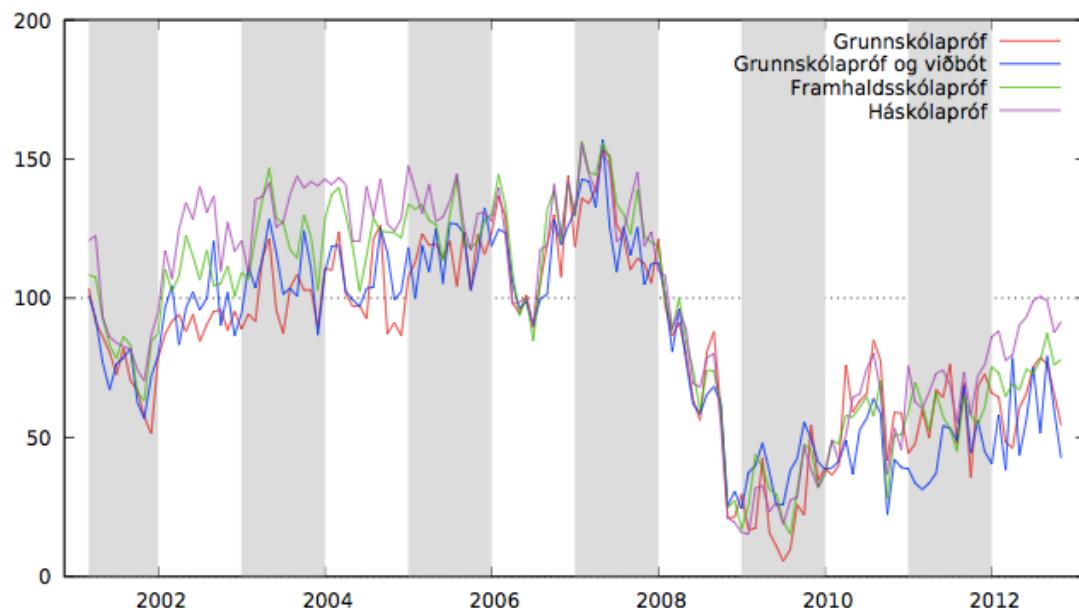
Búseta er önnur greiningarbreyta og þar er flokkað niður í Reykjavíkurkjördæmi, Suðvesturkjördæmi og Önnur kjördæmi eins og mynd 8 sýnir.



Mynd 8. Væntingar flokkaðar eftir búsetu. Heimild: Capacent Gallup (2012).

4.1.5 Menntun

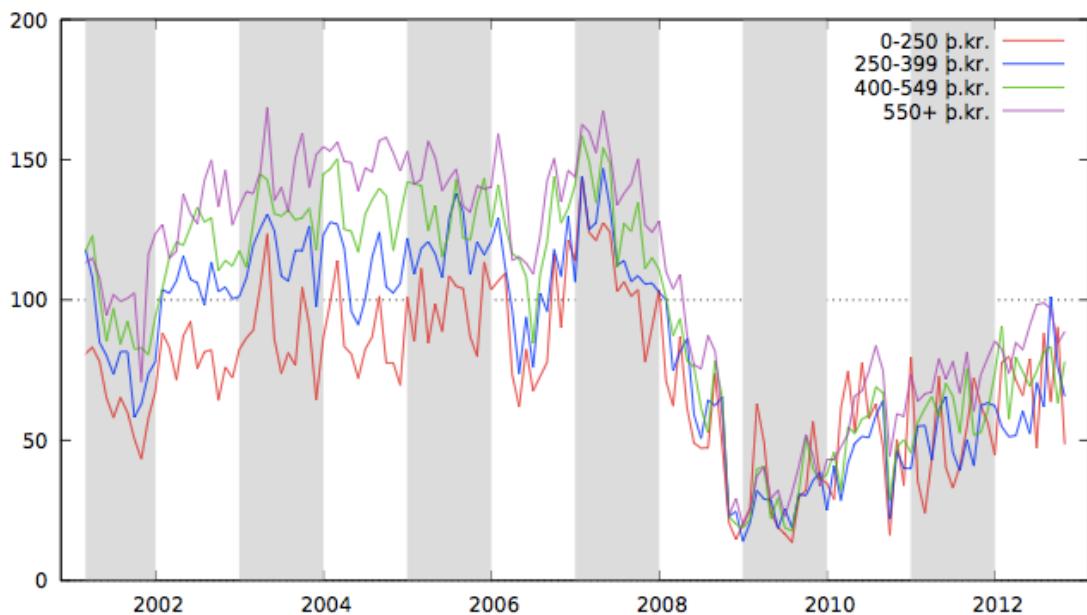
Menntunin er flokkuð niður í Grunnskólapróf, Grunnskólapróf og viðbót, Framhaldsskólapróf og Háskólapróf. Fyrir hrn voru þeir sem voru með meiri menntun yfirleitt bjartsýnni en þeir eru voru einungis með grunnskólapróf, samanber mynd 9.



Mynd 9. Væntingar flokkaðar eftir menntun. Heimild: Capacent Gallup (2012).

4.1.6 Tekjur

Síðasti hópurinn er flokkaður niður eftir tekjum og má skipta honum upp í fjóra flokka; 0-250 þúsund kr., 250-399 þúsund kr., 400-549 þúsund kr. og 550 + þúsund kr. Það sést mjög glögglega að fyrir hrn var tekjuhæsti flokkurinn hvað bjartsýnastur og bjartsýnin minnkaði svo með lægri tekjflokki (550+ voru bjartsýnastir og -250 voru svartsýnastir). Eftir hrn átti þetta þó ekki við og þá sést ekki nein skýr skipting. Mynd 10 skýrir þetta vel.



Mynd 10. Væntingar flokkaðar eftir tekjuflokkum. Heimild: Capacent Gallup (2012).

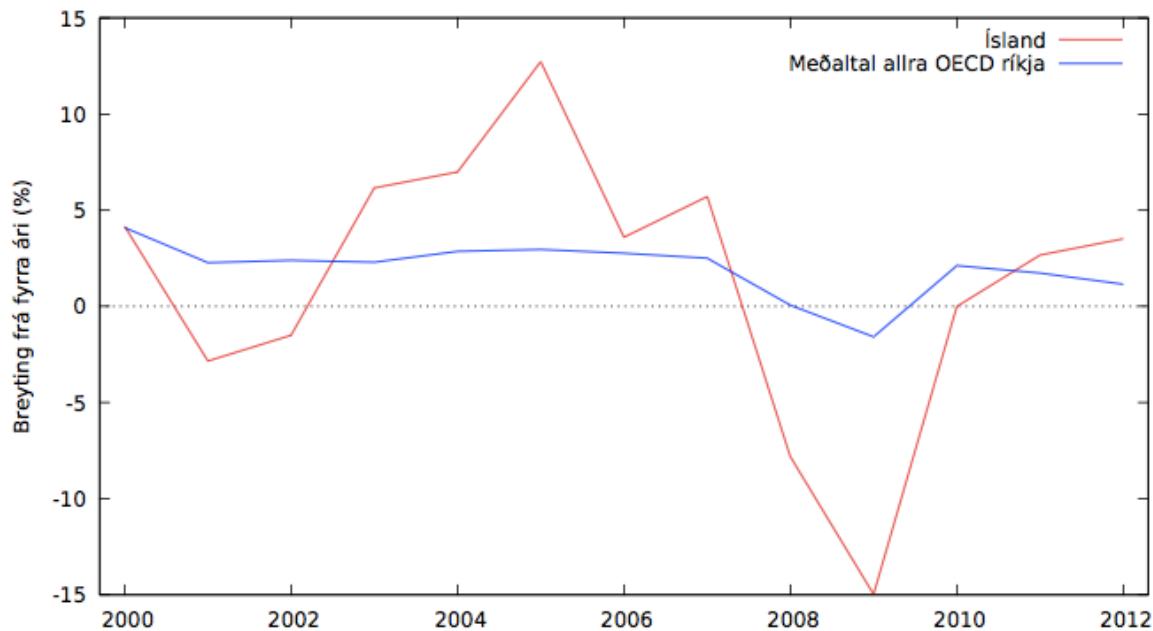
Bankahrunið sem átti sér stað árið 2008 kemur skýrt fram í væntingum allra flokka. Það er gegnumgangandi í hegðun vísalhnanna að það virðist vera skýr skipting á milli flokka fyrir bankahrunið, en svo þjappast væntingar saman á árunum eftir hrn. Þó er ein undantekning á og það eru væntingar mismunandi aldurshópa. Þar sést engin skýr skipting árin fyrir hrn en það virðist verða skýr skipting á væntingum eftir hrn og þær verða dreifðari. Það má einnig sjá að væntingar fólks á aldrinum 16-24 ára sveiflast meira en hjá öðrum aldurshópum.

4.2 Væntingar um heildartekjur

Mikið af fræðilegu efni er til um það hvernig neytendur hegða neyslu sinni og er almennt talið að heimilin vilji jafna út neyslu sína yfir tíma. Þessi hegðun er þekkt sem jöfnun neysluútgjálfa (e. consumption smoothing hypothesis). Þessi hugmyndafræði kom í stað þeirra hugmynda sem snerust um það að fólk hefði jaðartilhneigingu til þess að neyta og að núverandi neysla væri bundin við núverandi tekjur. Fólk hefði því tilhneigingu til þess að jafna neyslu sína yfir tíma.

Miklar sveiflur í einkaneyslu eru skaðlegar þegar litið er á velferðina í heild. Ísland er á meðal fárra ríkja þar sem einkaneysla sveiflast meira en landsframleiðsla. Það er ekki ákjósanlegt þar sem sveiflur í einkaneyslu ættu að vera minni en sveiflur í framleiðslu og

tekjum (Seðlabanki Íslands, 2010). Ástæðurnar fyrir þessum sveiflum í einkaneyslu má meðal annars rekja til sveiflna í raunlaunum sem mælast mestar hér á landi á meðal OECD ríkja. Á mynd 11 má sjá samanburð á vexti einkaneyslu á Íslandi annars vegar og í OECD ríkjum hins vegar og sést þar hvað einkaneysla á Íslandi sveiflast mikið.



Mynd 11. Vöxtur einkaneyslu 2000-2012. Heimild: OECD (2012).

Til þess að skoða hvernig fólk hegðar einkaneyslu sinni er gagnlegt að líta á tekjur. Margar kenningar snúa að því hvernig tekjur hafi áhrif á einkaneyslu. Kenningarnar um ævitekjur (e. life-cycle hypothesis) og varanlegar tekjur (e. permanent income hypothesis) gefa til kynna að ákvarðanir neytenda séu háðar væntum framtíðartekjum (Alan Garner, 1991). Ef framtíðartekjur verða svo ekki eins og áætlað var þurfa neytendur að taka lán eða ganga á sparnað til þess að viðhalda einkaneyslu og reyna að jafna hana út með tímanum. Þetta er þekkt sem jöfnun neysluútgjalda (Seðlabanki Íslands, 2010). Hér á eftir verður nánari umfjöllun um kenningarnar sem snúa að hegðun neytenda í sambandi við einkaneyslu.

4.2.1 Æviteknakenningin (e. Life-cycle hypothesis)

Kenning Modiglianis og Bumbergs fjallar um það hvernig hægt sé að nota sparnað til þess að flytja kaupmátt frá einu tímabili í lífinu yfir á annað tímabil. Á yngri árum eru

tekjur yfirleitt lágar miðað við tekjur síðar á ævinni. Tekjur ná yfirleitt hámarki á síðari vinnuárum og detta niður þegar farið er á eftirlaun. Til þess að reyna að jafna út neyslu yfir ævina telur æviteknakenningin að hagkvæmast væri að taka lán á yngri árum þegar tekjur eru lágar, borga lánin til baka og byggja upp sparnað á vinnuárum þegar tekjur eru háar og eyða síðan uppsöfnuðum sparnaði í ellinni (Parker, 2011).

Æviteknakenningin gerir ráð fyrir að tekjum megi skipta upp í annars vegar varanlegar tekjur (e. permanent income) og hins vegar skammærar tekjur (e. transitory income) eða breytilegar tekjur. Einnig gerir kenningin ráð fyrir því að tekjur yfir tíma geti haft áhrif á skammærar tekjur, það er að fylgni sé til staðar á milli tekna og neyslu, þar sem tekjuaukning leiði til meiri sparnaðar og fjárfestinga. Það er sambandið á milli varanlegra tekna og varanlegrar neyslu sem skiptir hvað mestu máli í æviteknakenningunni (Hagfræðistofnun, 2008). Æviteknakenningunni má lýsa með jöfnu 2.

Jafna 2

$$C_t = aW_t + bY$$

W_t er núverandi auður, Y varanlegar tekjur (núverandi og framtíðartekjuflæði), a er jaðartilhneiting til þess að neyta með tilliti til auðs og b er jaðartilhneiting til þess að neyta með tilliti til tekna (Modigliani and Brumberg, 1954).

4.2.2 Kenningin um varanlegar tekjur (e. Permanent income theory)

Árið 1957 setti hagfræðingurinn Milton Friedman fram aðra kenningu um varanlegar tekjur og sýndi fram á það að fólk ákvarði neyslu sína út frá þeim væntingum sem það gerir sér um framtíðartekjur. Kenningin leggur áherslu á jöfnun neysluútgjalda og er mjög svipuð og æviteknakenning Modiglianis. Helsti munurinn á þessum kennungum er sá að kenningin um varanlegar tekjur gerir ekki ráð fyrir fylgni á milli tekna og neyslu. Friedman skilgreindir þær væntu framtíðartekjur sem neytandi býst við yfir ævina sem varanlegar tekjur (e. permanent income) og breytingar frá þessari upphæð sem skammærar tekjur (e. transitory income). Einnig aðskildi hann varanlega neyslu (e. permanent consumption), sem er hefðbundin stöðug og þekkt neysla, frá skammærri neyslu (e. transitory consumption) sem er óvænt og óregluleg. Hann hélt því fram að varanleg neysla væri í hlutfalli við varanlegar tekjur. Kenningin um varanlegar tekjur

segir að neysluhegðun neytenda sé einungis ákvörðuð af breytingum í varanlegum tekjum og breyting í skammærum tekjum hafi lítil sem engin áhrif á neysluhegðun (Parker, 2010).

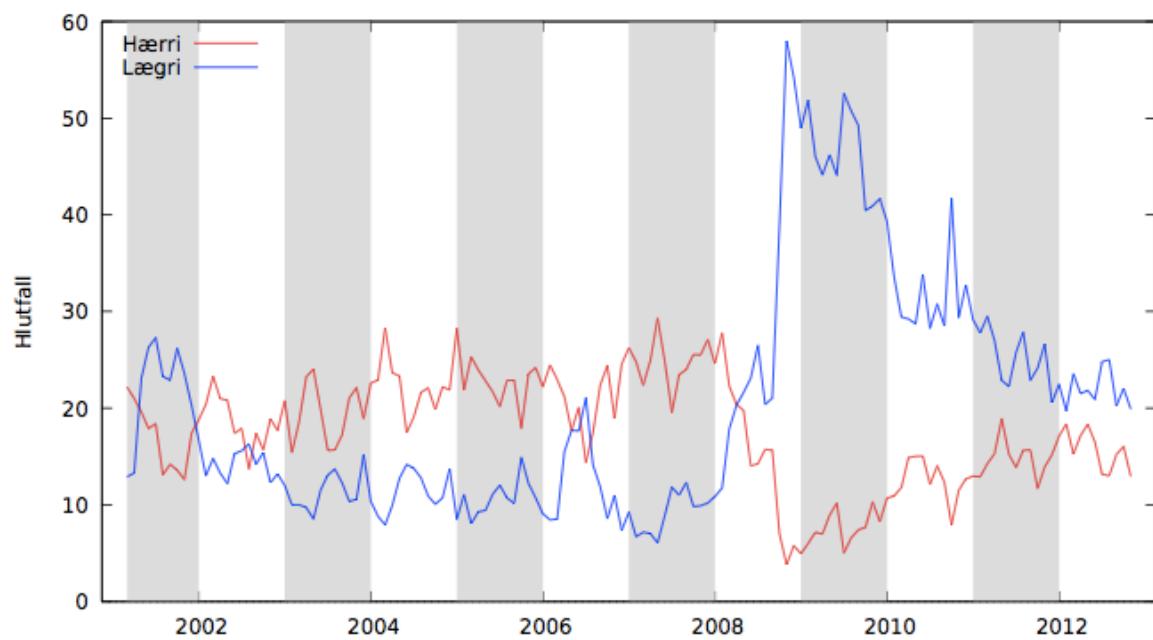
Kenningunni má lýsa með jöfnu 3 þar sem c_p er varanleg neysla, y_p er varanalegar tekjur, i er vaxtastig, w er hlutfall á milli auðs og tekna og u er nytjar á milli neyslu og tekna (Friedman, 1957).

Jafna 3

$$c_p = k(i, w, u)y_p$$

Þessi jafna lýsir sambandi varanlegra tekna og varanlegrar neyslu. Hlutfallið á milli tekna og neyslu er óháð gildinu á varanlegum tekjum en háð breytum svo sem vaxtastigi, hlutfalli auðs og tekna og nytjum neytandans með tilliti til neyslu og auðs.

Capacent Gallup (2013) hefur nýlega byrjað að birta samfélagsmælikvarða sem heitir væntar heildartekjur heimilanna. Þessi mælikvarði byggist á spurningu um það hverjar fólk telji að verði heildartekjur heimilisins eftir sex mánuði, þ.e. hvort að heildartekjur heimilisins aukist, dragist saman eða haldist óbreyttar næstu sex mánuði. Þetta er vissulega sama spurning og er í könnuninni sem byggir upp væntingavísitoluna og mun þessi mælikvarði verða skoðaður sérstaklega, þar sem hluti af ofangreindum fræðum, sbr. neyslukenningar, gerir ráð fyrir því að neysla heimilanna byggist upp á væntum tekjum. Á mynd 12 má sjá hlutfall þeirra sem svöruðu því til að væntar heimilistekjur muni verða hærri og hlutfall þeirra sem vænta þess að heimilistekjur verði lægri. Gera má ráð fyrir því að þeir þáttakendur sem hvorki svöruðu hærri né lægri hafi svarað því til að tekjur muni standa í stað.



Mynd 12. Væntingar um heildartekjur heimilanna. Heimild: Datamarket (2013).

5 Tölfræðileg nálgun

Í þessum kafla verður reynt að veita örlitla innsýn í þá tölfræðilegu þætti sem verða notaðir í greiningu á Væntingavísítölu Capacent Gallup.

5.1 VAR-líkön

Til þess að reyna að svara ofangreindri rannsóknarspurningu verður notað VAR-líkan (e. vector auto regression) sem er hagrannsóknarlíkan sem metur þróun og innbyrðis tengsl tímaraða. VAR-líkön eru oft notuð þegar meta skal orsakatengsl á milli breyta eða kanna hvort nota megi einhverja breytu til þess að spá fyrir um aðra og því er tilvalið að nota VAR-líkan í þessari greiningu. Almennasta útgáfa VAR-líkansins er reduced VAR og er hver breyta útskýrð sem línulegt fall af fortíð sinni og fortíð allra annarra breyta í líkaninu. Jafna 4 sýnir almenna framsetningu á VAR(p)-líkani.

Jafna 4 :
$$\underline{r}_t = \underline{\phi}_0 + \Phi_1 \underline{r}_{t-1} + \dots + \Phi_p \underline{r}_{t-p} + \underline{a}_t$$

Þar sem \underline{r}_t , $\underline{\phi}_0$, \underline{r}_{t-1} og \underline{r}_{t-p} eru k-víðir vigrar og r táknar hverja af k mörgum breytum í líkaninu (k er fjöldi breyta í VAR-líkaninu). $\underline{\phi}_0$ er fastinn og \underline{a}_t er einnig k-víður og táknar suð eða leif með samdreifnifylki Σ . Φ_p er kxk fylki þar sem p táknar fjölda tafinna gilda (e. Lag). Með öðrum orðum mætti segja að fyrir hverja breytu sé fundið aðhvarf við fasta og p tafir ásamt p töfum allra annarra breyta í líkaninu (Tsay, 2010).

5.1.1 Val á fjölda tafa (e. Lag)

Þegar notast er við VAR-líkan þarf að meta og velja fjölda tafinna gilda (e. Lag). Reynt er að fá fram það líkan sem skýrir gögnin best en með sem fæstum skýribreytum. Í þessari rannsókn voru notaðar fjórar tafir vegna þess að gögnin voru ársfjórðungsleg. Með þessum hætti er einnig hægt að leiðréttu fyrir árstíðum. Einnig er gert ráð fyrir að öll áhrif væntinga muni hafa skilað sér í einkaneyslu innan við ár. Til stuðnings var notast

við AIC (e. Akaike information criterion), þar sem það líkan sem gefur lægsta AIC-gildi hefur besta fjölda tafa (Tsay, 2010).

Algengasta leiðin til þess að meta AIC-stuðul er með jöfnu (Tsay, 2010):

$$\text{Jafna 5} \quad AIC = -2 \ln(L) + 2k$$

Þar sem L er það gildi sem hámarkar logra-sennileikafallið fyrir líkanið sem er verið að meta og k er fjölda breyta.

5.1.2 Sístæðni (e. stationarity)

Kanna þarf sístæðni (e. stationarity) allra tímaraða þar sem það er eitt skilyrðið fyrir því að nota VAR-líkan. Til þess að kanna hvort tímaröð sé sístæð þarf að athuga hvort einingarót (e. Unit root) sé til staðar og ef einingarót er til staðar er tímaröðin ósístæð.

VAR(p)-líkan er sístætt ef (Tsay, 2010) :

$$\text{Jafna 6} \quad \det(I_k - \Phi_1 z - \dots - \Phi_p z^p) \neq 0 \text{ fyrir } |z| \leq 1$$

svo r_t er sístætt þá og því aðeins þegar eicingildi Φ eru öll inna einingarskífunnar.

Til þess að athuga sístæðni á öllum breytum var notast við svokallað Augmented Dickey-Fuller próf, þar sem fyrsti mismunur á öllum breytum var tekinn áður en prófið var framkvæmt. Þegar fyrsti mismunur er tekinn er einungis hægt að gera ráð fyrir skammtímasambandi á milli breyta. Núlltilgáta prófsins er að einingarót sé til staðar og þar með er gagntilgátan sú að einingarót sé ekki til staðar. Því má segja að ef p-gildinu er hafnað, þá innihaldi gögnin ekki einingarót og séu því sístæð (TSAY, 2010).

5.1.3 Villa af völdum samheildunar (e. Cointegration)

Tvær tímaraðir eru samheildaðar ef þær deila sameiginlegri leitni (e. drift). Villa af völdum samheildunar getur komið upp þegar um er að ræða ósístæð gögn. Til þess að eyða villu af völdum samheildunar er oftast tekinn fyrsti mismunur af gögnum eða logra-mismun. Þetta er gert til þess að taka leitni í gögnum í burtu.

5.1.4 Sjálfþylgni (e. Autocorrelation)

Ef líkan nær ekki að lýsa venslum nægilega vel, þ.e. vantar áhrifaþætti, þá kemur fram sjálfþylgni í frávikum (Tsay, 2010). Fylgni rununnar við sjálfa sig er fylgni (r_t, r_{t+1}, \dots, r_n) og ($r_{t-l}, r_{t-l+1}, \dots, r_{n-l}$) þar sem l er einhver heil tala. Kanna þarf hvort gildi tímaraðarinnar séu háðar fyrri gildum þess. Þessi villa getur orðið í tímaröðum þar sem meiri líkur eru á því að lík gildi komi upp í röð. Sem dæmi má nefna að meiri líkur eru á því að gengisvísitalan í dag sé líkari þeirri sem verður á morgun en ef tekið væri gildi af handahófi.

5.2 Viðbragðsföll

Þegar notast er við VAR-líkön eru flestar breytur yfirleitt teknar inn sem óháðar breytur og getur það verið kostur, þar sem þá er ekki búið að ákveða fyrirfram samband breytanna. Það getur þó orðið til þess að líkönin verði gríðarlega stór og með mjög mörgum stuðlum og stækkar veldislega. Þetta getur valdið því að mjög erfitt verði að túlka niðurstöður VAR-líkansins með því að líta einungis á stuðlana og því getur verið gagnlegt að skoða viðbragðsfall (e. Impulse response function). Öllum breytum er haldið stöðugum nema þeirri breytu sem er látin hækka skyndilega með svokölluðum púlsi. Púlsinn hefur svo áhrif á allar breytur í líkaninu eftir því sem tíminn líður. Viðbragðsföll geta því gefið til kynna hver áhrif 10% hækkunar verða á væntingar á einkaneyslu.

5.3 Að bera saman óhreiðruð líkön (e. Non-nested models)

Tvö líkön eru hreiðruð (e. nested) ef bæði líkönin innihalda alla sömu þættina (e. factors), nema annað líkanið hafi a.m.k. einn aukaþátt, þ.e.a.s. ef annað líkanið er hlutmengi hins líkansins. Ef líkan 1 er ekki hlutmengi í líkani 2 er sagt að þau séu óhreiðruð (e. non-nested).

AIC, BIC og R^2 henta vel til þess að bera saman óhreiðruð líkön og munu þeir mælikvarðar verða notaðir til þess að bera saman gæði líkanna, þar sem um er að ræða óhreiðruð líkön (Hong og Preston, 2005). Einnig mun logra-sennileikastuðullinn verða notaður þar sem um er að ræða mjög svipuð gögn.

Logra-sennileikastuðullinn er notaður til þess að meta mismunandi líkön með sömu eða svipuð gögn í þeim tilgangi að meta hversu vel líkanið útskýri gögnin eða hversu

Líklegt líkanið sé miðað við gögnin. Það líkan sem er með hæsta logra-sennileikastuðul (eða lægsta tölugildi) er metið sem besta líkanið.

AIC-stuðullinn er mælikvarði á það hversu vel líkanið fellur að gögnunum (e. Goodness of fit) og er leitast við að hafa stuðulinn sem lægstan. BIC-stuðullinn er nátengdur AIC-stuðlinum en BIC tekur strangara tillit til fjölda breyta þar sem færri breytur eru ákjósanlegri.

Aðhvarfsstuðull eða R^2 er mælikvarði á það hversu vel líkanið útskýrir gögnin. Líkanið með hæsta aðhvarfsstuðulinn er talið hafa mesta skýringarmáttin og því talið besta líkanið. Í þessari rannsókn verður skoðað hversu vel megi skýra dreifingu einkaneyslu með fylgni við væntingar.

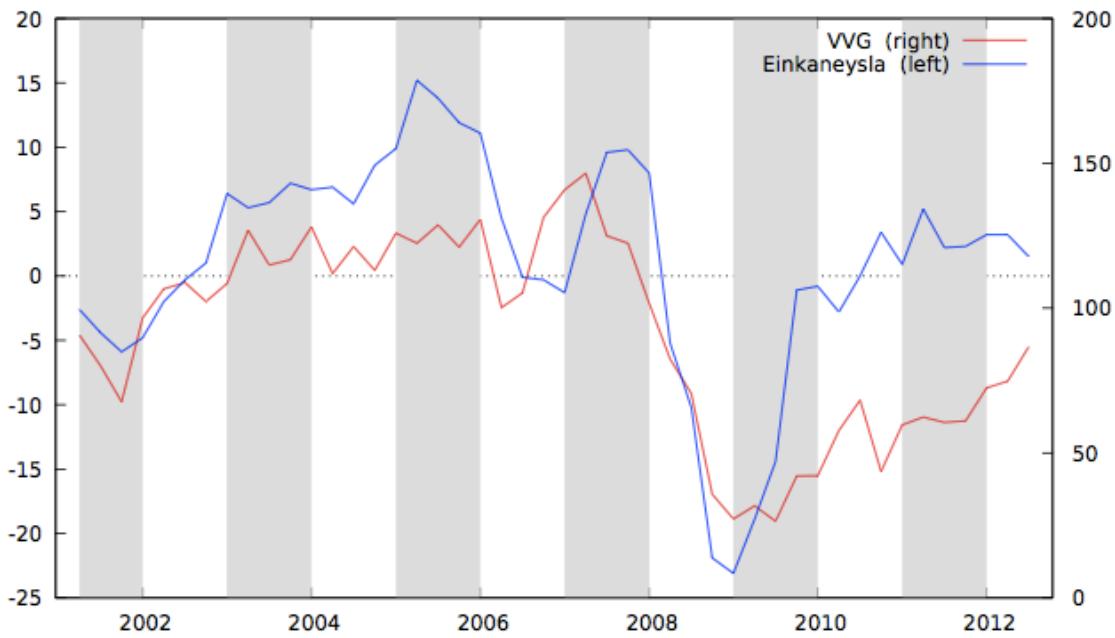
5.4 Orsakatengsl Grangers

Orsakatengsl Grangers (1969) eru notuð til þess að meta hvort ein tímaröð geti spáð fyrir um aðra og er sagt að tímaröð X „Granger-orsaki“ (e. Granger-cause) tímaröð Y ef hægt er að sýna fram á það með tilgátuprófum. Tímaröð X Granger-orsakar tímaröð Y ef tafin gildi á X geta útskýrt núverandi gildi á Y. Þetta er leið til þess að sýna fram á orsakasamband í einhverja ákveðna átt á milli tveggja tímaraða. Núlltilgátan er sú að tímaröð X Granger-orsaki ekki tímaröð Y og er þá gagntilgátan sú að orsakatengsl séu til staðar á milli þessara tveggja tímaraða. Rétt er að taka það fram að þó svo að tímaröð X Granger-orsaki tímaröð Y, þá er ekki þar með sagt að tímaröð Y Granger-orsaki tímaröð X og þarf að framkvæma sérstakt tilgátupróf fyrir þau tengsl.

6 Greining á Væntingavísitölu Capacent Gallup

Væntingavísitala Capacent Gallup byggir á svörum almennings við fimm spurningum sem fjalla um núverandi efnahagsaðstæður, væntingar til efnahagslífsins eftir sex mánuði, mat á núverandi ástandi í atvinnumálum, væntingar til ástands atvinnumála eftir sex mánuði og væntingar um heildartekjur eftir sex mánuði. Vísitalan er því byggð á þremur þáttum sem höfða til framtíðar og tveimur sem fjalla um núverandi ástand.

Einkaneysla er mæld sem ársbreyting eftir ársfjórðungum og er þar með raunbreyting frá sama tímabili árið áður í prósentum (Hagstofa Íslands, 2013a). Tölur um einkaneyslu eru birtar ársfjórðungslega með mikilli tímatöf og mætti álykta að fátíðni þeirra gefa því ekki nægilega nákvæmar upplýsingar um hvert hagkerfið stefnir. Á mynd 13 má sjá hvernig einkaneysla og væntingavísitala Capacent Gallup hreyfast saman yfir tíma eftir ársfjórðungum. Fylgnin virðist fremur auðsæ af myndinni að dæma og er því athyglisvert að skoða betur hversu vel einkaneysla fylgir væntingavísitolunni og hvort nota megi hana annars vegar sem leiðandi hagvísi sem bæti upp fyrir tímatöf, fyrir mælingu og birtingu einkaneyslu og hins vegar til þess að spá fyrir um einkaneyslu. Tímabilið sem um er að ræða er frá 2. ársfjórðungi 2001 (2001:2) að 3. ársfjórðungi 2012 (2012:3) og eru þetta ársfjórðungstölur.



Mynd 13. Þróun einkaneyslu og væntingavísitölu skoðuð samtímis. Einkaneysla mæld sem ársbreyting eftir ársfjórðungum. Heimild: Hagstofa Íslands (2013a) og Capacent Gallup (2012).

Markmið rannsóknarinnar er að komast að því hvort væntingar geti gefið vísbendingu um það hvernig einkaneysla muni þróast. Einnig er reynt athuga hvort væntingar einstakra hópa fólks geti gefið betri vísbendingu um þróun einkaneyslu en athugun á væntingavísitolunni í heild sinni. Sem dæmi má nefna hvort væntingar karla geti spáð betur fyrir um einkaneyslu en væntingar kvenna. Væntingar um framtíðartekjur verða einnig skoðaðar sérstaklega í þeim tilgangi að athuga hvort betra spálíkan fáist, þar sem margar neyslukenningar einblína á væntar tekjur.

6.1 VAR-líkön

VAR-líkan var notað til þess að kanna samband væntinga og einkaneyslur. Forritið GRETL var notað við úrvinnslu á rannsókninni. Hver breyta var sett upp í VAR-líkan samhliða einkaneyslu og kannað hvort eitthvert samband væri þar á milli. Breyturnar sem verða skoðaðar eru Væntingavísitala Capacent Gallup í heild sinni, greiningarbreytur, þ.e. væntingar einstakra hópa fólks, og svo væntar framtíðartekjur heimilis. Fjöldi VAR-líkana er því jafn fjölda breyta og verður reynt að meta gæði líkana með því að bera þau saman.

Eins og áður kom fram verða notaðar fjórar tafir vegna þess að gögnin voru ársfjórðungsleg.

Við hvert þessara VAR-líkana var sístæðni skoðuð til þess að meta hvort einingarót væri til staðar í gögnum. Í töflu 1 má sjá niðurstöður úr öllum prófum og má segja að allar breytur séu sístæðar þegar notast var við marktektarkröfu $\alpha=0,05$ nema framhaldskólapróf og tekjur hærri en 550 þ.kr. og eru þær sístæðar miðað við $\alpha=0,1$.

Tafla 1. Niðurstöður úr Dickey-Fuller prófi.

Breyta	p-gildi
VVG	1,693E-06 ***
Mat á núverandi ástandi	4,368E-04 ***
Væntingar til næstu sex mánaða	1,006E-07 ***
Mat á efnahagslífinu	5,051E-07 ***
Mat á atvinnuástandi	2,970E-06 ***
Karlar	7,499E-07 ***
Konur	3,145E-06 ***
16-24 ára	2,561E-02 **
25-34 ára	1,847E-06 ***
35-44 ára	1,719E-06 ***
45-54 ára	8,309E-07 ***
55-75 ára	8,235E-08 ***
Reykjavíkurkjördæmi	3,437E-07 ***
Suðvesturkjördæmi	1,492E-06 ***
Önnur kjördæmi	1,020E-06 ***
Grunnskólapróf	9,905E-08 ***
Grunnskólapróf og viðbót	7,014E-07 ***
Framhaldsskólapróf	5,368E-02 *
Háskólapróf	7,102E-06 ***
0-250 þ.kr.	5,053E-08 ***
250-399 þ.kr.	5,242E-07 ***
400-549 þ.kr.	1,186E-06 ***
550+ þ.kr.	7,115E-02 *
Hærri tekjur	8,015E-08 ***
Lægri tekjur	7,107E-07 ***
Einkaneysla	1,268E-05 ***

Næst þarf að athuga hvort til staðar sé villa af völdum samheildunar fyrir þær tímaraðir sem ekki eru sístæðar. Allar tímaraðir í þessari rannsókn eru sístæðar miðað við marktektarkröfu $\alpha=0,1$ og er því hægt að álykta að villa af völdum samheildunar sé ekki til staðar. Að þessu gefnu er hægt að notast við hefðbundið VAR-líkan í staðinn fyrir villu-leiðréttigarlíkan (e. VECM-vector error correction model).

Allar breytur voru sístæðar samkvæmt Augemented Dickey Fuller (ADF) prófi og voru þær niðurstöður notaðar til þess að kanna hvort sjálffylgni væri til staðar. Keyrsla á ADF-prófinu í GRETL skilar svokölluðum sjálffylgnistuðli (e. Auto-correlation coefficient) sem má nota til þess að kanna hvort sjálffylgni sé til staðar (Adkins, 2010). Allir stuðlar voru skoðaðir til þess að ganga úr skugga um það hvort sjálffylgni væri til staðar í líkönnum og má álykta að engin sjálffylgni sé til staðar. Nánar má sjá þetta í viðauka B.

Væntingavísitala Capacent Gallup var skoðuð í heild sinni samhliða einkaneyslu. Tveir stuðlar voru marktækir þegar litið var á það hvernig væntingar hefðu áhrif á einkaneyslu. Væntingar einn ársfjórðung og þrjá ársfjórðunga aftur í tímann reyndust marktækjar til þess að segja fyrir um núverandi einkaneyslu. Í töflu 2 má sjá stuðla úr VAR-líkaninu þegar litið er á einkaneyslu eða hvernig tafin gildi á væntingum og einkaneyslu hafi áhrif á núverandi einkaneyslu. D fyrir framan breytu táknaðar mismun (e. difference) og númerið á eftir breytunni táknaðar töfina. Sem dæmi má segja að d_VVG_1 tákni væntingavísitolu með eins ársfjórðungs töf og að hækkanum um eitt stig fyrir einum ársfjórðungi skili um 0,11 sinnum hærri einkaneyslu í dag.

Tafla 2. Stuðlar úr VAR-líkani þegar litið er á einkaneyslu

	Φ stuðull	p-gildi
fasti	0,2224	0,6899
d_VVG_1	0,1101	0,0186 **
d_VVG_2	0,0445	0,3225
d_VVG_3	0,0914	0,0450 **
d_VVG_4	-0,0056	0,9017
d_Einkaneysla_1	0,0548	0,7339
d_Einkaneysla_2	0,1452	0,3350
d_Einkaneysla_3	-0,1696	0,2600
d_Einkaneysla_4	-0,5176	0,0013 ***

Eins og má sjá í töflu 2 hefur stuðullinn fyrir einkaneyslu fjóra ársfjórðunga aftur í tímannmarktæk áhrif á núverandi einkaneyslu. Höfundur telur að þetta sé af völdum árstíðasveiflna og lítur fram hjá þessu í túlkun niðurstaðna. Vissulega er rökrétt að skoða hegðun einkaneyslu fyrir ári síðan til þess að spá fyrir um einkaneyslu í dag, en þessi greining einblínir á það hvernig væntingar spili inn í einkaneyslu.

Greiningarbreytur voru einnig skoðaðar með svipuðum hætti og má sjá niðurstöður VAR-líkana þeirra í viðauka B. Þau líkön sem standa upp úr voru annars vegar mat á núverandi ástandi og væntingar fólks á aldrinum 16-24 ára. Þær breytur virðast hafa marktækstu áhrifin á einkaneyslu. Í töflu 3 má sjá samanburð líkana, mat á núverandi ástandi annars vegar og væntingar til sex mánaða hins vegar.

Tafla 3. Stuðlar úr VAR-líkani þegar litið er á hvernig mat á núverandi ástandi og væntingar til sex mánaða hafa áhrif á einkaneyslu.

	Φ			Φ	
	stuðull	p-gildi		stuðull	p-gildi
fasti	0,0509	0,9260	fasti	0,0774	0,8878
d_mat_núverandi_1	0,0704	0,0807	*	d_væntingar_6_1	0,0953
d_mat_núverandi_2	0,0769	0,0641	*	d_væntingar_6_2	0,2270
d_mat_núverandi_3	0,0324	0,4106		d_væntingar_6_3	0,0835
d_mat_núverandi_4	-0,1096	0,0077	***	d_væntingar_6_4	0,0342
d_einkaneysla_1	0,0293	0,8445		d_einkaneysla_1	0,1159
d_einkaneysla_2	0,1532	0,2997		d_einkaneysla_2	0,2153
d_einkaneysla_3	-0,0704	0,6150		d_einkaneysla_3	-0,1760
d_einkaneysla_4	-0,3168	0,0345	**	d_einkaneysla_4	-0,5358

Þessar niðurstöður gefa til kynna að mat á núverandi ástandi virðist gefa betri vísbendingar um þróun einkaneyslu.

Í töflu 4 má sjá hvernig væntingar fólks á aldrinum 16-24 hafa áhrif á einkaneyslu. Það má álykta að væntingar einn ársfjórðung aftur í tímann hafi mjög marktæk áhrif á núverandi einkaneyslu og gæti það bent til þess að hægt sé að nota væntingar fólks á aldrinum 16-25 ára sem leiðandi hagvísí.

Tafla 4. Stuðlar úr VAR-líkani þegar litið er á hvernig aldursflokkurinn 16-25 ára hefur áhrif á einkaneyslu.

	Φ stuðull	p-gildi	
fasti	0,0986	0,8572	
d_16-25_1	0,1498	0,0052 ***	
d_16-25_2	0,1062	0,0608 *	
d_16-25_3	0,0532	0,3356	
d_16-25_4	-0,0443	0,3958	
d_einkaneysla_1	-0,0477	0,7664	
d_einkaneysla_2	0,0953	0,5388	
d_einkaneysla_3	-0,1250	0,4226	
d_einkaneysla_4	-0,5130	0,0015 ***	

VAR-líkön voru einnig sett upp til þess að skoða áhrif væntra tekna á einkaneyslu. Tvær breytur voru skoðaðar, annars vegar þeir sem vænta þess að tekjur verði hærri eftir sex mánuði og hins vegar þeir sem vænta þess að tekjur verði lægri eftir sex mánuði. Breyturnar eru mældar sem hlutfall þeirra sem vænta þess að tekjur verði lægri eftir sex mánuði og hlutfall þeirra sem vænta þess að tekjur verði hærri eftir sex mánuði.

Tafla 5. Stuðlar úr VAR-líkani þegar litið er á hvernig væntar tekjur hafa áhrif á einkaneyslu.

Hærri Tekjur	Φ		Lægri tekjur	Φ	
	stuðull	p-gildi		stuðull	p-gildi
fasti	0,2992	0,5959	fasti	0,2211	0,6799
d_hærri_1	0,5162	0,0117 **	d_laegri_1	-0,2804	0,0246 **
d_hærri_2	0,4303	0,0576 *	d_laegri_2	-0,1198	0,3425
d_hærri_3	0,4275	0,0545 *	d_laegri_3	-0,2719	0,0323 **
d_hærri_4	0,3447	0,0954 *	d_laegri_4	-0,2028	0,1045
d_einkaneysla_1	0,0092	0,9532	d_einkaneysla_1	0,1259	0,4120
d_einkaneysla_2	0,0380	0,8137	d_einkaneysla_2	-0,0520	0,7680
d_einkaneysla_3	-0,2179	0,1659	d_einkaneysla_3	-0,2516	0,1567
d_einkaneysla_4	-0,4446	0,0031 ***	d_einkaneysla_4	-0,4945	0,0018 ***

Hér má sjá að þegar fólk væntir þess að tekjur verði hærri eftir sex mánuði hefur það marktæk áhrif á einkaneyslu. Það má segja að þegar hlutfall þeirra sem vænta þess að tekjur verði hærri eftir sex mánuði hækki um 10%, þá hækki einkaneysla um 5% þegar

fyrsti ársfjórðungur aftur í tímann er skoðaður. Svo virðist sem áhrifin skili sér best þegar litið er á einn ársfjórðung aftur í tímann, en áhrifin eru marktæk allt að fjórum ársfjórðungum aftur í tímann, þar sem áhrifin verða æ minni.

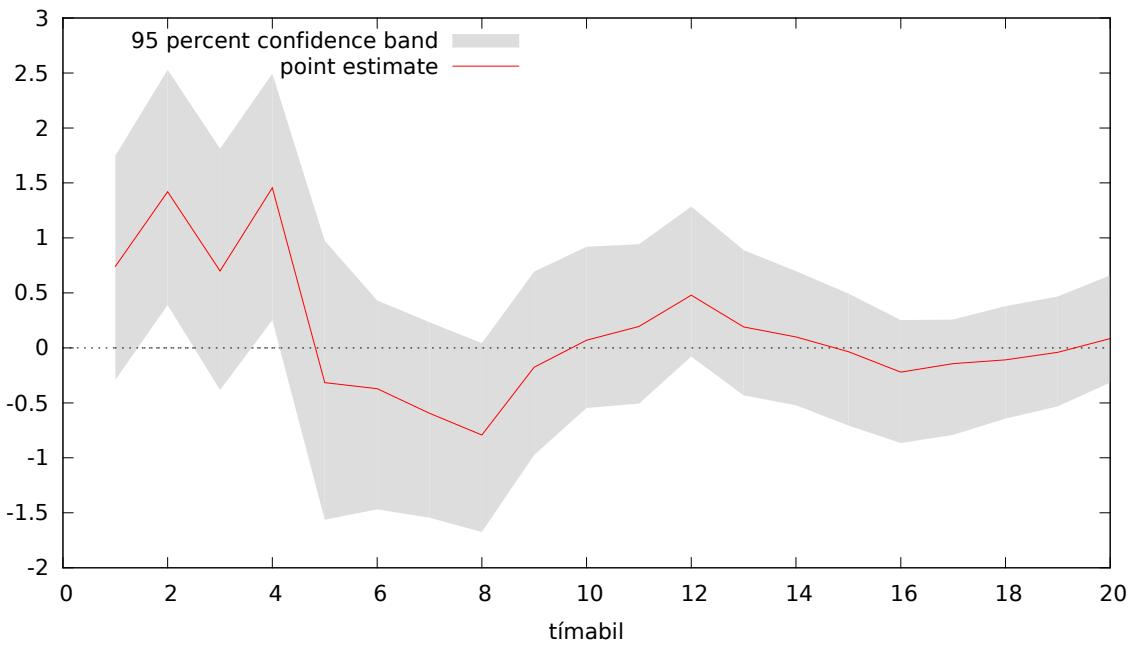
Væntingar um það að tekjur lækki á næstu sex mánuðum leiðir til þess að einkaneysla dregst saman samkvæmt stuðlum VAR-líkansins, þar sem allir stuðlar eru neikvæðir. Í þessu líkani eru einungis tveir stuðlar marktækir, það er einn ársfjórðungur og þrír ársfjórðungar aftur í tímann hafa marktæk áhrif á núverandi einkaneyslu. Ef hlutfall þeirra hækkar sem vænta þess að tekjur muni verða minni eftir sex mánuði, mun einkaneysla lækka samkvæmt VAR-líkani. Ef litið er á áhrif væntinga fyrsta ársfjórðungs aftur í tímann, má álykta að ef væntingar um lægri tekjur hækki um 10% muni einkaneysla dragast saman um tæp 3%. Væntingar þrjá ársfjórðunga aftur í tímann hafa einnig marktæk áhrif á einkaneyslu.

6.2 Viðbragðsföll

Eins og áður var nefnt getur verið vandasamt að túlka niðurstöður VAR-líkana þar sem fjöldi breyta vex mjög hratt og verður því skoðað hvernig einkaneysla bregst við þúlpi í væntingavísitölu. Forritið GRETL býður upp á auðvelt viðmót til þess að skoða viðbragðsföll.

Þar sem búið er að taka mismun af gögnum verða niðurstöður túlkaðar sem töluleg breyting, þ.e. hve mikil aukning eða minnkun á einkaneyslu verður á milli ársfjórðunga. Þó ber að túlka niðurstöður með varfærni, þar sem upplýsingar tapast við það að nota mismun af gögnum og getur það gefið veikt mat á viðbragðsföllum (Joensen, 2011).

Til þess að sjá betur áhrifin þegar að væntingar hækka, verður litið á viðbragðsfall þess, þ.e. skoðað verður hvernig einkaneysla bregst við skyndilegri hækkun í væntingum.

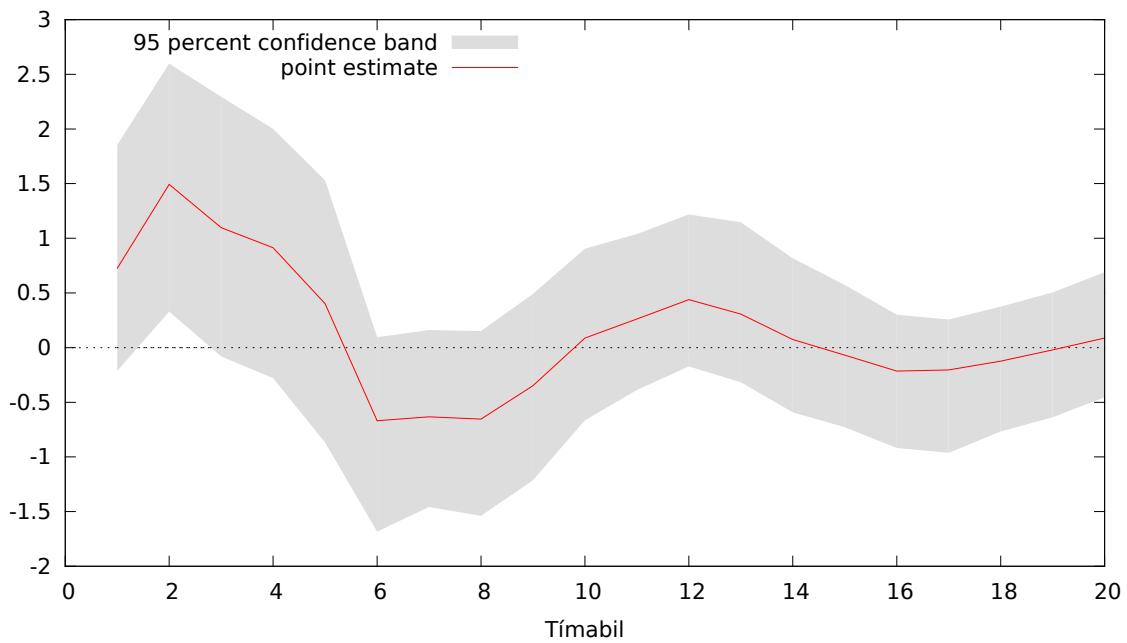


Mynd 14. Viðbragðsfall einkaneyslu við þúlci í Væntingavísítölu Capacent Gallup, einkaneysla mæld sem aukning á milli ársfjórðunga (%).

Á mynd 14 má sjá viðbragðsfall einkaneyslu við skynilegri hækkan í Væntingavísítölu Capacent Gallup og má túlka að skyndileg hækkan í væntingum veldur hækkan í einkaneyslu í allt að fjóra ársfjórðunga fram í tímann. Viðbragðsfallið heldur sér fyrir ofan x-ásinn fjóra ársfjórðunga fram í tímann og má því álykta að hækkan í væntingum síðasta tímabils fylgi að jafnaði hækkan á einkaneyslu næsta árið, þ.e. áhrifin vari í um það bil ár.

Viðbragðsföll allra greiningarbreyta virtust hegða sér með svipuðum hætti, þ.e.a.s. að skyndileg hækkan í væntingum valdi hækkan í einkaneyslu fjóra ársfjórðunga fram í tímann og áhrifin deyi síðan út eftir þann tíma.

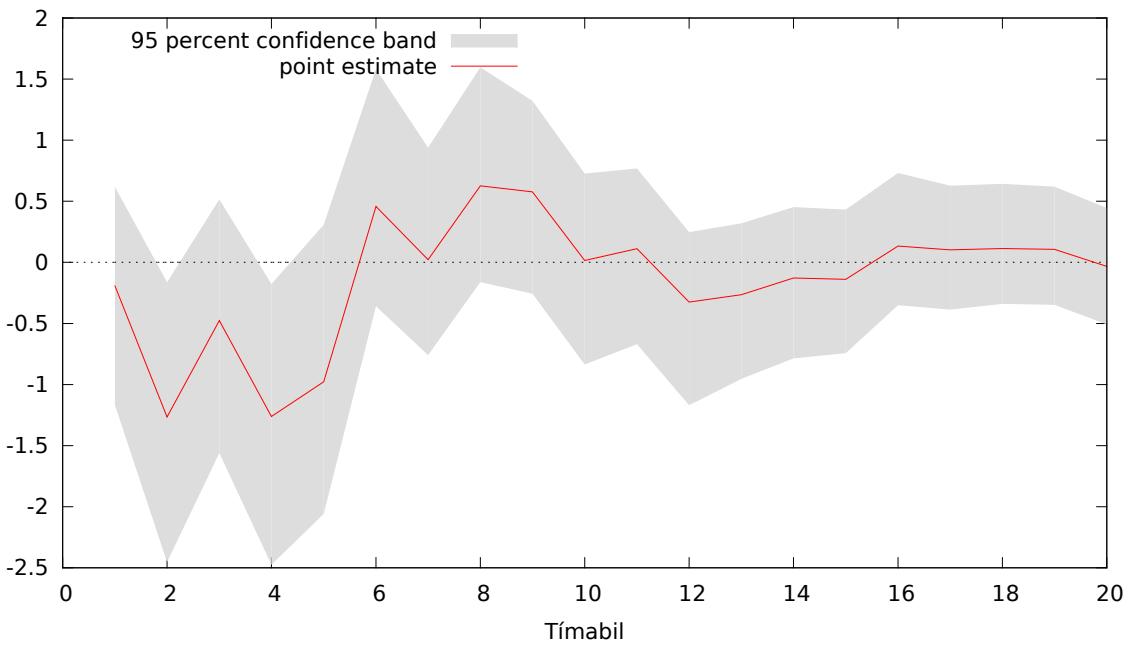
Skoða má hvernig væntingar um hærri tekjur annars vegar og væntingar um lægri tekjur hins vegar hafa áhrif á einkaneyslu með viðbragsföllum. Skoðað verður hvernig þúls í hlutfalli þeirra sem vænta hærri tekna eftir sex mánuði hefur áhrif á einkaneyslu. Á mynd 15 er einkaneysla mæld sem aukning eða minnkun á milli ársfjórðunga.



Mynd 15. Viðbragðsfall einkaneyslu við þúlsi í hlutfalli þeirra sem vænta hærri tekjur eftir sex mánuði, einkaneysla mæld sem aukning á milli ársfjórðunga (%).

Það má álykta að þegar hlutfall þeirra sem vænta þess að tekjur verði hærri eftir sex mánuði hækki skyndilega, þá hafi það þær afleiðingar að einkaneysla hækki og að þau áhrif vari í um það bil fimm tímabil, en verður aukningin minni og minni með tímanum.

Skoðum svo viðbragðsfallið þegar skyndileg hækkun verður á hlutfalli þeirra sem vænta þess að tekjur verði lægri á einkaneyslu.



Mynd 16. Viðbragðsfall einkaneyslu við púlsi í hlutfalli þeirra sem vænta lægri tekna eftir sex mánuði, einkaneysla mæld sem aukning á milli ársfjórðunga (%).

Af mynd 16 má ráða að skyndileg hækkun í hlutfalli þeirra sem vænta þess að tekjur verði lægri eftir sex mánuði, hafi þau áhrif að einkaneysla minnki á komandi mánuðum og áhrifin frá púlsinum vari í um það bil fimm ársfjórðunga og deyi síðan út.

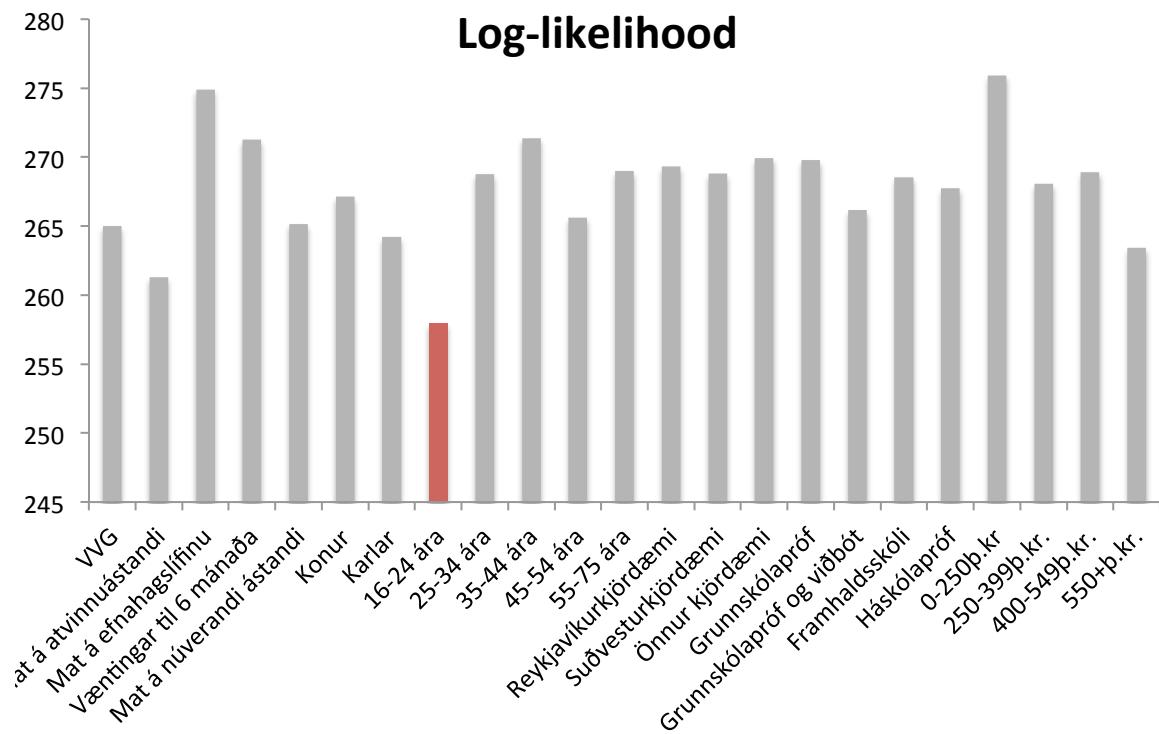
Viðbragðsföllin gefa til kynna að hækkun í væntingum veldur því að einkaneysla eykst og vara þau áhrif í um það bil ár áður en áhrifin deyja alveg út. Þegar hlutfall þeirra sem vænta hærri tekjur eykst, eykst einnig einkaneysla en hins vegar þegar hlutfall þeirra sem vænta lægri tekjur eykst verður það til þess að einkaneysla minnkar.

6.3 Samanburður líkana

Til þess að kanna hvort einhver einstakur hópur fólks geti sagt betur til um framtíðareinkaneyslu en aðrir, voru allar breytur settar upp hver fyrir sig í VAR-líkan á móti einkaneyslu. Til dæmis voru væntingar karla og einkaneysla sett upp í eitt VAR-líkan og væntingar kvenna og einkaneysla sett upp í annað. Þetta var gert við allar breytur í öllum flokkum og niðurstöður líkananna verða svo bornar saman til þess að reyna að komast að því hvaða hópur í hverjum flokki geti sagt best til um þróun einkaneyslu.

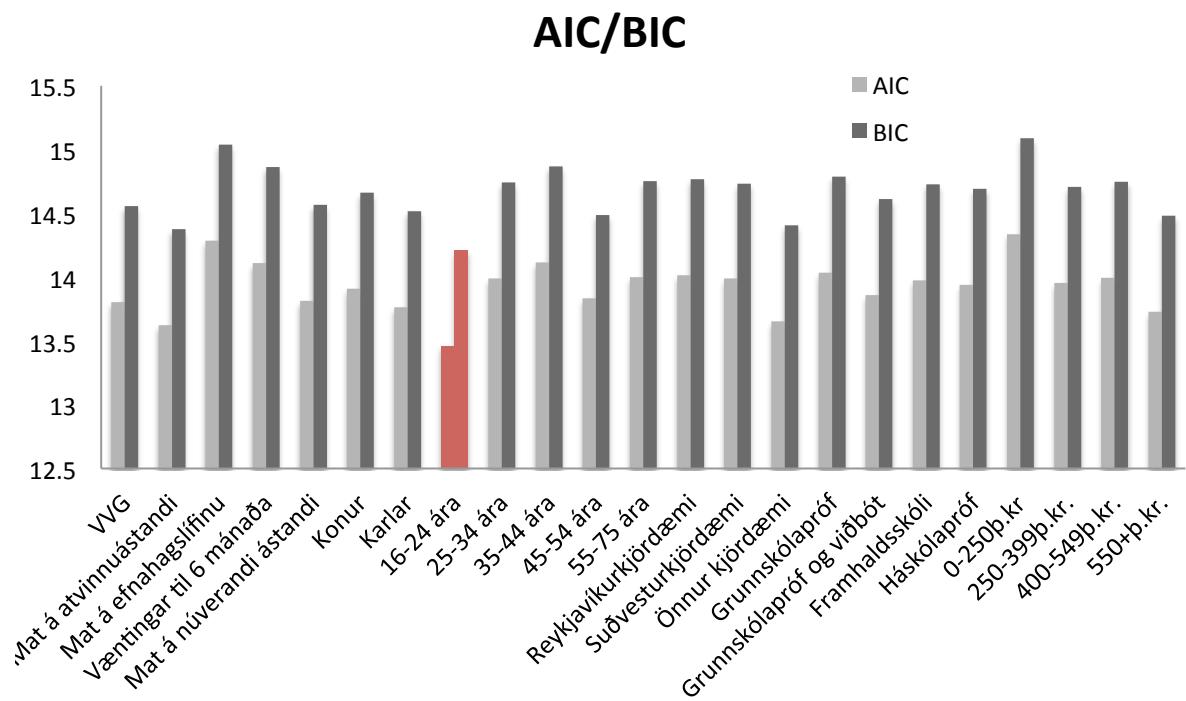
Til þess að reyna að meta hvaða líkan var best í hverjum flokki, var litið á logra-sennileikastuðullinn (e. Log-likelihood value), AIC-stuðul (e. Akaike information criterion), BIC-stuðul (e. Bayesian information criterion) og R^2 eða aðhvarfsstuðull (e. Coefficient of determination).

Á mynd 17 má sjá tölugildið af logra-sennileikastuðli fyrir hverja breytu fyrir sig og eru það væntingar 16-24 ára sem hafa lægsta gildið eða -257,9356 og má því álykta að líkanið sem inniheldur væntingar fólks á aldrinum 16-24 ára skýri best gögnin.



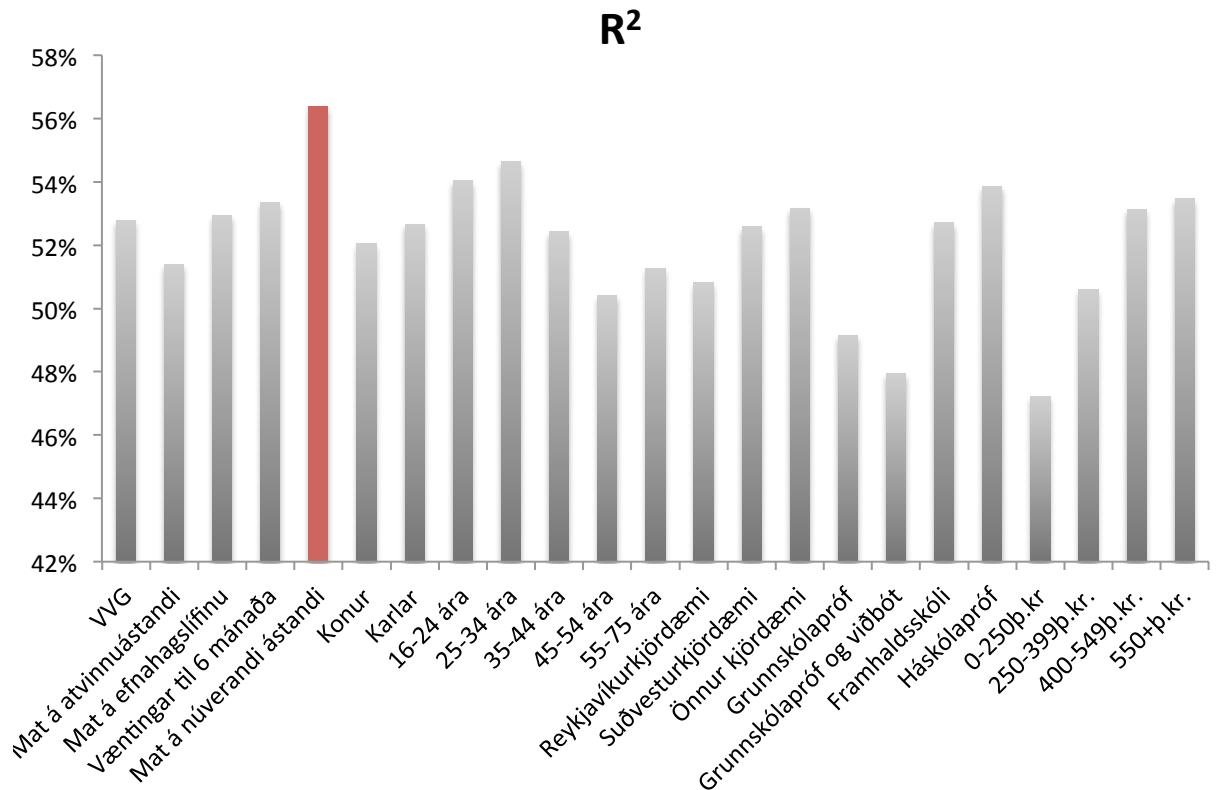
Mynd 17. Tölugildi af logra-sennileikastuðli fyrir VVG og allar greiningarbreytur.

Mynd 18 sýnir AIC- og BIC-stuðla saman í súluriti fyrir hverja breytu og það eru einnig væntingar 16-24 ára sem gefa lægsta gildið, eða 13,46 og 14,21, fyrir bæði AIC og BIC og gefur það þar með til kynna að væntingar fólks á aldrinum 16-24 ára gaf það líkan sem féll best að gögnunum.



Mynd 18. AIC- og BIC-stuðlar fyrir VVG og allar greiningarbreytur.

Aðhvarfsstuðlar fyrir allar breyturnar sjást á mynd 19 og undirvísitalan um mat á núverandi ástandi gefur hæsta gildið á R^2 eða um 56,4% sem þýðir að um 56,4% af dreifingu einkaneyslu megi skýra með fylgni við mat á núverandi ástandi og hefur mestan skýringarmátt allra breyta.



Mynd 19. Aðhvarfsstuðull R² fyrir VVG og allar greiningarbreytur.

Í viðauka A má svo sjá tölulegar niðurstöður af öllum stuðlum.

Mat á atvinnuástandi gefur besta líkanið samkvæmt log-likelihood, AIC og BIC af öllum undivísitolunum en það er mat á núverandi ástandi sem gefur besta líkanið samkvæmt aðhvarfsstuðli. Vætingar karla gefa betra líkan en vætingar kvenna fyrir allar matsleiðir. Þegar litið er á aldur er það fólk á aldrinum 16-24 ára sem gefur besta líkanið samkvæmt log-likelihood, AIC og BIC og samkvæmt aðhvarfsstuðli er það fólk á aldrinum 25-24 ára. Samkvæmt log-likelihood-stuðlinum er það suðvesturkjördæmið sem gefur besta líkanið, en samkvæmt AIC, BIC og aðhvarfsstuðli eru það önnur kjördæmi sem gefa bestu niðurstöður þegar litið er til búsetu. Með tilliti til menntunar eru það vætingar þeirra sem hafa grunnskólapróf og viðbót sem geta sagt best til um þróun einkaneyslu samkvæmt log-likelihood, AIC og BIC, en samkvæmt aðhvarfsstuðli eru það vætingar þeirra sem eru með háskólapróf. Vætingar þeirra sem eru með tekjur yfir 550 þúsund krónur gefa besta líkanið samkvæmt öllum matsleiðum í tekjuflokknum.

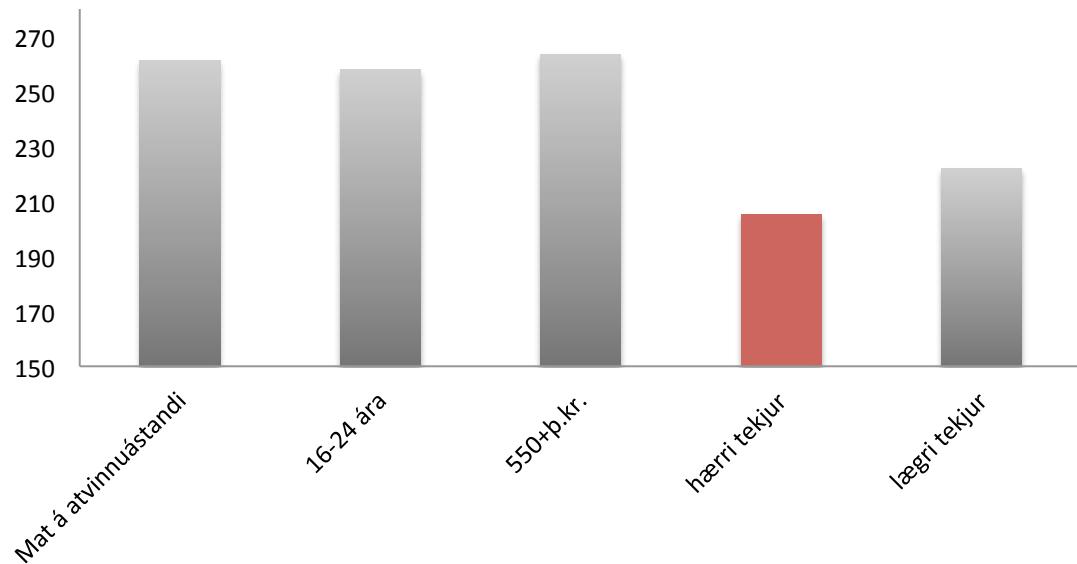
Næst er litið á alla flokka samtímis og skoðaðar þær breytur sem komu best út úr greiningunni í heild. Þegar logra-sennileikastuðullinn er notaður sem mælikvarði, þá eru það líkönin sem innihalda breyturnar 16-24 ára, mat á atvinnuástandi og tekjur hærri en 550 þúsund krónur sem útskýra gögnin best.

Niðurstöður voru mjög svipaðar ef skoðað var út frá AIC- og BIC-stuðlum, en það voru þá breyturnar 16-24 ára, mat á atvinnuástandi og önnur kjördæmi (ekki Reykjavíkur og suðvestur) sem virtust falla best að gögnunum.

Þegar gæði líkana eru metin með aðhvarfsstuðli er það undirvísitalan mat á núverandi ástandi, sem virtist hafa hæsta skýringarmáttinn. Þær greiningarbreytur sem einnig stóðu upp úr voru væntingar fólks á aldrinum 25-34 ára og 16-24 ára og gáfu þessi tveir flokkar hæsta gildi á R^2 á eftir breytunni mat á núverandi ástandi.

Næst verður litið á gæði líkana sem innihalda væntingar um tekjur. Þau líkön verða síðan borin saman við þær breytur sem komu sterkestar út úr hverjum mælikvarða hér að ofan. Til dæmis var það fólk á aldrinum 16-24 ára, mat á atvinnuástandi og fólk með tekjur hærri en 550 þúsund krónur sem gaf hæsta logra-sennileikastuðu (lægsta tölugildið) og eru þá talin þrjú bestu líkönin samkvæmt þeim mælikvarða. Á mynd 20 má sjá samanburð á þessum greiningarbreytum og væntingum um framtíðartekjur.

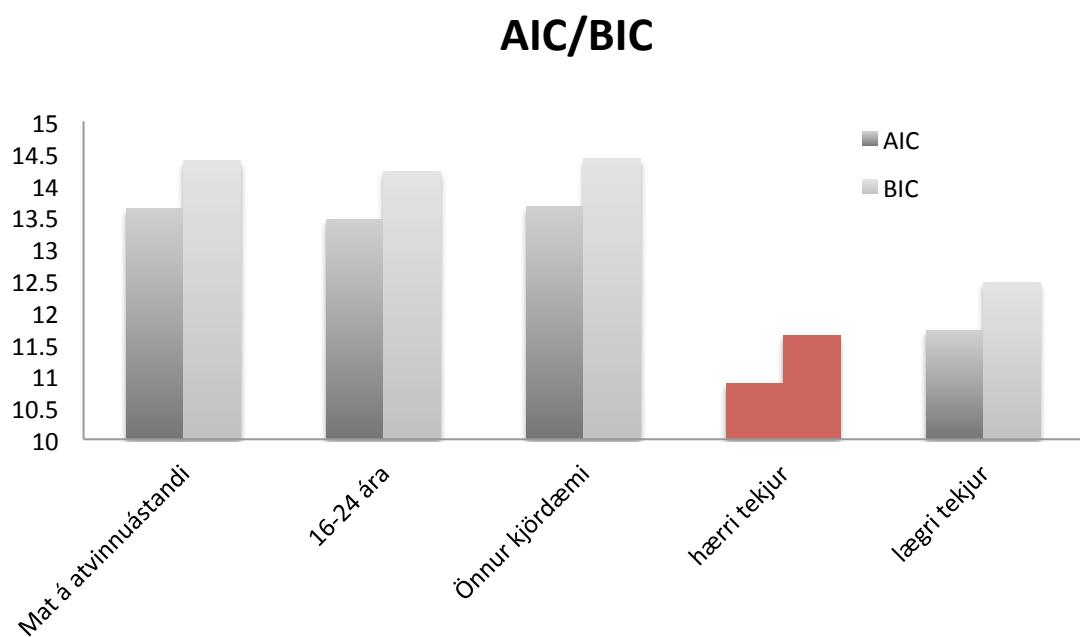
Log-likelihood



Mynd 20. Tölugildi af logra-sennileikastuðli fyrir væntar tekjur samanborið við greiningarbreytur.

Fólk sem væntir þess að tekjur verði hærri eftir sex mánuði virðist gefa besta líkanið samkvæmt logra-sennileikastuðlinum. Einnig eru það væntingar um lægri tekjur sem gefa betra líkan en allar hinarr greiningarbreyturnar til viðmiðunar.

Samkvæmt AIC og BIC voru það væntingar fólks á aldrinum 16-24 ára, mat á atvinnuástandi og önnur kjördæmi sem gáfu bestu líkönin í greiningunni hér að ofan. Nú verða væntingar um tekjur skoðaðar á móti þessum greiningarbreytum sem komu best út úr ofangreindri greiningu.

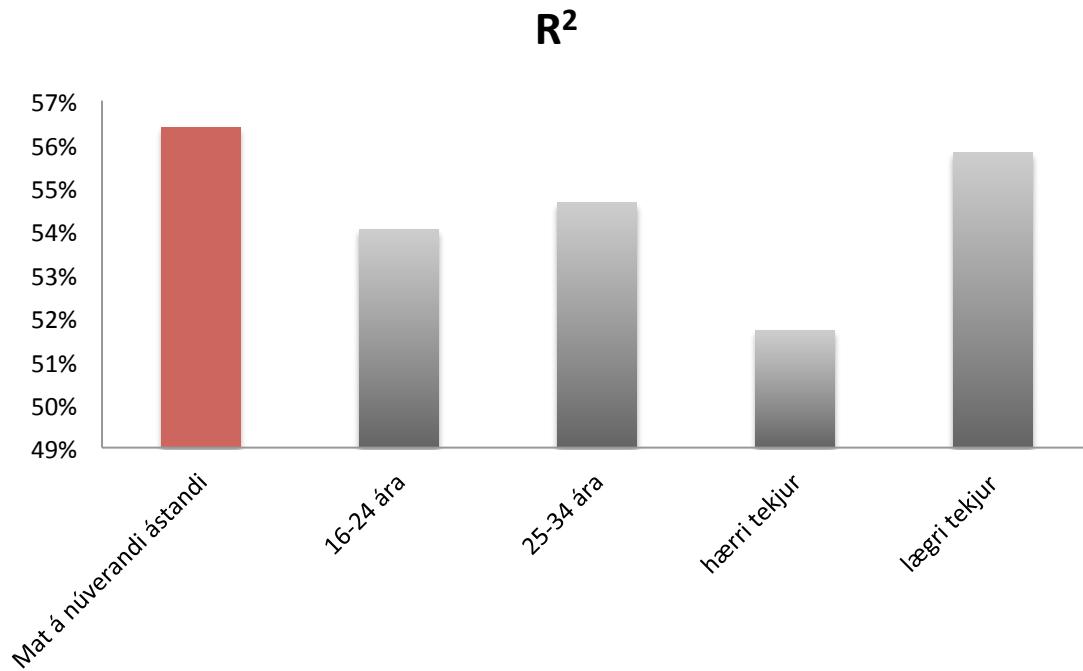


Mynd 21. AIC- og BIC-stuðlar fyrir væntar tekjur samanborið við greiningarbreytur.

Það má sjá á mynd 21 að væntingar um hærri tekjur gefa besta líkanið samkvæmt AIC og BIC. Einnig eru það væntingar um lægri tekjur sem gefa betra líkan en greiningarbreyturnar sem best komu út úr greiningunni hér að ofna, þ.e. væntingar fólks á aldrinum 16-24, mat á atvinnuástandi og væntingar þeirra í öðrum kjördæmum en Reykjavíkurkjördæmi og Suðvesturkjördæmi.

Aðhvarfsstuðull er mælikvarði á það hversu vel líkanið útskýrir gögnin og er því hærri skýringarmáttur betri. Samkvæmt aðhvarfsstuðli má álykta að mat á núverandi ástandi útskýri gögnin betur en væntingar um tekjur þegar reynt er að útskýra þróun á einkaneyslu. Hins vegar mátti litlu muna á milli væntinga þeirra sem áætluðu lægri

tekjur eftir sex mánuði og mats á núverandi ástandi. Væntingar um hærri tekjur gáfu minnstan skýringarmátt á þróun á einkaneyslu. Á mynd 22 má sjá myndrænan samanburð á þessum breytum.



Mynd 22. Aðhvarfsstuðlar (R^2) fyrir væntar tekjur samanborið við greiningarbreytur.

Í viðauka A má svo sjá tölulegar niðurstöður á þessum mælikvörðum, þ.e. á logar-sennileikastuðli, AIC-stuðli, BIC-stuðli og aðhvarfsstuðli.

Þegar líkön greiningabreyta voru borin saman má álykta að líkanið sem innihélt væntingar fólks á aldrinum 16-24 ára skýrði best breytingar í einkaneyslu. Það var mat á núverandi ástandi sem hafði mestan skýringamátt þegar litið var á aðhvarfsstuðul. Einnig var gerður samanburður greiningabreyta við væntingar um tekjur. Væntingar um tekjur virtust skýra gögnin betur en greiningarbreytur en var það mat á núverandi ástandi sem hafði enn mestan skýringarmáttinn.

6.4 Orsakatengsl Grangers (e. Granger Causality)

Til þess að reyna að svara spurningunni um það hvort væntingar geti spáð fyrir um einkaneyslu verður notast við orsakatengsl Grangers. Sett var upp tilgátupróf til þess að

kanna orsakatengsl á milli Væntingavísitölu Capacent Gallup og einkaneyslu. Miðað við prófstærð má hafna núlltilgátu um það að engin orsakatengsl séu til staðar og segja má að væntingavísitalan Granger-orsaki einkaneyslu en ekki öfugt miðað við 5% marktektarkröfu. Þá er hægt að segja að nota megi tafin gildi á Væntingavísitölu Capacent Gallup til þess að skýra framtíðareinkaneyslu. Hins vegar geta tafin gildi á einkaneyslu ekki sagt til um framtíðarvæntingar.

Í töflu 6 má sjá orsakatengsl Grangers á væntingar einstakra hópa flokkað niður eftir mismunandi eiginleikum. Það má sjá að í flestum tilvikum eru það væntingar sem Granger-orsaka einkaneyslu en ekki öfugt. Engin orsakatengsl fundust á milli annars vegar væntinga fólks með einungis grunnskólapróf, og þeirra með grunnskólapróf og viðbót, og einkaneyslu og hins vegar væntinga fólks með laun lægri en 250þ.kr og einkaneyslu.

Orsakatengsl Grangers voru einnig skoðuð á milli væntinga um framtíðarheimilistekjur og einkaneyslu, sjá í töflu 6.

Tafla 6. Orsakatengsl Grangers á milli væntinga og einkaneyslu.

Vísitala	VVG-Einkaneysla		Einkaneysla-VVG		
	Granger F	p-gildi	Granger F	p-gildi	
VVG	2,8021	0,0422	**	1,2496	0,3100
Mat á atvinnuástandi	2,5137	0,0609	*	1,4929	0,2276
Mat á efnahagslífinu	2,8399	0,0402	**	0,9635	0,4409
Væntingar til sex mánaða	2,9363	0,0356	**	0,5764	0,6818
Mat á núverandi ástandi	3,6950	0,0139	**	1,2388	0,3143
Konur	2,6349	0,0522	*	1,3362	0,2779
Karlar	2,7763	0,0436	**	1,2822	0,2975
16-24 ára	3,0975	0,0163	**	1,4625	0,2366
25-34 ára	3,2451	0,0242	**	1,8272	0,1479
35-44 ára	2,7229	0,0467	**	1,4161	0,2511
45-54 ára	2,2860	0,0817	*	0,4711	0,7565
55-75 ára	2,4674	0,0647	*	0,6199	0,6516
Reykjavíkurkjördæmi	2,3703	0,0733	*	1,4394	0,2437
Suðvesturkjördæmi	2,7587	0,0446	**	0,8251	0,5190
Önnur kjördæmi	2,8930	0,0376	**	1,2670	0,3032
Grunnskólapróf	2,0321	0,1134		1,9836	0,1208
Grunnskólapróf og viðbót	1,7983	0,1535		0,7804	0,5462
Framhaldsskóli	2,7872	0,0430	**	1,0848	0,3805
Háskólapróf	3,0571	0,0306	**	1,6456	0,1870
0-250þ.kr	1,6651	0,1824		0,7031	0,5957
250-399þ.kr.	2,3252	0,0776	*	1,1200	0,3643
400-549þ.kr.	2,8827	0,0381	**	0,8300	0,5160
550+þ.kr.	2,9692	0,0342	**	1,2837	0,2970
Hærri tekjur	2,567	0,0569	*	1,9439	0,1271
Lægri tekjur	3,5454	0,0167	**	4,3581	0,0063 ***

Því hærra gildi úr F-prófi, því betra. Mat á núverandi ástandi gefur hæsta gildið, væntingar fólks á aldrinum 16-24 ára þar á eftir og aldursflokkurinn 25-34 ára gefur þriðja hæsta gildið ef greiningarbreytur voru skoðaðar. Þessar niðurstöður eru í takt við hina mælikvarðana á gæði líkana sem fjallað var um í kaflanum hér á undan.

Það má sjá að væntingar um það að heimilistekjur muni hækka á næstu sex mánuðum Granger-orsaka einkaneyslu en ekki öfugt. Með öðrum orðum er marktækt, miðað við $\alpha=0,1$, hægt að nota væntingar um hærri tekjur til þess að spá fyrir um einkaneyslu. Væntingar um lægri tekjur á næstu sex mánuðum Granger-orsaka

einkaneyslu og einkaneysla Granger-orsaka væntingar um lægri heimilistekjur. Þar sem gildið úr F-prófinu er hærra fyrir lægri tekjur má álykta að hægt sé að spá betur fyrir um einkaneyslu með því líkani en með líkani þar sem hærri væntar tekjur eru notaðar (samkvæmt prófi um orsakatengsl Grangers).

Ef marka má orsakatengsl Grangers má álykta að tafin gildi á væntingum má nota til þess að spá fyrir einkaneyslu. Orsakatengsl Grangers gefa því til kynna að hægt sé að nota Væntingavísitala Capacent Gallup til þess að spá fyrir um neyslu. Mat á núverandi ástandi, væntingar fólks á aldrinum 16-24 ára og væntingar um lægri tekjur gáfu sterkstu tengsin við einkaneyslu. Mat á núverandi ástandi gaf betri vísbendingu um áformuð kaup en væntingavísitalan í heild. Það sama má segja um væntingar um tekjur. Það að væntingar fólks á aldrinum 16-24 ára granger orsaka einkaneyslu gefur til kynna að væntingar ungs fólks má nota sem leiðandi hagvísir það sem þau eiga það lítin hluta í einkaneyslu.

6.5 Spálíkan (e. forecasting evaluation)

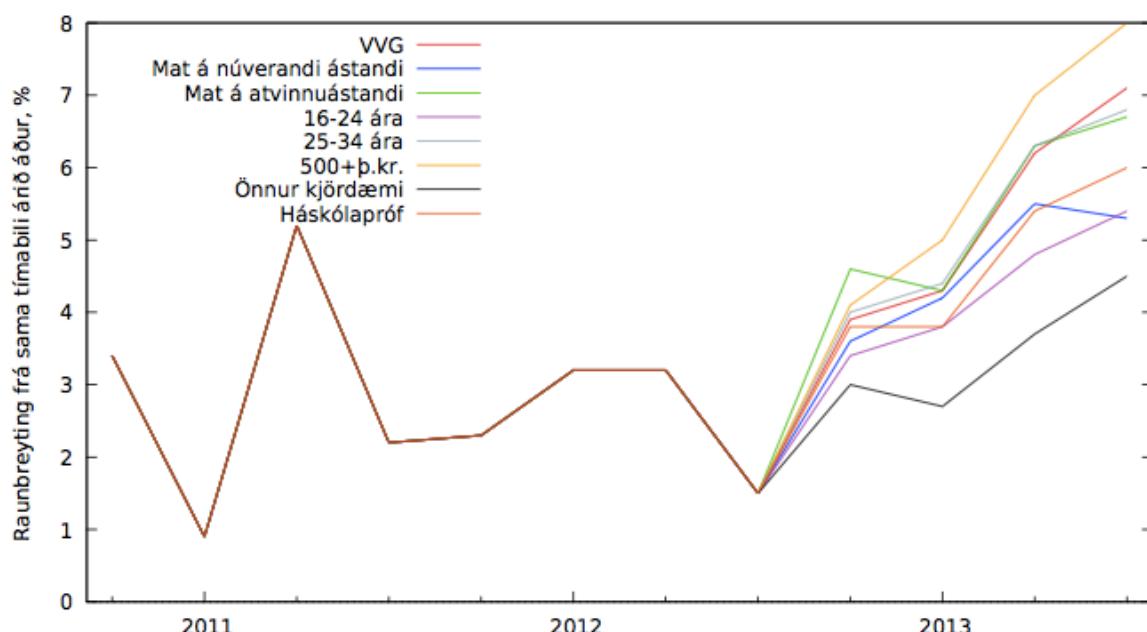
Spá er ályktun um gildi sem er utan úrtaks og hafa VAR-líkön reynst gagnleg sem spálíkon (Zivot og Wang, 2006).

Skoðað verður hvernig einkaneysla þróast þegar litið er á væntingar og hvort mismunandi breytur spái betur fyrir einkaneyslu. Þær breytur sem teknar verða fyrir eru þær sem best komu úr greiningu hér að ofan en það eru breyturnar sem gáfu besta líkanið samkvæmt logra-sennileikastuðli, AIC, BIC og aðhvarfsstuðli. Þar sem búið er að sýna fram á það að Grangers orsakatengsl séu til staðar á milli væntinga og einkaneyslu, verða VAR-líkönin notuð til þess að búa til spálíkon. Reynt verður að spá fyrir um einkaneyslu fjóra ársfjórðunga fram í tímann. Þó ber að nefna að þar sem þessi greining fólst aðein í því að bera saman mismunandi líkön í stað þess að reyna að útskýra þróun einkaneyslu að fullu, þá verður að túlka spálíkonin með fyrirvara. Skoðað verður hvaða líkan nær að komast sem næst spá um einkaneyslu og hvort það sé raunhæft að nota einungis væntingar til þess að spá fyrir um einkaneyslu.

Samkvæmt Hagstofu Íslands (2013b) jókst einkaneysla um 2,7% á síðasta ársfjórðungi ársins 2012 og höfum við það gildi til þess að miða við í eftirfarandi spá, þar sem upphaflega greiningartímabilið var til 2012:3. Samkvæmt spá Hagstofu Íslands (2013c) á

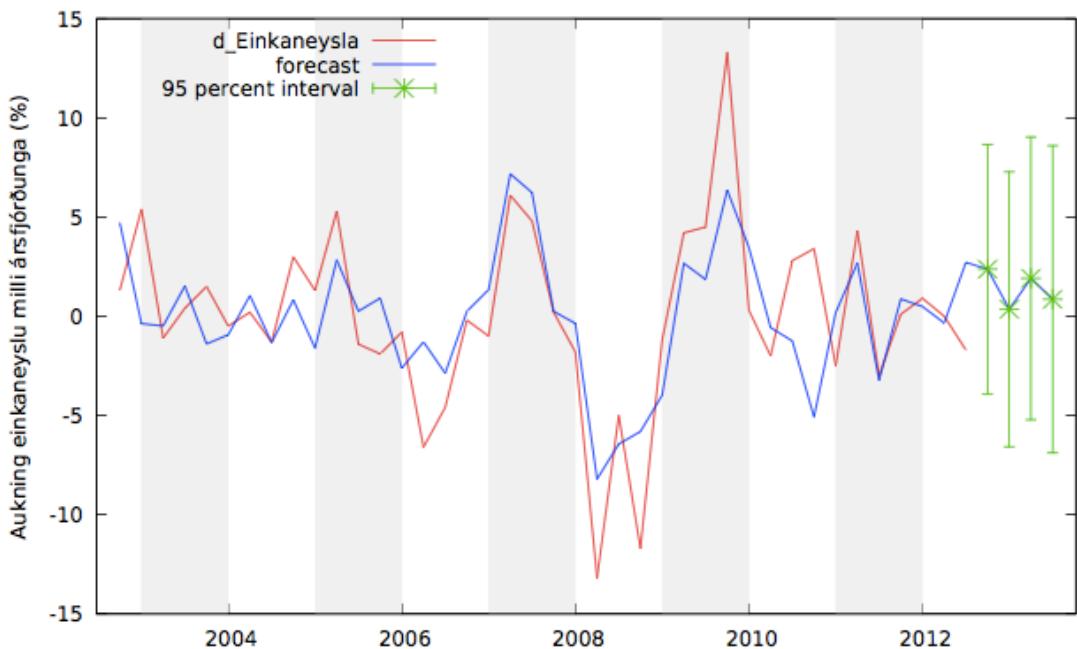
þróun einkaneyslu árið 2013 má ætla að vöxtur verði lítill fyrsta ársfjórðung ef marka má fyrstu vísbendingar. Hins vegar er svo gert ráð fyrir því að einkaneysla aukist um 2,5% á árinu og má rekja það til útgreiðslu séreignasparnaðar.

Á mynd 23 má sjá spá um það hvernig einkaneysla þróist fjóra ársfjórðunga fram í tímann, þ.e.a.s. 2012:4-2013:3, samkvæmt hinum ýmsum greiningarbreytum og væntingavísitolunni í heild. Þegar miðað er við spá Seðlabankans um þróun einkaneyslu á árinu 2013 má álykta að væntingar þeirra sem búa í öðrum kjördæmum en Reykjavíkurkjördæmi og Suðvesturkjördæmi spái best fyrir einkaneyslu, þar sem spáin er hvað mest í líkingu við spá Seðlabankans.



Mynd 23. Spá um það hvernig einkaneysla muni þróast samkvæmt VVG og þeim greiningarbreytum sem best komu út úr samanburði, einkaneysla mæld sem raunbreyting frá sama tímabili og áður (%).

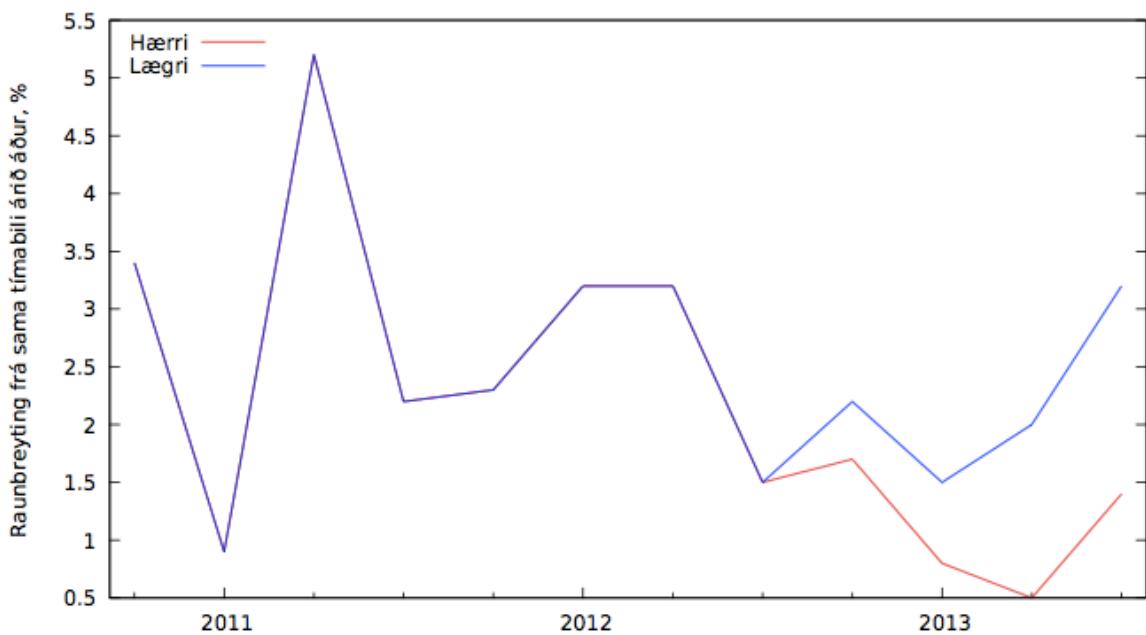
Á mynd 24 má svo sjá hversu vel Væntingavísitala Capacent Gallup getur spáð fyrir um raunverulega einkaneyslu innan úrtaks. Þar sem búið er að taka mismun á gögnum í VAR-líkanið er ekki um að ræða raunbreytingar frá sama tímabili árið áður, heldur hversu mikið einkaneysla hefur aukist eða minnkað frá síðasta ársfjórðungi. Einnig má sjá spá utan úrtaks um aukningu á einkaneyslu á milli ársfjórðunga næstu fjóra ársfjórðunga frá 2012:3. Þetta er alveg sama spá og mynd23 sýnir hér að ofan, en þar er um að ræða raunbreytingu frá sama tímabili árið áður.



Mynd 24. Innan úrtaksspá fyrir einkaneyslu samkvæmt Væntingavísitölu Capacent Gallup, einkaneysla mæld sem aukning milli ársfjórðunga (%).

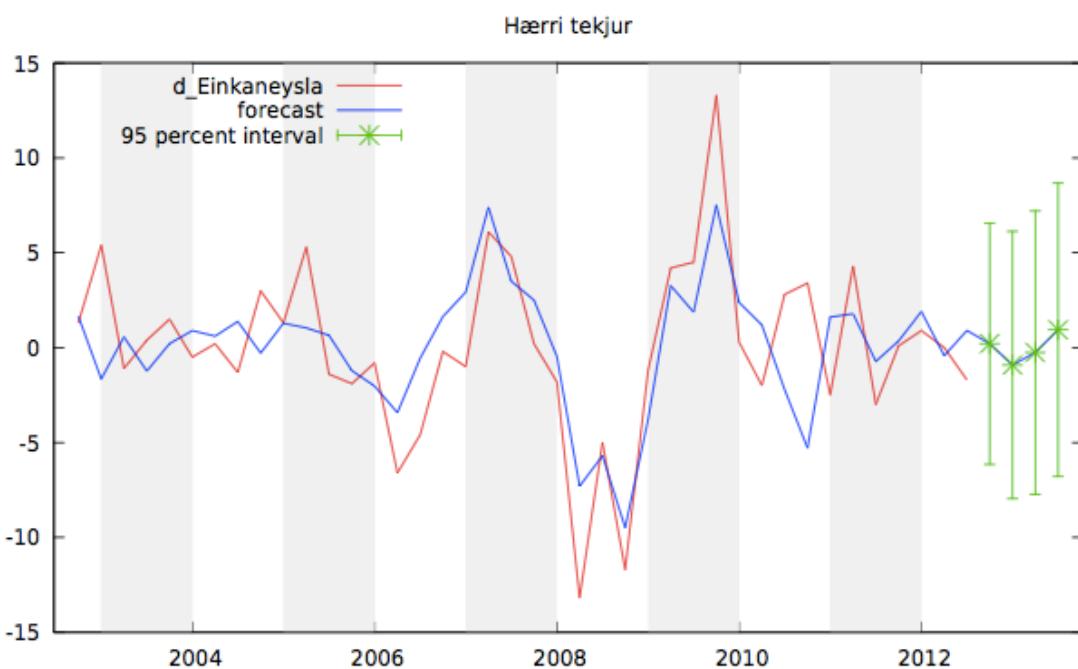
Samkvæmt mynd 24 virðist sem svo að væntingavísitalan hafi ekki getað séð fyrir „litlu“ kreppuna sem skall á árið 2006 en hafi betur getað spáð fyrir um uppsveifluna þar á eftir. Einnig má sjá að samkvæmt væntingavísitolunni var ekki búist við eins miklum samdrætti í einkaneyslu og varð.

Sett var upp svipað spálíkan og gert var með greiningarbreytur til þess að athuga hvort hægt væri að spá betur fyrir um einkaneyslu þegar litið væri til væntinga um heimilistekjur. Á mynd 25 má sjá að þegar litið er til þeirra sem vænta þess að heimilistekjur lækki á næstu sex mánuðum, má álykta að einkaneysla aukist meira en þegar litið er til þeirra sem vænta hærri tekjur. Það virðist sem væntingar um lægri tekjur spái tiltölulega vel fyrir um einkaneyslu samkvæmt spám Seðlabankans. Á síðasta ársfjórðungi á árinu 2012 var 2,7% aukning í einkaneyslu frá fyrra ári. Spár Hagstofu Íslands (2013c) gera ráð fyrir því að einkaneysla aukist um 2,5% á árinu og svo 3% aukningu árið 2014.

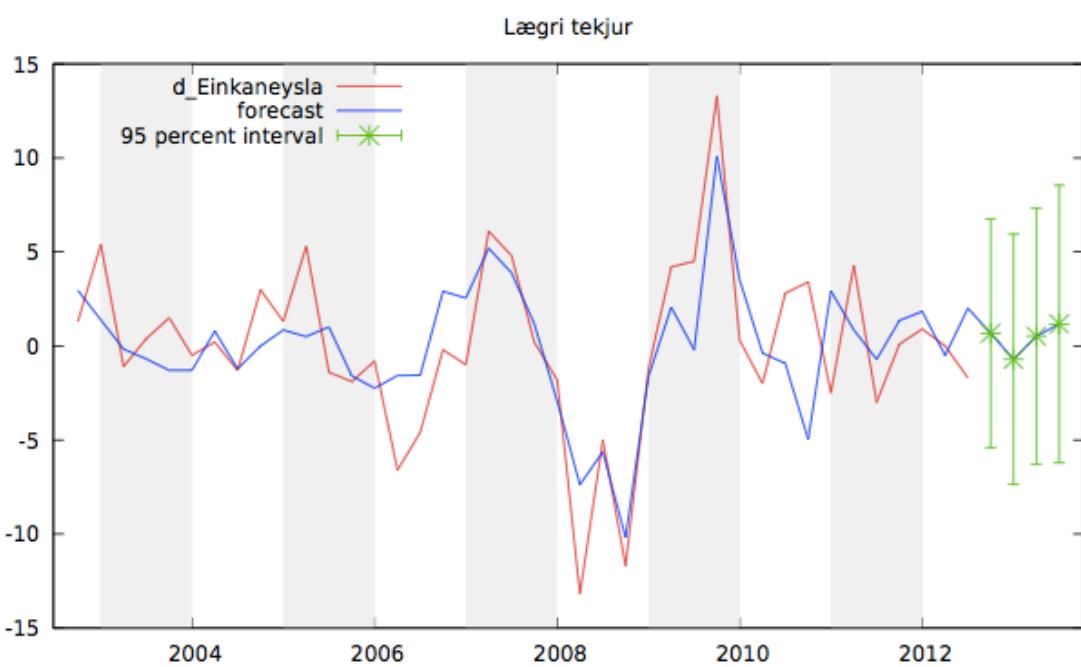


Mynd 25. Spá um það hvernig einkaneysla muni þróast samkvæmt væntingum fólks um framtíðartekjur, einkaneysla mæld sem raunbreyting frá sama tímabili og áður (%).

Á mynd 26 og 27 má svo sjá spá innan úrtaks. Það virðist vera að spáin fylgi einkaneyslu betur þegar „óvenjulegir“ tímar ríkja, sbr. bankahrunið árið 2008. Væntingar um tekjur virðast geta gefið góða spá þegar skyndileg lækkun eða hækkun verður á einkaneyslu en vanmetur örlítið hversu mikið.



Mynd 26. Innan-úrtaksspá fyrir einkaneyslu samkvæmt hlutfalli þeirra sem vænta hærri tekna eftir sex mánuði, einkaneysla mæld sem aukning á milli ársfjórðunga (%).



Mynd 27. Innan-úrtaksspá fyrir einkaneyslu samkvæmt hlutfalli þeirra sem vænta lægri tekna eftir sex mánuði, einkaneysla mæld sem aukning á milli ársfjórðunga (%).

Skoðað var hvernig væntingar spá fyrir um einkaneyslu fjóra ársfjórðunga fram í tímann. Ef marka má spár Hagstofu Íslands um að einkaneysla aukist um 2,5% árið 2013 má álykta að væntingar þeirra sem búa í öðrum kjördæmum en Reykjavík- og Suðvesturkjördæmi komi næst þeirri spá ef litið er á greiningarbreytur. Hins vegar eru það væntingar um lægri tekjur sem gefa spá sem er líkust þeirri sem Hagstofa Íslands gefur út.

7 Niðurstöður

Væntingar í hagfræðilegu samhengi vísar til þess hvernig einstaklingar og fyrirtæki sjá framtíðina fyrir sér varðandi einhverja tiltekna þjóðhagsstærð, svo sem markaðsverð, tekjur eða fyrirtækjahagnað. Ákvarðanir fólks má því oft rekja til væntinga þess. Í fjölmögum hagfræðilegum kenningum eru væntingar hluti af þeim líkönum sem þar eru sett fram og eru taldar hafa bein áhrif á það hvernig efnahagslífið muni þróast.

Í þessari rannsókn voru væntingar skoðaðar sérstaklega með tilliti til einkaneyslu. Reynt var að komast að niðurstöðu um það hvort hægt væri að nota væntingar annars vegar sem leiðandi hagvísí og hins vegar sem vísbendingar um áformuð kaup.

Væntingavísitala Capacent Gallup var notuð sem mælikvarði á væntingar og einkaneysla var mæld sem ársbreyting eftir ársfjórðungum. Leitast var við að svara eftirfarandi rannsóknarspurningum:

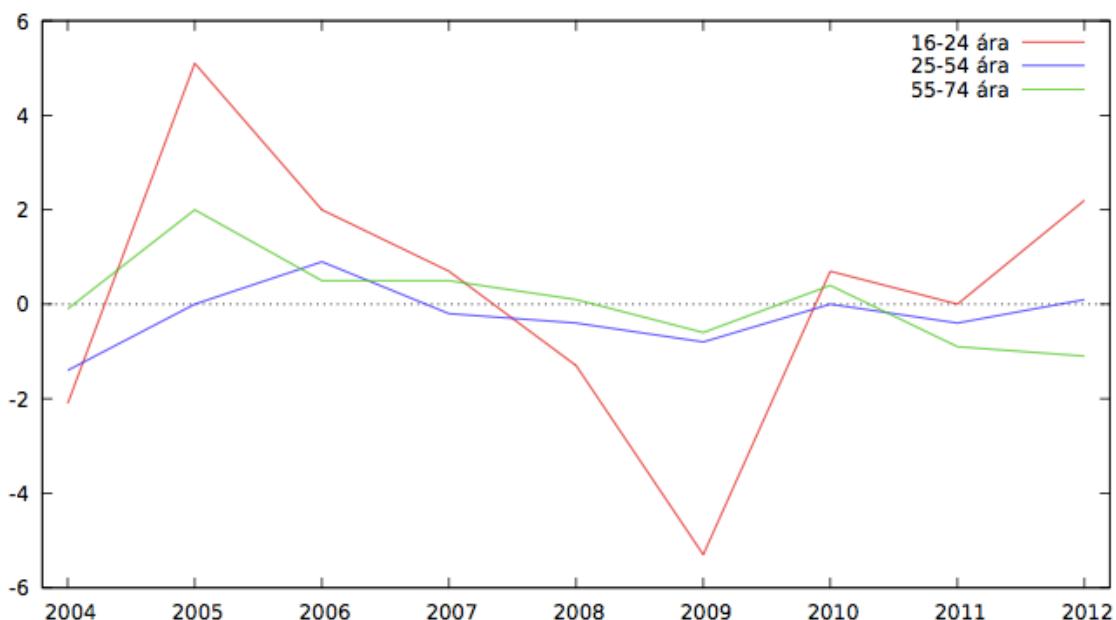
- Er hægt að nota væntingavísítölu Capacent Gallups til þess að spá fyrir um einkaneyslu?
- Er hægt að nota væntingar sem leiðandi hagvísí?
- Geta væntingar einstakra hópa gefið betri vísbendingu um þróun einkaneyslu en væntingavísitan í heild sinni?

Sýnt var fram á það með orsakatengslum Grangers að nota mætti Væntingavísítöluna til þess að spá fyrir um þróun á einkaneyslu. Væntingavísitan í heild sinni felur í sér jákvæðni og neikvæðni neytenda eða „animal spirits“ sem varpast yfir á neysluákvarðanir þeirra. Af þessu má draga þá ályktun að Væntingavísitan geti gefið vísbendingu um áformuð kaup neytenda.

Væntingar einstakra hópa fólks voru skoðaðar og það virðist sem væntingar fólks á aldrinum 16-25 komi hvað best út úr greiningunni þegar á heildina er litið. Ef skoðaðar eru væntingar þessa aldurshóps má sjá að væntingarnar eru mjög sveiflukenndar og gefa til kynna að ýmsir þættir í samfélagit móti væntingar ungs fólks mjög hratt. Atvinnubáttaka ungs fólks á Íslandi hefur reynst góður mælikvarði á þróun vinnumarkaðar og framvindu hagkerfisins. Fyrirtæki byrja á því að bæta við sig fólk í hlutastörf þegar betur árar og er það oft ungt fólk sem verður fyrir valinu í slíkum störf.

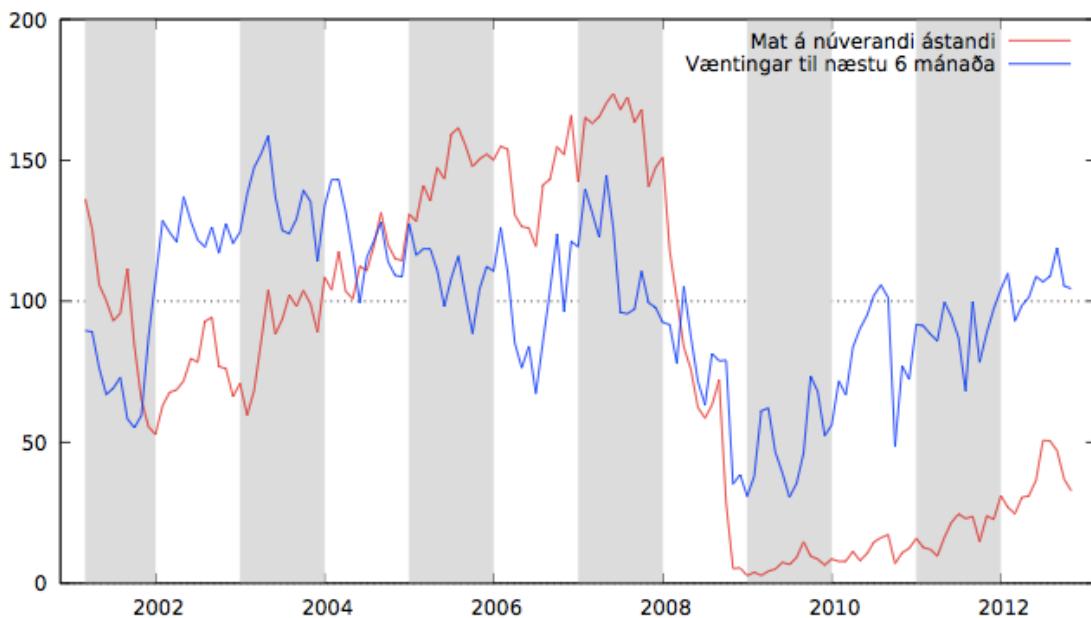
Þetta verður til þess að ungt fólk finnur fyrst fyrir breytingum á efnahagsástandi. Þar sem þessi aldurshópur hefur lítil sem engin föst útgjöld og ber ábyrgð á litlum hluta einakneyslunnar má álykta að nota megi væntingar hans sem leiðandi hagvísí sem bæti upp fyrir tímatöf fyrir mælingu og birtingu einkaneyslu.

Atvinnuþátttaka er hlutfall vinnuaflsins af heildar mannfjölda í hverjum flokki fyrir sig og á mynd 28 má sjá breytingu í atvinnuþátttöku fólks á aldrinum 16-74 ára skipt niður í þrjá aldursflokk. Þar sést að aldursflokkurinn 16-24 ára breytist hvað mest milli ára. Af þessum niðurstöðum má álykta að fólk á aldrinum 16-24 ára sé sá hópur sem verði fyrir mestum áhrifum hagsveiflna og að atvinnuþátttaka ungs fólks fylgi hagsveiflunum náið.



Mynd 28. Breyting í atvinnuþátttöku fólks milli ára. Heimild: Hagstofa Íslands (2013d).

Önnur athyglisverð niðurstaða sem vert er að draga fram er að mat á núverandi ástandi virðist vera betri spá á þróun hagkerfisins en þegar litið er á væntingar til næstu sex mánaða. Þetta gefur til kynna að neytendur ákvarði framtíðar neyslu miðað við núverandi ástand og eru það þeirra „animal spirits” á hverjum tíma sem gefa vísbendingar um neysluákvarðanir.



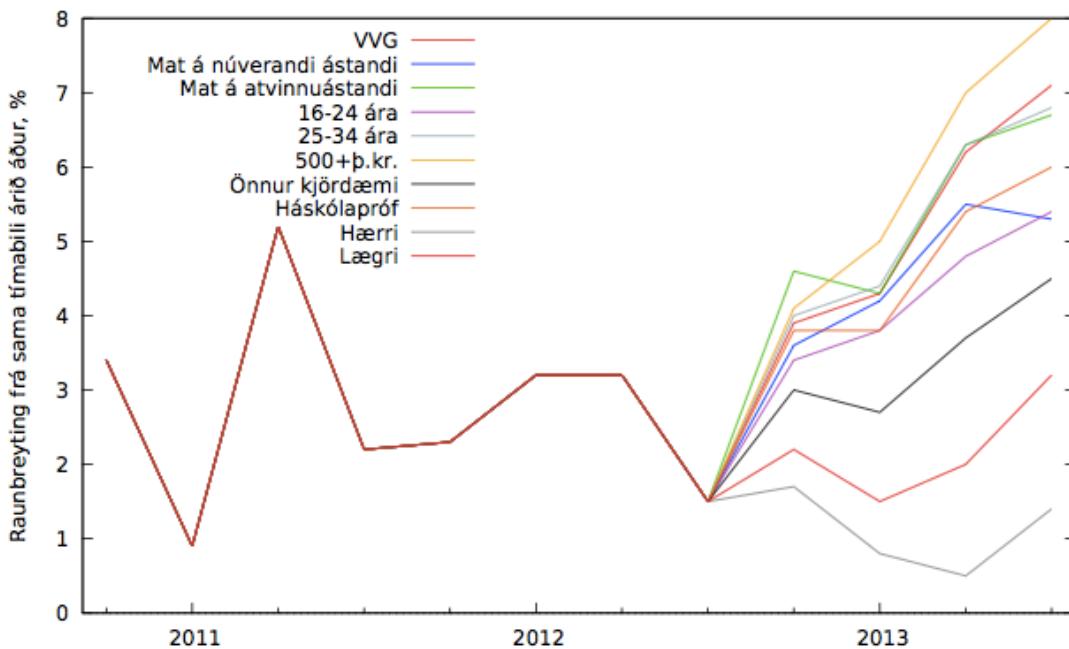
Mynd 29. Hegðun undirvísalna mat á núverandi ástandi og væntingar til næstu sex mánaða. Heimild: Capacent Gallup (2012).

Af mynd 29 má álykta að fólk hafi talið bankahrunið sem átti sér stað haustið 2008 vera tímabundið ástand og hafi ekki verið tilbúið til þess að minnka neyslu varanlega. Mat á þáverandi ástandi var meira í líkingu við það sem átti sér stað í efnahagslífinu.

Margar kenningar sem snúa að hegðun neytenda, ganga út frá þeirra forsendu að þeir ákvarði neyslu sína byggt á framtíðar tekjum. Til þess að kanna þessar kenningar var skoðað annars vegar hlutfall þeirra sem vænta þess að heimilistekjur verða hærri eftir sex mánuði og hins vegar hlutfall þeirra sem vænta þess að heimilistekjur verða lægri eftir sex mánuði.

Væntingar um framtíðarheimilistekjur geta verið nýttar til þess að spá fyrir um einkaneyslu ef marka má orskatengsl Grangers og voru það hlutfall þeirra sem vænta lægri tekjur sem gáfu sterkari orskatengsl.

Skoðað var hvernig þessar margvíslegu breytur spá fyrir um einkaneyslu og má sjá á mynd 30 spá sem nær fjóra ársfjórðunga fram í tímann. Ef stuðst er við spár Hagstofu Íslands (2013c) eru það væntingar um lægri tekjur sem gefa raunhæfustu spána þegar litið er á allar breytur samtímis. Spár Hagstofu Íslands gera ráð fyrir um 2,5% aukningu á einkaneyslu árið 2013 og 3% aukningu árið 2014.



Mynd 30. Spá um það hvernig einkaneysla muni þróast, einkaneysla mæld sem raunbreyting frá sama tímabili og áður (%).

Ef litið er aftur í tímann og horft á kenningar Keynes, þá má sjá að hann taldi að sveiflur í fjárfestingum og neyslu væru háðar þáttum eins og væntingum, „animal spirits“ og vöxtum og að það væri neyslan sem knýði áfram hagkerfið að miklu leyti. Þar sem reynt væri að lágmarka sveiflur í neyslu væri því mikilvægt að skoða væntingar fólks.

Þegar væntar tekjur voru notaðar til þess að spá fyrir um einkaneyslu, fékkst raunhæfari spá fyrir einkaneyslu en þegar litið var á væntingavísitoluna í heild. Þetta gæti bent til þess að kannanir um væntingar efnahagslífsins séu í raun einungis að fanga væntingar um framtíðartekjur sem styður kenningar eins og æviteknakenningu og kenningu um varanlegar tekjur.

Ef þessar niðurstöður væru sannar, þá væru þær í andstöðu við kenningar Katona (1974) sem lagði mikla áherslu á það að neysla væri háð getu og vilja til þess að kaupa og væri því nauðsynlegt að skoða hegðun neytenda út frá væntingum og trausti. Katona taldi að í auðugum samfélögum ákvörðuðu viðhorf og væntingar sparnað og eyðslu heimilanna fremur en þarfir og tekjur. Niðurstöður þessara rannsóknar sýndu vissulega fram á það að nota megi væntingar til þess að spá fyrir um þróun neyslu en styðja ekki hugmynd hans um það að fremur eigi að horfa á væntingar en tekjur.

Shapiro (eins og vísað er til í Eppright o.fl., 1998) telur að breyting á neyslu sé ekki einungis fengin með því að skoða tekjur, verð o.þ.h., heldur þurfi einnig að skoða væntingar og viðhorf neytenda hverju sinni. Með þessu í huga gæti því verið skynsamlegt að athuga hvort hægt væri að bæta spálíkan Seðlabankans með því að taka væntingar einnig til greina í líkanið.

8 Lokaorð

Þessi rannsókn hefur sýnt fram á það að Væntingavísitalan sé í raun leiðandi hagvísir fyrir einkaneyslu. Niðurstöður líkana benda til þess að það sé jákvæð fylgni á milli væntinga og einkaneyslu, þ.e. þegar væntingar hækki, þá hækki einkaneysla skömmu síðar. Væntingar eiga það til að vera sjálfseðjandi sem bendir til þess að jákvæðar væntingar um framtíðina leiði til betri ástands í efnahagslífinu og staðfesti þar með jákvæðu væntingarnar. Þegar fólk er jákvætt um framvindu efnahagslífsins, þá eykur það traust á eigin fjárhagsstöðu og það verður til þess að neytendur auka neyslu sína. Þetta veldur því að eftirspurn eykst og þar með eykst hagvöxtur. Samkvæmt Katona (1974) auka jákvæðar væntingar eyðslu, sérstaklega á varanlegum neysluvörum og minnka sparnað. Þegar efla þarf hagkerfið er því hægt að auka væntingar fólks og hafa þannig áhrif á framvindu hagkerfisins. Samkvæmt Muth (1961) eru væntingar besta ágiskun á framtíðina - þegar búið er að taka tillit til allra upplýsinga sem liggja fyrir - og er því mjög mikilvægt að skoða væntingar fólks þegar reynt er að spá fyrir um þróun efnahagslífsins.

Skyndileg jákvæðni eða neikvæðni neytenda virðist hafa áhrif á neyslu ákvarðanir. Upp að þessu hafa væntingavísitolur verið notaðar til þess að mæla væntingar og reynt að fanga „animal spirits“ neytenda. Nýlega hefur Capacent Gallup byrjað á því mæla andlegan líðan Íslendinga. Áhugaverð rannsókn í framhaldi af þessari væri því að athuga hvort andleg líðan geti spáð fyrir um einkaneyslu. Mælingar á andlegri líðan gætu gefið betri vísbendingar um tilfinningalega og hugræna hvata („animal spirits“) sem gefa upplýsingar um það hvernig hagkerfið hegðar sér í raun og veru ef farið er eftir því að maðurinn sé ekki alltaf hagsýnn og hegði sér á óútreiknanlegan hátt.

Heimildaskrá

- Acemoglu, D. og Scott, A. (1994). Consumer confidence and rational expectations: Are agents' beliefs consistent with the theory? *Economic Journal*, 104(422), 1-19. Sótt 27. mars 2013 af <http://www.ebscohost.com/>
- Adkins, L.C. (2010). *Using gretl for Principles of Econometrics* (3. útg.). Boston, MA: Free Software Foundation, Inc. Sótt 2. apríl af <http://www.learneconometrics.com/gretl/ebook.pdf>
- Akerlof, G.A. og Schiller, R.J. (2009). *Animal Spirits: How human psychology drives the economy, and why it matters for global capitalism*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Capacent Gallup. (2012). *Væntingavísitala Gallup*. Reykjavík, Ísland: Capacent Gallup.
- Capacent Gallup. (2012). *VVG tímaseríur* [tafla]. Fendið frá Guðna Gunnarssyni (starfsmaður Capacent Gallup) 14. desember 2012.
- Capacent Gallup. (2013). *Væntingar um heildartekjur*. Sótt 3. apríl 2013 af <http://www.capacent.is/>
- Carroll, C.D., Fuhrer, J.C. og Wilcox, D.W. (1994). Does consumer sentiment forecast household spending? If so, why? *American Economic Review*, 84(5), 1397-1408. Sótt 27. mars 2013 af <http://www.jstor.org/stable/2117779>
- Clayton, G.E. og Giesbrecht, M.G. (1997). *A guide to everyday economic statistics* (4. útg.). Boston, MA: McGraw-Hill Publishing Company.
- Cramer, C.F. og Loewenstein, G. (2004). *Advances in Behavioral Economics*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Datamarket. (2013). *Væntingar um heildartekjur heimilisins* [tafla]. Sótt 27. mars 2013 af <http://datamarket.com>
- Eppright, D.R., Arguea, N.M. og Huth, W.L. (1998). Aggregate consumer expectations indexes as indicators of future consumer expenditures. *Journal of Economic Psychology*, 19(2), 215-235. doi: 10.1016/S0167-4870(98)00005-1
- Fan, C.S. og Wong, P. (1998). Does consumer sentiment forecast household spending? The Hong Kong case. *Economic Letters*, 58(1), 77-84. doi: 10.1016/S0165-1765(97)00247-4
- Friedman, M. (1957). *A theory of the consumption function*. Princeton, NJ: Princeton University Press.

- Garner, A. (1991). Forecasting Consumer Spending: Should economists pay attention to consumer confidence surveys? *Economic Review*, May/June, 57-71. Sótt 2. mars 2013 af <http://www.frbkc.org/PUBLICAT/ECONREV/EconRevArchive/1991/2q91.pdf#page=59>
- George Katona. (2013). Transatlantic Perspectives. Sótt 21. mars 2013 af <http://www.transatlanticperspectives.org/entry.php?rec=3>
- Granger, C.W.J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438. doi: 10.2307/1912791
- Hagfræðistofnun. (2008). *Staða neytendamála á Íslandi*, Skýrsla nr. C07:10. Sótt 18. apríl 2013 af http://hhi.hi.is/sites/hhi.hi.is/files/C-Series/2007/C07_10.pdf
- Hagstofa Íslands. (2013a). *Landsframleiðsla 1997-2012* [tafla]. Sótt 2. febrúar 2013 af <http://hagstofa.is/>
- Hagstofa Íslands. (2013b). Landsframleiðslan á 4. ársfjórðungi 2012. *Hagtíðindi*, 98(3) [rafræn útgáfa]. Reykjavík, Ísland: Hagstofa Íslands. Sótt 17. apríl 2013 af <https://hagstofa.is/lisalib/getfile.aspx?ItemID=14919>
- Hagstofa Íslands. (2013c). Þjóðhagsspá, vor 2013. *Hagtíðindi*, 97(12) [rafræn útgáfa]. Reykjavík, Ísland: Hagstofa Íslands. Sótt 17. apríl 2013 af <https://hagstofa.is/lisalib/getfile.aspx?ItemID=15011>
- Hagstofa Íslands. (2013d). *Atvinnupátttaka, atvinnuleysi, vinnutími og fjöldi starfandi eftir ársfjórðungum 2003-2013* [tafla]. Sótt 28. apríl 2013 af <http://hagstofa.is/Hagtolur/Laun,-tekjur-og-vinnumarkadur/Vinnumarkadur>
- Hong, H. og Preston, B. (2005). *Nonnested Model Selection Criteria*. Stanford University. Sótt 15. apríl 2013 af <http://www.stanford.edu/~doubleh/papers/nonnestmsc2.pdf>
- Horvath, R. (2012). Do Confidence Indicators Help Predict Economic Activity? The Case of the Czech Republic. *Czech Journal of Economics and Finance*, 62(5), 398-412. Sótt 14. mars 2013 af <http://journal.fsv.cuni.cz/mag/article/show/id/1255>
- Howrey, E.P. (2001). The Predictive Power of the Index of Consumer Sentiment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 32(1), 175-216. Sótt 24 mars 2013 af <http://search.proquest.com/>
- Kahneman, D. og Tversky, A. (1979). Prospect Theory: An analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, 47(2), 263-291. Sótt 16. mars 2013 af http://www.princeton.edu/~kahneman/docs/Publications/prospect_theory.pdf
- Kahneman, D. og Tversky, A. (1981). The Framing of Decisions and the Psychology of Choice. *Science*, 211 (4481), 453-458. Sótt 16. mars 2013 af <http://psych.hanover.edu/classes/cognition/papers/tversky81.pdf>

- Kári Joensen. (2011). *Áhrif gengis á verðlag*. Borgarnes, Ísland: Rannsóknarsetur verslunarinnar við Háskólann á Bifröst. Sótt 14. apríl 2013 af http://www.rsv.is/files/Skra_0049618.pdf
- Katona, G. (1974). Psychology and Consumer Economics. *Journal of Consumer Research*, 1(1), 9-12. Sótt 18. mars 2013 af <http://www.jstor.org/stable/2488949>
- Katona, G. (1951). *Psychological Analysis of Economic Behavior*. New York: McGraw-Hill Publishing Company.
- Keynes, J.M. (1964). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. eBooks@Adelaide: South Australia. Sótt 10. mars 2013 af http://ebooks.adelaide.edu.au/k/keynes/john_maynard/k44g/
- Lucas, R.E. (1972). Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of Economic Theory* 4, 103-124. Sótt 27. febrúar 2013 af [ftp://147.52.239.100/students/master/macro/Lucas%20-%20JET%20\(1972\).pdf](ftp://147.52.239.100/students/master/macro/Lucas%20-%20JET%20(1972).pdf)
- Lucas, Robert E., Jr. (1976). Economic Policy Evaluation: A Critique. *CarnegieRochester Conference Series on Public Policy* 1, 19-46. Sótt 27. apríl 2013 af <http://people.bu.edu/rking/REmodels/lucascr.pdf>
- Ludvigson, S. (2004). Consumer Confidence and Consumer Spending. *Journal of Economic Perspectives*, 18(2), 29-50. Sótt 6. apríl 2013 af <http://search.proquest.com/>
- Modigliani, F. og Brumberg, R. (1954). Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data. *Post Keynesian Economics*, Rutgers University Press. Sótt 28. mars 2013 af http://www.arabicttrader.com/arabicttrader_storage_server/application/2009/08/15/pdf/v202/B4E8E626-EFEE-42B4-FE04-862C02B7AC83.pdf#page=18
- Muth, J.F. (1961). Rational expectations and the theory of price movements. *Econometrica* 29(3), 315-335. Sótt 27. febrúar 2013 af <http://www.jstor.org/stable/1909635>
- OECD. (2012). *Real private consumption expenditures* [tafla]. Sótt 27. apríl 2013 af <http://www.oecd.org/>
- Parker, J. (2010). *Macroeconomic Theory*. Portland, OR: Reed College. Sótt 3. mars 2013 af <http://academic.reed.edu/economics/parker/s11/314/book/Ch16.pdf>
- Sargent, T.J. (2008). Rational expectations. Sótt 27. febrúar 2013 af <http://www.econlib.org/library/Enc/RationalExpectations.html>
- Seðlabanki Íslands. (2006). Nýtt ársfjórðungslegt þjóðhagslíkan Seðlabankans. *Peningamál*. (Viðauki 1). Sótt 18. apríl 2013 af <http://www.sedlabanki.is/lisalib/getfile.aspx?itemid=3948>

Seðlabanki Íslands. (2010). Sveiflur í einkaneyslu. *Peningamál*. (Rammagrein VI-1). Sótt 1. mars 2013 af <http://www.sedlabanki.is/lisalib/getfile.aspx?itemid=7854>

Seðlabanki Íslands. (2012). Notkun hátíðnisvísbendinga til að spá einkaneyslu, *Peningamál*. (Rammagrein IV-1). Sótt 18. apríl 2013 af http://www.sedlabanki.is/library/Skr%C3%A1arsafn/Rammar-og-vi%C3%B0%C3%B0aukar/2012/2012_2%20IV-1.pdf

Snowdon, B og Vane, Howard. (2005). *Modern Macroeconomics*. Cheltenham, UK: Edward Elga.

Sveinn Agnarsson. (2003). Mannlegt atferli og tilraunahagfræði. *Fjármálatíðindi*, 50(1), 37-53. Sótt 4. mars 2013 af <http://www.sedlabanki.is/uploads/files/ft013-3.pdf>

Throop, A.W. (1992). Consumer Sentiment: Its Causes and Effects. *Economic Review-Federal Reserve Bank of San Francisco*, 1, 35-59. Sótt 14. mars 2013 af http://www.frbsf.org/publications/economics/review/1992/92-1_35-59.pdf

Tsay, R. (2010). *Analysis of Financial Time Series* (3. útg.). Hoboken, NJ: Wiley.

Van Raaij, W.F. (1989). Economic news, expectations and macro-economic behaviour. *Journal of Economic Psychology* 10(4), 473-493. doi: 10.1016/j.bbr.2011.03.031

Vuchelen, Jef. (2004). Consumer sentiment and macroeconomic forecasts. *Journal of Economic Psychology*. 24(4), 493-506. doi: 10.1016/S0167-4870(03)00031-X

Zivot, E. og Wang, J. (2006). *Modelling Financial Time Series with S-PLUS* (2.útg.). Washington, USA. Sótt 16. apríl 2013 af <http://faculty.washington.edu/ezivot/econ589/manual.pdf>

Viðauki A: Logra-sennileikastuðlar, AIC, BIC og R²

Tafla 7. Samanburður á logra-sennileika stuðli, AIC, BIC og R² fyrir VVG og allar greiningarbreytur.

Vísitala	Logra-sennileika	AIC	BIC	R ²
VVG	-265,0035	13,81	14,56	52,8%
Mat á atvinnuástandi	-261,2964	13,62	14,38	51,4%
Mat á efnahagslífinu	-274,8786	14,29	15,04	52,9%
Væntingar til 6 mánaða	-271,2678	14,11	14,86	53,4%
Mat á núverandi ástandi	-265,1579	13,81	14,56	56,4%
Konur	-267,1240	13,91	14,66	52,0%
Karlar	-264,2062	13,77	14,52	52,7%
16-24 ára	-257,9356	13,46	14,21	54,0%
25-34 ára	-268,7733	13,99	14,74	54,6%
35-44 ára	-271,3639	14,12	14,87	52,4%
45-54 ára	-265,6274	13,84	14,49	50,4%
55-75 ára	-268,984	14,00	14,75	51,3%
Reykjavíkurkjördæmi	-269,2977	14,01	14,77	50,8%
Suðvesturkjördæmi	-268,7915	13,99	14,73	52,6%
Önnur kjördæmi	-269,9357	13,66	14,41	53,2%
Grunnskólapróf	-269,7644	14,04	14,79	49,2%
Grunnskólapróf og viðbót	-266,1466	13,86	14,61	47,9%
Framhaldsskóli	-268,5229	13,98	14,73	52,7%
Háskólapróf	-267,7478	13,94	14,69	53,9%
0-250þ.kr	-275,9165	14,34	15,09	47,2%
250-399þ.kr.	-268,0565	13,95	14,71	50,6%
400-549þ.kr.	-268,9035	14,00	14,75	53,1%
550+þ.kr.	-263,4309	13,73	14,48	53,5%

Tafla 8. Samanburður á logra-sennileika stuðli, AIC, BIC og R² fyrir hlutfall þeirra sem vænta hærri framtíðartekjur og hlutfall þeirra sem vænta lægri framtíðartekjur.

Vísitala	Logra-sennileika	AIC	BIC	R2
hærri tekjur	-205,2234	10,8889	11,6412	51,7%
lægri tekjur	-222,1044	11,7124	12,4647	55,8%

Viðauki B: Væntingavísitala og greiningarbreytur

Sístæðni: Augmented Dickey Fuller próf

Dickey-Fuller test for d_VVG

sample size 44

unit-root null hypothesis: a = 1

```
test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.016
estimated value of (a - 1): -0.999958
test statistic: tau_c(1) = -6.46786
p-value 1.693e-06
```

Dickey-Fuller test for d_Mat_a_nuverandi_astandi

sample size 44

unit-root null hypothesis: a = 1

```
test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.082
estimated value of (a - 1): -0.697073
test statistic: tau_c(1) = -4.68524
p-value 0.0004368
```

Dickey-Fuller test for d_Vaentingar_til_naestu_6_man

sample size 44

unit-root null hypothesis: a = 1

```
test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.019
estimated value of (a - 1): -1.13307
test statistic: tau_c(1) = -7.42797
p-value 1.006e-07
```

Dickey-Fuller test for d_Mat_a_efnahagslifinu

sample size 44

unit-root null hypothesis: a = 1

```
test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.008
estimated value of (a - 1): -1.07236
test statistic: tau_c(1) = -6.86818
p-value 5.051e-07
```

Dickey-Fuller test for d_Mat_a_atvinnuastandi

sample size 44

unit-root null hypothesis: a = 1

```
test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.041
estimated value of (a - 1): -0.97806
test statistic: tau_c(1) = -6.28542
p-value 2.97e-06
```

```

Dickey-Fuller test for d_Karlar
sample size 44
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.000
estimated value of (a - 1): -1.04501
test statistic: tau_c(1) = -6.73598
p-value 7.499e-07

Dickey-Fuller test for d_Konur
sample size 44
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.023
estimated value of (a - 1): -0.961739
test statistic: tau_c(1) = -6.26695
p-value 3.145e-06

Augmented Dickey-Fuller test for d_A
including 3 lags of (1-L)d_A (max was 4)
sample size 41
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.002
lagged differences: F(3, 36) = 2.874 [0.0496]
estimated value of (a - 1): -0.82452
test statistic: tau_c(1) = -3.11327
asymptotic p-value 0.02561

Dickey-Fuller test for d_B
sample size 44
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.004
estimated value of (a - 1): -1.00454
test statistic: tau_c(1) = -6.43952
p-value 1.847e-06

Dickey-Fuller test for d_C
sample size 44
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.018
estimated value of (a - 1): -0.995416
test statistic: tau_c(1) = -6.46291
p-value 1.719e-06

Dickey-Fuller test for d_D
sample size 44
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant

```

```

model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.001
estimated value of (a - 1): -1.04366
test statistic: tau_c(1) = -6.70189
p-value 8.309e-07

Dickey-Fuller test for d_E
sample size 44
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.023
estimated value of (a - 1): -1.13753
test statistic: tau_c(1) = -7.50001
p-value 8.235e-08

Dickey-Fuller test for d_RVK
sample size 44
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.002
estimated value of (a - 1): -1.07366
test statistic: tau_c(1) = -6.99858
p-value 3.437e-07

Dickey-Fuller test for d_SV
sample size 44
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.003
estimated value of (a - 1): -1.01662
test statistic: tau_c(1) = -6.50901
p-value 1.492e-06

Dickey-Fuller test for d_Annad
sample size 44
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.014
estimated value of (a - 1): -1.02217
test statistic: tau_c(1) = -6.63413
p-value 1.02e-06

Dickey-Fuller test for d_Grunnsk
sample size 44
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.004
estimated value of (a - 1): -1.1478
test statistic: tau_c(1) = -7.43335
p-value 9.905e-08

Dickey-Fuller test for d_Grunnsk_og_vidbot
sample size 44

```

```

unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001
estimated value of (a - 1): -1.04744
test statistic: tau_c(1) = -6.75826
p-value 7.014e-07

Dickey-Fuller test for d_Framhaldssk
sample size 44
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.012
estimated value of (a - 1): -1.0418
test statistic: tau_c(1) = -6.77322
p-value 6.706e-07

Dickey-Fuller test for d_Haskolapr
sample size 44
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.010
estimated value of (a - 1): -0.915674
test statistic: tau_c(1) = -6.0056
p-value 7.102e-06

Dickey-Fuller test for d_F
sample size 44
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.032
estimated value of (a - 1): -1.161
test statistic: tau_c(1) = -7.67947
p-value 5.053e-08

Dickey-Fuller test for d_G
sample size 44
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.016
estimated value of (a - 1): -1.07816
test statistic: tau_c(1) = -6.85573
p-value 5.242e-07

Dickey-Fuller test for d_H
sample size 44
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.011
estimated value of (a - 1): -1.0109
test statistic: tau_c(1) = -6.58451
p-value 1.186e-06

```

```

Dickey-Fuller test for d_I
sample size 44
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.015
estimated value of (a - 1): -0.898529
test statistic: tau_c(1) = -5.80903
p-value 1.316e-05

```

VAR-líkan

VVG

```

VAR system, lag order 4
OLS estimates, observations 2002:3-2012:3 (T = 41)
Log-likelihood = -265.00346
Determinant of covariance matrix = 1409.8578
AIC = 13.8050
BIC = 14.5573
HQC = 14.0790
Portmanteau test: LB(10) = 26.0191, df = 24 [0.3522]

```

Equation 1: d_VVG

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.494109	2.24420	-0.2202	0.8271
d_VVG_1	-0.0297579	0.180365	-0.1650	0.8700
d_VVG_2	0.129630	0.180071	0.7199	0.4768
d_VVG_3	0.0460817	0.178022	0.2589	0.7974
d_VVG_4	0.0268875	0.183435	0.1466	0.8844
d_Einkaneysla_1	-0.0442799	0.649204	-0.06821	0.9460
d_Einkaneysla_2	0.444431	0.602562	0.7376	0.4662
d_Einkaneysla_3	0.398124	0.600882	0.6626	0.5124
d_Einkaneysla_4	-1.17470	0.595444	-1.973	0.0572 *
Mean dependent var	-0.486811	S.D. dependent var	13.89061	
Sum squared resid	6442.600	S.E. of regression	14.18912	
R-squared	0.165246	Adjusted R-squared	-0.043442	
F(8, 32)	0.791833	P-value(F)	0.613603	
rho	0.046489	Durbin-Watson	1.899563	

F-tests of zero restrictions:

```

All lags of d_VVG           F(4, 32) = 0.15468 [0.9595]
All lags of d_Einkaneysla   F(4, 32) = 1.2496 [0.3100]
All vars, lag 4             F(2, 32) = 2.1593 [0.1319]

```

Equation 2: d_Einkaneysla

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.222426	0.552417	0.4026	0.6899
d_VVG_1	0.110087	0.0443973	2.480	0.0186 **
d_VVG_2	0.0445369	0.0443249	1.005	0.3225
d_VVG_3	0.0914386	0.0438207	2.087	0.0450 **
d_VVG_4	-0.00562249	0.0451530	-0.1245	0.9017
d_Einkaneysla_1	0.0548079	0.159804	0.3430	0.7339
d_Einkaneysla_2	0.145172	0.148322	0.9788	0.3350
d_Einkaneysla_3	-0.169602	0.147909	-1.147	0.2600
d_Einkaneysla_4	-0.517562	0.146570	-3.531	0.0013 ***

Mean dependent var	0.085366	S.D. dependent var	4.545908
Sum squared resid	390.3653	S.E. of regression	3.492694
R-squared	0.527752	Adjusted R-squared	0.409690
F(8, 32)	4.470131	P-value(F)	0.001024
rho	-0.057876	Durbin-Watson	2.055469

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_VVG	F(4, 32) =	2.8021 [0.0422]
All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) =	4.8625 [0.0035]
All vars, lag 4	F(2, 32) =	7.4946 [0.0021]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 3
Alternative hypothesis: the longest lag is 4
Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 16.9924 [0.0019]

Comparison of information criteria:

Lag order 4: AIC = 13.8050, BIC = 14.5573, HQC = 14.0790
Lag order 3: AIC = 14.0244, BIC = 14.6095, HQC = 14.2374

Undirvísítölur

Mat á núverandi ástandi

VAR system, lag order 4
 OLS estimates, observations 2002:3-2012:3 (T = 41)
 Log-likelihood = -265.15792
 Determinant of covariance matrix = 1420.5202
 AIC = 13.8126
 BIC = 14.5649
 HQC = 14.0865
 Portmanteau test: LB(10) = 24.6325, df = 24 [0.4259]

Equation 1: d_Einkaneysla

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.0509112	0.543488	0.09367	0.9260
d_Einkaneysla_1	0.0293637	0.148487	0.1978	0.8445
d_Einkaneysla_2	0.153170	0.145310	1.054	0.2997
d_Einkaneysla_3	-0.0733978	0.144491	-0.5080	0.6150
d_Einkaneysla_4	-0.316771	0.143417	-2.209	0.0345 **
d_Mat_a_nuvera~_1	0.0704357	0.0390451	1.804	0.0807 *
d_Mat_a_nuvera~_2	0.0769410	0.0401240	1.918	0.0641 *
d_Mat_a_nuvera~_3	0.0323536	0.0388027	0.8338	0.4106
d_Mat_a_nuvera~_4	-0.109602	0.0385205	-2.845	0.0077 ***
Mean dependent var	0.085366	S.D. dependent var	4.545908	
Sum squared resid	360.5619	S.E. of regression	3.356718	
R-squared	0.563807	Adjusted R-squared	0.454759	
F(8, 32)	5.170256	P-value(F)	0.000343	
rho	-0.130716	Durbin-Watson	2.234432	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) =	1.6807 [0.1787]
All lags of d_Mat_a_nuverand~	F(4, 32) =	3.6950 [0.0139]
All vars, lag 4	F(2, 32) =	11.401 [0.0002]

Equation 2: d_Mat_a_nuverandi_astandi

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
<hr/>				
const	0.497016	2.61366	0.1902	0.8504
d_Einkaneysla_1	0.0522165	0.714080	0.07312	0.9422
d_Einkaneysla_2	-0.180537	0.698801	-0.2584	0.7978
d_Einkaneysla_3	-0.403468	0.694865	-0.5806	0.5655
d_Einkaneysla_4	-0.967218	0.689697	-1.402	0.1704
d_Mat_a_nuvera~_1	0.187257	0.187769	0.9973	0.3261
d_Mat_a_nuvera~_2	0.284008	0.192958	1.472	0.1508
d_Mat_a_nuvera~_3	0.0738729	0.186604	0.3959	0.6948
d_Mat_a_nuvera~_4	0.149774	0.185247	0.8085	0.4248
Mean dependent var	-0.585279	S.D. dependent var	16.32828	
Sum squared resid	8338.675	S.E. of regression	16.14260	
R-squared	0.218091	Adjusted R-squared	0.022613	
F(8, 32)	1.115682	P-value(F)	0.379149	
rho	-0.006753	Durbin-Watson	1.971605	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) = 0.73828 [0.5728]
All lags of d_Mat_a_nuverand~	F(4, 32) = 1.2388 [0.3143]
All vars, lag 4	F(2, 32) = 1.0072 [0.3765]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 3
 Alternative hypothesis: the longest lag is 4
 Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 27.3709 [0.0000]

Comparison of information criteria:

Lag order 4: AIC = 13.8126, BIC = 14.5649, HQC = 14.0865
 Lag order 3: AIC = 14.2850, BIC = 14.8702, HQC = 14.4981

Væntingar til næstu 6 mánaða

VAR system, lag order 4
 OLS estimates, observations 2002:3-2012:3 (T = 41)
 Log-likelihood = -271.2678
 Determinant of covariance matrix = 1913.7526
 AIC = 14.1106
 BIC = 14.8629
 HQC = 14.3846
 Portmanteau test: LB(10) = 19.4, df = 24 [0.7303]

Equation 1: d_Einkaneysla

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
<hr/>				
const	0.0773577	0.543855	0.1422	0.8878
d_Einkaneysla_1	0.115894	0.153279	0.7561	0.4551
d_Einkaneysla_2	0.215310	0.143467	1.501	0.1432
d_Einkaneysla_3	-0.176030	0.141200	-1.247	0.2216
d_Einkaneysla_4	-0.535802	0.140486	-3.814	0.0006***
d_Vaentingar_t~_1	0.0952993	0.0363926	2.619	0.0134 **
d_Vaentingar_t~_2	0.0227069	0.0341626	0.6647	0.5110
d_Vaentingar_t~_3	0.0835072	0.0328906	2.539	0.0162 **
d_Vaentingar_t~_4	0.0342445	0.0349615	0.9795	0.3347
Mean dependent var	0.085366	S.D. dependent var	4.545908	
Sum squared resid	385.5739	S.E. of regression	3.471194	
R-squared	0.533549	Adjusted R-squared	0.416936	
F(8, 32)	4.575385	P-value(F)	0.000865	

rho -0.015536 Durbin-Watson 1.981179

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla F(4, 32) = 6.4991 [0.0006]
All lags of d_Vaentingar_til~ F(4, 32) = 2.9363 [0.0356]
All vars, lag 4 F(2, 32) = 7.2731 [0.0025]

Equation 2: d_Vaentingar_til_naestu_6_man

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.542641	2.55070	-0.2127	0.8329
d_Einkaneysla_1	-0.187362	0.718883	-0.2606	0.7960
d_Einkaneysla_2	0.817946	0.672865	1.216	0.2330
d_Einkaneysla_3	0.860007	0.662234	1.299	0.2033
d_Einkaneysla_4	-1.29143	0.658884	-1.960	0.0588 *
d_Vaentingar_t~_1	-0.227366	0.170683	-1.332	0.1922
d_Vaentingar_t~_2	-0.0965221	0.160224	-0.6024	0.5511
d_Vaentingar_t~_3	-0.0683556	0.154258	-0.4431	0.6607
d_Vaentingar_t~_4	0.0515328	0.163971	0.3143	0.7553
Mean dependent var	-0.421166	S.D. dependent var	16.45905	
Sum squared resid	8481.274	S.E. of regression	16.28004	
R-squared	0.217307	Adjusted R-squared	0.021633	
F(8, 32)	1.110558	P-value(F)	0.382304	
rho	0.020920	Durbin-Watson	1.953132	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla F(4, 32) = 1.6248 [0.1921]
All lags of d_Vaentingar_til~ F(4, 32) = 0.57638 [0.6818]
All vars, lag 4 F(2, 32) = 1.9385 [0.1605]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 3
Alternative hypothesis: the longest lag is 4
Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 17.3089 [0.0017]

Comparison of information criteria:
Lag order 4: AIC = 14.1106, BIC = 14.8629, HQC = 14.3846
Lag order 3: AIC = 14.3377, BIC = 14.9228, HQC = 14.5507

Mat á efnahagslífinu

VAR system, lag order 4
OLS estimates, observations 2002:3-2012:3 (T = 41)
Log-likelihood = -274.87855
Determinant of covariance matrix = 2282.3382
AIC = 14.2868
BIC = 15.0391
HQC = 14.5607
Portmanteau test: LB(10) = 26.4357, df = 24 [0.3314]

Equation 1: d_Einkaneysla

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.201120	0.548548	0.3666	0.7163
d_Einkaneysla_1	0.0576844	0.154403	0.3736	0.7112
d_Einkaneysla_2	0.176259	0.142675	1.235	0.2257
d_Einkaneysla_3	-0.113258	0.141078	-0.8028	0.4280

d_Einkaneysla_4	-0.511921	0.137172	-3.732	0.0007***
d_Mat_a_efnaha~_1	0.0748726	0.0336839	2.223	0.0334 **
d_Mat_a_efnaha~_2	0.0381558	0.0333876	1.143	0.2616
d_Mat_a_efnaha~_3	0.0783503	0.0337299	2.323	0.0267 **
d_Mat_a_efnaha~_4	0.0212997	0.0356923	0.5968	0.5549
Mean dependent var	0.085366	S.D. dependent var	4.545908	
Sum squared resid	389.0020	S.E. of regression	3.486590	
R-squared	0.529402	Adjusted R-squared	0.411752	
F(8, 32)	4.499816	P-value(F)	0.000976	
rho	-0.036786	Durbin-Watson	2.012704	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) = 5.1094 [0.0027]
All lags of d_Mat_a_efnahags~	F(4, 32) = 2.8399 [0.0402]
All vars, lag 4	F(2, 32) = 6.9849 [0.0030]

Equation 2: d_Mat_a_efnahagslifinu

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.837546	2.77611	-0.3017	0.7648
d_Einkaneysla_1	-0.237852	0.781405	-0.3044	0.7628
d_Einkaneysla_2	0.276641	0.722055	0.3831	0.7042
d_Einkaneysla_3	0.781463	0.713975	1.095	0.2819
d_Einkaneysla_4	-1.26104	0.694206	-1.817	0.0787 *
d_Mat_a_efnaha~_1	-0.0776368	0.170468	-0.4554	0.6519
d_Mat_a_efnaha~_2	0.162668	0.168969	0.9627	0.3429
d_Mat_a_efnaha~_3	-0.0687725	0.170702	-0.4029	0.6897
d_Mat_a_efnaha~_4	-0.0606108	0.180633	-0.3355	0.7394
Mean dependent var	-0.721979	S.D. dependent var	17.11243	
Sum squared resid	9963.127	S.E. of regression	17.64505	
R-squared	0.149426	Adjusted R-squared	-0.063218	
F(8, 32)	0.702705	P-value(F)	0.686773	
rho	0.035839	Durbin-Watson	1.897743	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) = 0.96351 [0.4409]
All lags of d_Mat_a_efnahags~	F(4, 32) = 0.41650 [0.7955]
All vars, lag 4	F(2, 32) = 1.9244 [0.1625]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 3
 Alternative hypothesis: the longest lag is 4
 Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 17.2804 [0.0017]

Comparison of information criteria:
 Lag order 4: AIC = 14.2868, BIC = 15.0391, HQC = 14.5607
 Lag order 3: AIC = 14.5131, BIC = 15.0982, HQC = 14.7262

Mat á atvinnuástandi

VAR system, lag order 4
 OLS estimates, observations 2002:3-2012:3 (T = 41)
 Log-likelihood = -261.29642
 Determinant of covariance matrix = 1176.6333
 AIC = 13.6242
 BIC = 14.3765
 HQC = 13.8982

Portmanteau test: LB(10) = 29.7677, df = 24 [0.1926]

Equation 1: d_Einkaneysla

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.149436	0.562243	0.2658	0.7921
d_Einkaneysla_1	0.0749064	0.158761	0.4718	0.6403
d_Einkaneysla_2	0.144772	0.155210	0.9328	0.3579
d_Einkaneysla_3	-0.117774	0.155427	-0.7577	0.4541
d_Einkaneysla_4	-0.491620	0.150083	-3.276	0.0025***
d_Mat_a_atvinn~_1	0.140244	0.0511189	2.743	0.0099***
d_Mat_a_atvinn~_2	0.0303659	0.0531464	0.5714	0.5717
d_Mat_a_atvinn~_3	0.0439386	0.0513322	0.8560	0.3984
d_Mat_a_atvinn~_4	-0.0468540	0.0497760	-0.9413	0.3536
Mean dependent var	0.085366	S.D. dependent var	4.545908	
Sum squared resid	401.0715	S.E. of regression	3.540266	
R-squared	0.514800	Adjusted R-squared	0.393500	
F(8, 32)	4.244029	P-value(F)	0.001478	
rho	-0.041093	Durbin-Watson	2.047468	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) = 3.7766 [0.0126]
All lags of d_Mat_a_atvinnua~	F(4, 32) = 2.5137 [0.0609]
All vars, lag 4	F(2, 32) = 7.8177 [0.0017]

Equation 2: d_Mat_a_atvinnuastandi

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.0841052	2.04313	0.04116	0.9674
d_Einkaneysla_1	0.137483	0.576921	0.2383	0.8132
d_Einkaneysla_2	0.517114	0.564015	0.9168	0.3661
d_Einkaneysla_3	0.215373	0.564806	0.3813	0.7055
d_Einkaneysla_4	-1.10459	0.545384	-2.025	0.0512 *
d_Mat_a_atvinn~_1	-0.0272265	0.185761	-0.1466	0.8844
d_Mat_a_atvinn~_2	0.196496	0.193128	1.017	0.3166
d_Mat_a_atvinn~_3	0.0724311	0.186536	0.3883	0.7004
d_Mat_a_atvinn~_4	0.0704742	0.180881	0.3896	0.6994
Mean dependent var	0.039373	S.D. dependent var	12.93838	
Sum squared resid	5296.227	S.E. of regression	12.86496	
R-squared	0.209054	Adjusted R-squared	0.011318	
F(8, 32)	1.057236	P-value(F)	0.416291	
rho	0.013525	Durbin-Watson	1.948638	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) = 1.4929 [0.2276]
All lags of d_Mat_a_atvinnua~	F(4, 32) = 0.33506 [0.8523]
All vars, lag 4	F(2, 32) = 2.1066 [0.1382]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 3
Alternative hypothesis: the longest lag is 4
Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 17.9249 [0.0013]

Comparison of information criteria:
Lag order 4: AIC = 13.6242, BIC = 14.3765, HQC = 13.8982
Lag order 3: AIC = 13.8663, BIC = 14.4514, HQC = 14.0794

Kyn

Karlar

VAR system, lag order 4
 OLS estimates, observations 2002:3-2012:3 (T = 41)
 Log-likelihood = -264.20621
 Determinant of covariance matrix = 1356.08
 AIC = 13.7662
 BIC = 14.5185
 HQC = 14.0401
 Portmanteau test: LB(10) = 24.7858, df = 24 [0.4175]

Equation 1: d_Einkaneysla

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.235262	0.555453	0.4236	0.6747
d_Einkaneysla_1	0.0927948	0.159744	0.5809	0.5654
d_Einkaneysla_2	0.127403	0.150776	0.8450	0.4044
d_Einkaneysla_3	-0.172168	0.150280	-1.146	0.2604
d_Einkaneysla_4	-0.487753	0.146656	-3.326	0.0022 ***
d_Karlar_1	0.107364	0.0448621	2.393	0.0227 **
d_Karlar_2	0.0429201	0.0457937	0.9372	0.3557
d_Karlar_3	0.0902885	0.0458907	1.967	0.0578 *
d_Karlar_4	-0.0199978	0.0470074	-0.4254	0.6734
Mean dependent var	0.085366	S.D. dependent var	4.545908	
Sum squared resid	391.2989	S.E. of regression	3.496869	
R-squared	0.526623	Adjusted R-squared	0.408279	
F(8, 32)	4.449922	P-value(F)	0.001057	
rho	-0.050362	Durbin-Watson	2.036221	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla F(4, 32) = 4.5020 [0.0053]
 All lags of d_Karlar F(4, 32) = 2.7763 [0.0436]
 All vars, lag 4 F(2, 32) = 7.1397 [0.0027]

Equation 2: d_Karlar

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.564599	2.20002	-0.2566	0.7991
d_Einkaneysla_1	0.0283761	0.632708	0.04485	0.9645
d_Einkaneysla_2	0.449187	0.597186	0.7522	0.4574
d_Einkaneysla_3	0.172111	0.595225	0.2892	0.7743
d_Einkaneysla_4	-1.16032	0.580871	-1.998	0.0543 *
d_Karlar_1	-0.104181	0.177688	-0.5863	0.5618
d_Karlar_2	0.191595	0.181378	1.056	0.2987
d_Karlar_3	0.144286	0.181762	0.7938	0.4331
d_Karlar_4	0.0287641	0.186185	0.1545	0.8782
Mean dependent var	-0.614173	S.D. dependent var	13.87573	
Sum squared resid	6138.558	S.E. of regression	13.85027	
R-squared	0.202934	Adjusted R-squared	0.003667	
F(8, 32)	1.018403	P-value(F)	0.442358	
rho	0.045279	Durbin-Watson	1.905317	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla F(4, 32) = 1.2822 [0.2975]
 All lags of d_Karlar F(4, 32) = 0.51128 [0.7278]

All vars, lag 4 F(2, 32) = 2.1972 [0.1276]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 3
Alternative hypothesis: the longest lag is 4
Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 16.6619 [0.0022]

Comparison of information criteria:
Lag order 4: AIC = 13.7662, BIC = 14.5185, HQC = 14.0401
Lag order 3: AIC = 13.9774, BIC = 14.5625, HQC = 14.1905

Konur

VAR system, lag order 4
OLS estimates, observations 2002:3-2012:3 (T = 41)
Log-likelihood = -267.12401
Determinant of covariance matrix = 1563.5047
AIC = 13.9085
BIC = 14.6608
HQC = 14.1824
Portmanteau test: LB(10) = 29.1339, df = 24 [0.2151]

Equation 1: d_Einkaneysla

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.200494	0.554624	0.3615	0.7201
d_Einkaneysla_1	0.0188658	0.159570	0.1182	0.9066
d_Einkaneysla_2	0.165112	0.147021	1.123	0.2698
d_Einkaneysla_3	-0.155040	0.146408	-1.059	0.2975
d_Einkaneysla_4	-0.551009	0.147663	-3.732	0.0007 ***
d_Konur_1	0.110057	0.0432284	2.546	0.0159 **
d_Konur_2	0.0458659	0.0420905	1.090	0.2840
d_Konur_3	0.0864061	0.0410899	2.103	0.0434 **
d_Konur_4	0.00934463	0.0426933	0.2189	0.8281
Mean dependent var	0.085366	S.D. dependent var	4.545908	
Sum squared resid	396.5020	S.E. of regression	3.520041	
R-squared	0.520328	Adjusted R-squared	0.400410	
F(8, 32)	4.339038	P-value(F)	0.001265	
rho	-0.053042	Durbin-Watson	2.053844	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla F(4, 32) = 5.1794 [0.0025]
All lags of d_Konur F(4, 32) = 2.6349 [0.0522]
All vars, lag 4 F(2, 32) = 7.7907 [0.0018]

Equation 2: d_Konur

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.380854	2.34682	-0.1623	0.8721
d_Einkaneysla_1	-0.0699714	0.675200	-0.1036	0.9181
d_Einkaneysla_2	0.442618	0.622100	0.7115	0.4819
d_Einkaneysla_3	0.643770	0.619508	1.039	0.3065
d_Einkaneysla_4	-1.23557	0.624815	-1.978	0.0567 *
d_Konur_1	0.0404746	0.182915	0.2213	0.8263
d_Konur_2	0.0206580	0.178101	0.1160	0.9084
d_Konur_3	-0.0434951	0.173866	-0.2502	0.8041
d_Konur_4	0.0501981	0.180651	0.2779	0.7829

Mean dependent var	-0.361746	S.D. dependent var	14.42265
Sum squared resid	7099.159	S.E. of regression	14.89459
R-squared	0.146789	Adjusted R-squared	-0.066514
F(8, 32)	0.688171	P-value(F)	0.698768
rho	0.038429	Durbin-Watson	1.909933

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) = 1.3362 [0.2779]
All lags of d_Konur	F(4, 32) = 0.053138 [0.9945]
All vars, lag 4	F(2, 32) = 2.0839 [0.1410]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 3
Alternative hypothesis: the longest lag is 4
Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 17.248 [0.0017]

Comparison of information criteria:
Lag order 4: AIC = 13.9085, BIC = 14.6608, HQC = 14.1824
Lag order 3: AIC = 14.1340, BIC = 14.7192, HQC = 14.3471

Aldur

16-24 ára

VAR system, lag order 4
 OLS estimates, observations 2002:3-2012:3 (T = 41)
 Log-likelihood = -257.93557
 Determinant of covariance matrix = 998.71414
 AIC = 13.4603
 BIC = 14.2126
 HQC = 13.7342
 Portmanteau test: LB(10) = 25.4413, df = 24 [0.3821]

Equation 1: d_Einkaneysla

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
<hr/>				
const	0.0986148	0.543498	0.1814	0.8572
d_Einkaneysla_1	-0.0476953	0.159155	-0.2997	0.7664
d_Einkaneysla_2	0.0952620	0.153339	0.6212	0.5388
d_Einkaneysla_3	-0.125026	0.153922	-0.8123	0.4226
d_Einkaneysla_4	-0.512970	0.147291	-3.483	0.0015 ***
d_A_1	0.149795	0.0499038	3.002	0.0052 ***
d_A_2	0.106171	0.0546290	1.944	0.0608 *
d_A_3	0.0532009	0.0544205	0.9776	0.3356
d_A_4	-0.0443036	0.0514683	-0.8608	0.3958
<hr/>				
Mean dependent var	0.085366	S.D. dependent var	4.545908	
Sum squared resid	379.9750	S.E. of regression	3.445899	
R-squared	0.540322	Adjusted R-squared	0.425402	
F(8, 32)	4.701742	P-value(F)	0.000708	
rho	-0.037137	Durbin-Watson	1.984917	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) = 3.5665 [0.0163]
All lags of d_A	F(4, 32) = 3.0975 [0.0291]
All vars, lag 4	F(2, 32) = 8.9696 [0.0008]

Equation 2: d_A

coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-------------	------------	---------	---------

const	-0.0540281	1.89593	-0.02850	0.9774
d_Einkaneysla_1	0.0775106	0.555192	0.1396	0.8898
d_Einkaneysla_2	0.201480	0.534906	0.3767	0.7089
d_Einkaneysla_3	0.284779	0.536940	0.5304	0.5995
d_Einkaneysla_4	-1.11740	0.513806	-2.175	0.0372 **
d_A_1	-0.0726565	0.174083	-0.4174	0.6792
d_A_2	0.346687	0.190567	1.819	0.0782 *
d_A_3	0.162447	0.189840	0.8557	0.3985
d_A_4	-0.173411	0.179541	-0.9659	0.3414
Mean dependent var	0.107772	S.D. dependent var	13.02120	
Sum squared resid	4623.843	S.E. of regression	12.02061	
R-squared	0.318225	Adjusted R-squared	0.147782	
F(8, 32)	1.867040	P-value(F)	0.100583	
rho	0.093392	Durbin-Watson	1.808006	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) =	1.4625 [0.2366]
All lags of d_A	F(4, 32) =	1.3641 [0.2682]
All vars, lag 4	F(2, 32) =	4.3059 [0.0221]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 3
 Alternative hypothesis: the longest lag is 4
 Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 21.7811 [0.0002]

Comparison of information criteria:

Lag order 4: AIC = 13.4603, BIC = 14.2126, HQC = 13.7342
 Lag order 3: AIC = 13.7964, BIC = 14.3815, HQC = 14.0095

25-34 ára

VAR system, lag order 4
 OLS estimates, observations 2002:3-2012:3 (T = 41)
 Log-likelihood = -268.77332
 Determinant of covariance matrix = 1694.4942
 AIC = 13.9889
 BIC = 14.7412
 HQC = 14.2629
 Portmanteau test: LB(10) = 28.3341, df = 24 [0.2462]

Equation 1: d_Einkaneysla

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.202025	0.539283	0.3746	0.7104
d_Einkaneysla_1	0.0912330	0.149777	0.6091	0.5467
d_Einkaneysla_2	0.113159	0.142728	0.7928	0.4337
d_Einkaneysla_3	-0.141325	0.143115	-0.9875	0.3308
d_Einkaneysla_4	-0.548458	0.140507	-3.903	0.0005 ***
d_B_1	0.102799	0.0386664	2.659	0.0121 **
d_B_2	0.0453707	0.0390596	1.162	0.2540
d_B_3	0.0817855	0.0383875	2.131	0.0409 **
d_B_4	-0.0155791	0.0393629	-0.3958	0.6949
Mean dependent var	0.085366	S.D. dependent var	4.545908	
Sum squared resid	374.9872	S.E. of regression	3.423208	
R-squared	0.546356	Adjusted R-squared	0.432945	
F(8, 32)	4.817487	P-value(F)	0.000590	
rho	-0.040052	Durbin-Watson	2.027813	

F-tests of zero restrictions:

```
All lags of d_Einkaneysla      F(4, 32) =   5.7903 [0.0013]
All lags of d_B                 F(4, 32) =   3.2451 [0.0242]
All vars, lag 4                F(2, 32) =   8.9214 [0.0008]
```

Equation 2: d_B

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.479924	2.44493	-0.1963	0.8456
d_Einkaneysla_1	0.171149	0.679037	0.2520	0.8026
d_Einkaneysla_2	0.694423	0.647079	1.073	0.2912
d_Einkaneysla_3	0.551457	0.648836	0.8499	0.4017
d_Einkaneysla_4	-1.35023	0.637008	-2.120	0.0419 **
d_B_1	-0.0521262	0.175300	-0.2974	0.7681
d_B_2	0.0976874	0.177083	0.5516	0.5850
d_B_3	-0.0542073	0.174036	-0.3115	0.7575
d_B_4	0.0601700	0.178458	0.3372	0.7382
Mean dependent var	-0.334898	S.D. dependent var	15.58086	
Sum squared resid	7707.507	S.E. of regression	15.51965	
R-squared	0.206273	Adjusted R-squared	0.007841	
F(8, 32)	1.039515	P-value(F)	0.428051	
rho	0.059071	Durbin-Watson	1.868309	

F-tests of zero restrictions:

```
All lags of d_Einkaneysla      F(4, 32) =   1.8272 [0.1479]
All lags of d_B                 F(4, 32) =   0.20694 [0.9327]
All vars, lag 4                F(2, 32) =   2.2911 [0.1175]
```

For the system as a whole:

```
Null hypothesis: the longest lag is 3
Alternative hypothesis: the longest lag is 4
Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 20.5154 [0.0004]
```

Comparison of information criteria:

```
Lag order 4: AIC = 13.9889, BIC = 14.7412, HQC = 14.2629
Lag order 3: AIC = 14.2942, BIC = 14.8793, HQC = 14.5073
```

35-44 ára

```
VAR system, lag order 4
OLS estimates, observations 2002:3-2012:3 (T = 41)
Log-likelihood = -271.3639
Determinant of covariance matrix = 1922.7449
AIC = 14.1153
BIC = 14.8676
HQC = 14.3893
Portmanteau test: LB(10) = 26.5584, df = 24 [0.3255]
```

Equation 1: d_Einkaneysla

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.199601	0.555032	0.3596	0.7215
d_Einkaneysla_1	0.0992979	0.162510	0.6110	0.5455
d_Einkaneysla_2	0.151626	0.147109	1.031	0.3104
d_Einkaneysla_3	-0.205302	0.149206	-1.376	0.1784
d_Einkaneysla_4	-0.487927	0.150522	-3.242	0.0028 ***

d_C_1	0.0849107	0.0379084	2.240	0.0322	**
d_C_2	0.0337215	0.0381930	0.8829	0.3839	
d_C_3	0.0864409	0.0362124	2.387	0.0231	**
d_C_4	-0.00933917	0.0389582	-0.2397	0.8121	
Mean dependent var	0.085366	S.D. dependent var	4.545908		
Sum squared resid	393.2495	S.E. of regression	3.505574		
R-squared	0.524263	Adjusted R-squared	0.405329		
F(8, 32)	4.408008	P-value(F)	0.001131		
rho	-0.074782	Durbin-Watson	2.065762		

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) =	4.9700 [0.0031]
All lags of d_C	F(4, 32) =	2.7229 [0.0467]
All vars, lag 4	F(2, 32) =	6.7923 [0.0035]

Equation 2: d_C

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.735576	2.63904	-0.2787	0.7822
d_Einkaneysla_1	-0.132498	0.772692	-0.1715	0.8649
d_Einkaneysla_2	1.02876	0.699466	1.471	0.1511
d_Einkaneysla_3	0.214072	0.709435	0.3018	0.7648
d_Einkaneysla_4	-1.29984	0.715694	-1.816	0.0787 *
d_C_1	-0.0426428	0.180245	-0.2366	0.8145
d_C_2	0.0353053	0.181598	0.1944	0.8471
d_C_3	-0.0103243	0.172181	-0.05996	0.9526
d_C_4	0.113665	0.185236	0.6136	0.5438
Mean dependent var	-0.731200	S.D. dependent var	16.23526	
Sum squared resid	8890.435	S.E. of regression	16.66812	
R-squared	0.156773	Adjusted R-squared	-0.054034	
F(8, 32)	0.743681	P-value(F)	0.652979	
rho	0.029512	Durbin-Watson	1.935911	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) =	1.4161 [0.2511]
All lags of d_C	F(4, 32) =	0.13658 [0.9676]
All vars, lag 4	F(2, 32) =	1.6620 [0.2057]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 3
Alternative hypothesis: the longest lag is 4
Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 15.6422 [0.0035]

Comparison of information criteria:
Lag order 4: AIC = 14.1153, BIC = 14.8676, HQC = 14.3893
Lag order 3: AIC = 14.3017, BIC = 14.8868, HQC = 14.5148

45-54 ára

VAR system, lag order 4
OLS estimates, observations 2002:3-2012:3 (T = 41)
Log-likelihood = -265.62742
Determinant of covariance matrix = 1453.4292
AIC = 13.8355
BIC = 14.5878
HQC = 14.1094
Portmanteau test: LB(10) = 30.0891, df = 24 [0.1818]

Equation 1: d_Einkaneysla

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.250061	0.568959	0.4395	0.6632	
d_Einkaneysla_1	0.0754848	0.173574	0.4349	0.6666	
d_Einkaneysla_2	0.180036	0.156657	1.149	0.2590	
d_Einkaneysla_3	-0.198180	0.154941	-1.279	0.2101	
d_Einkaneysla_4	-0.438978	0.156668	-2.802	0.0086	***
d_D_1	0.0744773	0.0457776	1.627	0.1136	
d_D_2	0.0386754	0.0445296	0.8685	0.3916	
d_D_3	0.106365	0.0449007	2.369	0.0240	**
d_D_4	-0.0126495	0.0479149	-0.2640	0.7935	
Mean dependent var	0.085366	S.D. dependent var	4.545908		
Sum squared resid	409.9531	S.E. of regression	3.579251		
R-squared	0.504056	Adjusted R-squared	0.380070		
F(8, 32)	4.065422	P-value(F)	0.001984		
rho	-0.056385	Durbin-Watson	2.083570		

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) =	3.7926 [0.0124]
All lags of d_D	F(4, 32) =	2.2860 [0.0817]
All vars, lag 4	F(2, 32) =	5.4853 [0.0089]

Equation 2: d_D

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-0.928970	2.33871	-0.3972	0.6938	
d_Einkaneysla_1	0.00973860	0.713475	0.01365	0.9892	
d_Einkaneysla_2	0.144896	0.643937	0.2250	0.8234	
d_Einkaneysla_3	0.342040	0.636884	0.5371	0.5949	
d_Einkaneysla_4	-0.787775	0.643985	-1.223	0.2302	
d_D_1	-0.0544502	0.188169	-0.2894	0.7742	
d_D_2	0.118451	0.183039	0.6471	0.5222	
d_D_3	0.0682148	0.184564	0.3696	0.7141	
d_D_4	-0.140752	0.196954	-0.7146	0.4800	
Mean dependent var	-0.850764	S.D. dependent var	14.15340		
Sum squared resid	6926.647	S.E. of regression	14.71250		
R-squared	0.135547	Adjusted R-squared	-0.080566		
F(8, 32)	0.627204	P-value(F)	0.748743		
rho	0.074061	Durbin-Watson	1.837895		

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) =	0.47112 [0.7565]
All lags of d_D	F(4, 32) =	0.32220 [0.8610]
All vars, lag 4	F(2, 32) =	1.7963 [0.1822]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 3
 Alternative hypothesis: the longest lag is 4
 Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 12.9248 [0.0116]

Comparison of information criteria:
 Lag order 4: AIC = 13.8355, BIC = 14.5878, HQC = 14.1094
 Lag order 3: AIC = 13.9556, BIC = 14.5407, HQC = 14.1687

55-75 ára

VAR system, lag order 4
 OLS estimates, observations 2002:3-2012:3 (T = 41)
 Log-likelihood = -268.984
 Determinant of covariance matrix = 1711.9983
 AIC = 13.9992
 BIC = 14.7515
 HQC = 14.2732
 Portmanteau test: LB(10) = 25.6348, df = 24 [0.3720]

Equation 1: d_Einkaneysla

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.225611	0.559107	0.4035	0.6892
d_Einkaneysla_1	0.0682427	0.155172	0.4398	0.6630
d_Einkaneysla_2	0.193366	0.147330	1.312	0.1987
d_Einkaneysla_3	-0.145478	0.146075	-0.9959	0.3268
d_Einkaneysla_4	-0.538402	0.141112	-3.815	0.0006 ***
d_E_1	0.108861	0.0421441	2.583	0.0146 **
d_E_2	0.0400878	0.0419247	0.9562	0.3461
d_E_3	0.0784152	0.0414014	1.894	0.0673 *
d_E_4	0.0363195	0.0414707	0.8758	0.3877
Mean dependent var	0.085366	S.D. dependent var	4.545908	
Sum squared resid	402.8489	S.E. of regression	3.548102	
R-squared	0.512650	Adjusted R-squared	0.390813	
F(8, 32)	4.207655	P-value(F)	0.001568	
rho	-0.047417	Durbin-Watson	2.054061	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla F(4, 32) = 5.5707 [0.0016]
 All lags of d_E F(4, 32) = 2.4674 [0.0647]
 All vars, lag 4 F(2, 32) = 7.2787 [0.0025]

Equation 2: d_E

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.483293	2.40782	-0.2007	0.8422
d_Einkaneysla_1	-0.0784709	0.668258	-0.1174	0.9073
d_Einkaneysla_2	0.348080	0.634486	0.5486	0.5871
d_Einkaneysla_3	0.394785	0.629079	0.6276	0.5347
d_Einkaneysla_4	-0.863149	0.607706	-1.420	0.1652
d_E_1	-0.132045	0.181496	-0.7275	0.4722
d_E_2	0.0449906	0.180551	0.2492	0.8048
d_E_3	-0.00637994	0.178297	-0.03578	0.9717
d_E_4	0.108121	0.178596	0.6054	0.5492
Mean dependent var	-0.431001	S.D. dependent var	14.44294	
Sum squared resid	7471.392	S.E. of regression	15.28009	
R-squared	0.104573	Adjusted R-squared	-0.119284	
F(8, 32)	0.467142	P-value(F)	0.869968	
rho	0.002070	Durbin-Watson	1.986315	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla F(4, 32) = 0.61991 [0.6516]
 All lags of d_E F(4, 32) = 0.30523 [0.8723]
 All vars, lag 4 F(2, 32) = 1.0495 [0.3618]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 3
 Alternative hypothesis: the longest lag is 4
 Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 15.8362 [0.0032]

Comparison of information criteria:
 Lag order 4: AIC = 13.9992, BIC = 14.7515, HQC = 14.2732
 Lag order 3: AIC = 14.1903, BIC = 14.7755, HQC = 14.4034

Búseta

Reykjavíkurkjördæmi

VAR system, lag order 4
 OLS estimates, observations 2002:3-2012:3 (T = 41)
 Log-likelihood = -269.29765
 Determinant of covariance matrix = 1738.3937
 AIC = 14.0145
 BIC = 14.7668
 HQC = 14.2885
 Portmanteau test: LB(10) = 27.0254, df = 24 [0.3033]

Equation 1: d_Einkaneysla

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.188858	0.562214	0.3359	0.7391
d_Einkaneysla_1	0.0285144	0.160594	0.1776	0.8602
d_Einkaneysla_2	0.136602	0.151442	0.9020	0.3738
d_Einkaneysla_3	-0.150410	0.151215	-0.9947	0.3274
d_Einkaneysla_4	-0.541818	0.148788	-3.642	0.0009 ***
d_RVK_1	0.0996965	0.0420885	2.369	0.0241 **
d_RVK_2	0.0640934	0.0430495	1.489	0.1463
d_RVK_3	0.0729409	0.0430255	1.695	0.0997 *
d_RVK_4	-0.00272894	0.0418777	-0.06516	0.9484
Mean dependent var	0.085366	S.D. dependent var	4.545908	
Sum squared resid	406.6208	S.E. of regression	3.564674	
R-squared	0.508087	Adjusted R-squared	0.385109	
F(8, 32)	4.131520	P-value(F)	0.001778	
rho	-0.063867	Durbin-Watson	2.052348	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla F(4, 32) = 4.7249 [0.0041]
 All lags of d_RVK F(4, 32) = 2.3703 [0.0733]
 All vars, lag 4 F(2, 32) = 7.7166 [0.0018]

Equation 2: d_RVK

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.320993	2.43687	-0.1317	0.8960
d_Einkaneysla_1	0.0718572	0.696082	0.1032	0.9184
d_Einkaneysla_2	0.412499	0.656413	0.6284	0.5342
d_Einkaneysla_3	0.516997	0.655431	0.7888	0.4360
d_Einkaneysla_4	-1.33530	0.644907	-2.071	0.0466 **
d_RVK_1	-0.120770	0.182429	-0.6620	0.5127
d_RVK_2	0.173292	0.186595	0.9287	0.3600
d_RVK_3	0.0417759	0.186491	0.2240	0.8242
d_RVK_4	0.0415554	0.181515	0.2289	0.8204
Mean dependent var	-0.257612	S.D. dependent var	15.49008	
Sum squared resid	7639.253	S.E. of regression	15.45078	

R-squared	0.204054	Adjusted R-squared	0.005068
F(8, 32)	1.025468	P-value(F)	0.437535
rho	0.034117	Durbin-Watson	1.913608

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) = 1.4394 [0.2437]
All lags of d_RVK	F(4, 32) = 0.46825 [0.7586]
All vars, lag 4	F(2, 32) = 2.2964 [0.1170]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 3
 Alternative hypothesis: the longest lag is 4
 Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 17.4691 [0.0016]

Comparison of information criteria:

Lag order 4: AIC = 14.0145, BIC = 14.7668, HQC = 14.2885
Lag order 3: AIC = 14.2455, BIC = 14.8306, HQC = 14.4585

Suðvesturkjördæmi

VAR system, lag order 4
 OLS estimates, observations 2002:3-2012:3 (T = 41)
 Log-likelihood = -268.79149
 Determinant of covariance matrix = 1695.9971
 AIC = 13.9898
 BIC = 14.7421
 HQC = 14.2638
 Portmanteau test: LB(10) = 25.6621, df = 24 [0.3705]

Equation 1: d_Einkaneysla

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
<hr/>				
const	0.256102	0.556178	0.4605	0.6483
d_Einkaneysla_1	0.0695995	0.161799	0.4302	0.6700
d_Einkaneysla_2	0.127964	0.150565	0.8499	0.4017
d_Einkaneysla_3	-0.171024	0.149669	-1.143	0.2616
d_Einkaneysla_4	-0.483465	0.146469	-3.301	0.0024 ***
d_SV_1	0.0952498	0.0408099	2.334	0.0260 **
d_SV_2	0.0372396	0.0418262	0.8903	0.3799
d_SV_3	0.0926702	0.0417354	2.220	0.0336 **
d_SV_4	-0.0106303	0.0432391	-0.2458	0.8074
Mean dependent var	0.085366	S.D. dependent var	4.545908	
Sum squared resid	391.9385	S.E. of regression	3.499726	
R-squared	0.525849	Adjusted R-squared	0.407311	
F(8, 32)	4.436131	P-value(F)	0.001081	
rho	-0.056837	Durbin-Watson	2.057628	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) = 4.2818 [0.0069]
All lags of d_SV	F(4, 32) = 2.7587 [0.0446]
All vars, lag 4	F(2, 32) = 6.9024 [0.0032]

Equation 2: d_SV

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
<hr/>				
const	-0.735302	2.48445	-0.2960	0.7692
d_Einkaneysla_1	0.219285	0.722754	0.3034	0.7635

d_Einkaneysla_2	0.316399	0.672575	0.4704	0.6412
d_Einkaneysla_3	0.230053	0.668573	0.3441	0.7330
d_Einkaneysla_4	-0.989927	0.654278	-1.513	0.1401
d_SV_1	-0.0620006	0.182298	-0.3401	0.7360
d_SV_2	0.104898	0.186837	0.5614	0.5784
d_SV_3	0.0725686	0.186432	0.3892	0.6997
d_SV_4	-0.0586623	0.193149	-0.3037	0.7633

Mean dependent var -0.668605 S.D. dependent var 15.05380
 Sum squared resid 7820.774 S.E. of regression 15.63327
 R-squared 0.137225 Adjusted R-squared -0.078468
 F(8, 32) 0.636205 P-value(F) 0.741425
 rho 0.059144 Durbin-Watson 1.867068

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla F(4, 32) = 0.82505 [0.5190]
 All lags of d_SV F(4, 32) = 0.18805 [0.9429]
 All vars, lag 4 F(2, 32) = 1.6349 [0.2108]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 3
 Alternative hypothesis: the longest lag is 4
 Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 15.3876 [0.0040]

Comparison of information criteria:

Lag order 4: AIC = 13.9898, BIC = 14.7421, HQC = 14.2638
 Lag order 3: AIC = 14.1700, BIC = 14.7551, HQC = 14.3831

Önnur kjördæmi

VAR system, lag order 4
 OLS estimates, observations 2002:3-2012:3 (T = 41)
 Log-likelihood = -261.93569
 Determinant of covariance matrix = 1213.9034
 AIC = 13.6554
 BIC = 14.4077
 HQC = 13.9293
 Portmanteau test: LB(10) = 27.3419, df = 24 [0.2888]

Equation 1: d_Einkaneysla

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
<hr/>				
const	0.239665	0.550050	0.4357	0.6660
d_Einkaneysla_1	0.0962322	0.155563	0.6186	0.5406
d_Einkaneysla_2	0.173653	0.144596	1.201	0.2386
d_Einkaneysla_3	-0.185688	0.144773	-1.283	0.2088
d_Einkaneysla_4	-0.521942	0.145112	-3.597	0.0011 ***
d_Annad_1	0.122214	0.0472160	2.588	0.0144 **
d_Annad_2	0.0329351	0.0460293	0.7155	0.4795
d_Annad_3	0.102254	0.0444248	2.302	0.0280 **
d_Annad_4	-0.000498864	0.0467798	-0.01066	0.9916
<hr/>				
Mean dependent var	0.085366	S.D. dependent var	4.545908	
Sum squared resid	387.1076	S.E. of regression	3.478090	
R-squared	0.531693	Adjusted R-squared	0.414617	
F(8, 32)	4.541410	P-value(F)	0.000913	
rho	-0.054836	Durbin-Watson	2.057685	

F-tests of zero restrictions:

```
All lags of d_Einkaneysla      F(4, 32) = 5.6829 [0.0014]
All lags of d_Annad            F(4, 32) = 2.8930 [0.0376]
All vars, lag 4                F(2, 32) = 7.3709 [0.0023]
```

Equation 2: d_Annad

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.634822	2.06912	-0.3068	0.7610
d_Einkaneysla_1	-0.115977	0.585179	-0.1982	0.8442
d_Einkaneysla_2	0.635185	0.543928	1.168	0.2515
d_Einkaneysla_3	0.384271	0.544591	0.7056	0.4855
d_Einkaneysla_4	-0.997646	0.545868	-1.828	0.0769 *
d_Annad_1	-0.00128651	0.177612	-0.007243	0.9943
d_Annad_2	0.0309260	0.173148	0.1786	0.8594
d_Annad_3	0.0229815	0.167113	0.1375	0.8915
d_Annad_4	0.0584440	0.175971	0.3321	0.7420
Mean dependent var	-0.619551	S.D. dependent var	12.66332	
Sum squared resid	5477.709	S.E. of regression	13.08352	
R-squared	0.146028	Adjusted R-squared	-0.067465	
F(8, 32)	0.683993	P-value(F)	0.702214	
rho	0.025856	Durbin-Watson	1.946210	

F-tests of zero restrictions:

```
All lags of d_Einkaneysla      F(4, 32) = 1.2673 [0.3032]
All lags of d_Annad            F(4, 32) = 0.033395 [0.9977]
All vars, lag 4                F(2, 32) = 1.7222 [0.1948]
```

For the system as a whole:

```
Null hypothesis: the longest lag is 3
Alternative hypothesis: the longest lag is 4
Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 16.7315 [0.0022]
```

Comparison of information criteria:

```
Lag order 4: AIC = 13.6554, BIC = 14.4077, HQC = 13.9293
Lag order 3: AIC = 13.8684, BIC = 14.4535, HQC = 14.0814
```

Menntun

```
Grunnskólapróf
VAR system, lag order 4
OLS estimates, observations 2002:3-2012:3 (T = 41)
Log-likelihood = -269.76442
Determinant of covariance matrix = 1778.4295
AIC = 14.0373
BIC = 14.7896
HQC = 14.3112
Portmanteau test: LB(10) = 30.6858, df = 24 [0.1631]
```

Equation 1: d_Einkaneysla

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.226124	0.572196	0.3952	0.6953
d_Einkaneysla_1	0.0657805	0.165702	0.3970	0.6940
d_Einkaneysla_2	0.201225	0.153022	1.315	0.1979
d_Einkaneysla_3	-0.216928	0.154626	-1.403	0.1703
d_Einkaneysla_4	-0.579612	0.163493	-3.545	0.0012 ***
d_Grunnsk_1	0.0854013	0.0431180	1.981	0.0563 *
d_Grunnsk_2	0.0576169	0.0421535	1.367	0.1812

d_Grunnsk_3	0.0799091	0.0398357	2.006	0.0534	*
d_Grunnsk_4	0.0113330	0.0405118	0.2797	0.7815	
Mean dependent var	0.085366	S.D. dependent var	4.545908		
Sum squared resid	420.3251	S.E. of regression	3.624246		
R-squared	0.491508	Adjusted R-squared	0.364385		
F(8, 32)	3.866399	P-value(F)	0.002769		
rho	-0.092420	Durbin-Watson	2.152144		

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) =	5.6668 [0.0015]
All lags of d_Grunnsk	F(4, 32) =	2.0321 [0.1134]
All vars, lag 4	F(2, 32) =	7.2324 [0.0026]

Equation 2: d_Grunnsk

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.750142	2.47899	-0.3026	0.7642
d_Einkaneysla_1	-0.0828667	0.717891	-0.1154	0.9088
d_Einkaneysla_2	0.907290	0.662955	1.369	0.1807
d_Einkaneysla_3	1.00463	0.669903	1.500	0.1435
d_Einkaneysla_4	-1.27525	0.708322	-1.800	0.0812 *
d_Grunnsk_1	-0.167742	0.186805	-0.8980	0.3759
d_Grunnsk_2	0.110580	0.182627	0.6055	0.5491
d_Grunnsk_3	-0.0414174	0.172585	-0.2400	0.8119
d_Grunnsk_4	-0.0814631	0.175514	-0.4641	0.6457
Mean dependent var	-0.372561	S.D. dependent var	16.29532	
Sum squared resid	7889.437	S.E. of regression	15.70175	
R-squared	0.257220	Adjusted R-squared	0.071525	
F(8, 32)	1.385172	P-value(F)	0.240398	
rho	0.036420	Durbin-Watson	1.895906	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) =	1.9836 [0.1208]
All lags of d_Grunnsk	F(4, 32) =	0.48764 [0.7447]
All vars, lag 4	F(2, 32) =	2.5601 [0.0930]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 3
 Alternative hypothesis: the longest lag is 4
 Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 16.7631 [0.0021]

Comparison of information criteria:
 Lag order 4: AIC = 14.0373, BIC = 14.7896, HQC = 14.3112
 Lag order 3: AIC = 14.2510, BIC = 14.8361, HQC = 14.4641

Grunnskólapróf og viðbót

VAR system, lag order 4
 OLS estimates, observations 2002:3-2012:3 (T = 41)
 Log-likelihood = -266.14659
 Determinant of covariance matrix = 1490.708
 AIC = 13.8608
 BIC = 14.6131
 HQC = 14.1348
 Portmanteau test: LB(10) = 34.2089, df = 24 [0.0810]

Equation 1: d_Einkaneysla

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
<hr/>				
const	0.282025	0.584429	0.4826	0.6327
d_Einkaneysla_1	0.0599902	0.162056	0.3702	0.7137
d_Einkaneysla_2	0.156239	0.153793	1.016	0.3173
d_Einkaneysla_3	-0.114152	0.152137	-0.7503	0.4585
d_Einkaneysla_4	-0.500818	0.149000	-3.361	0.0020 ***
d_Grunnsek_og_v~_1	0.0944275	0.0485964	1.943	0.0608 *
d_Grunnsek_og_v~_2	0.0533175	0.0481112	1.108	0.2760
d_Grunnsek_og_v~_3	0.0886469	0.0484025	1.831	0.0764 *
d_Grunnsek_og_v~_4	-0.00413322	0.0488129	-0.08467	0.9330
Mean dependent var	0.085366	S.D. dependent var	4.545908	
Sum squared resid	430.3572	S.E. of regression	3.667242	
R-squared	0.479372	Adjusted R-squared	0.349215	
F(8, 32)	3.683024	P-value(F)	0.003782	
rho	-0.047701	Durbin-Watson	2.055128	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) = 4.0921 [0.0086]
All lags of d_Grunnsek_og_vid~	F(4, 32) = 1.7983 [0.1535]
All vars, lag 4	F(2, 32) = 6.4126 [0.0046]

Equation 2: d_Grunnsek_og_vidbot

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
<hr/>				
const	-0.615683	2.24146	-0.2747	0.7853
d_Einkaneysla_1	0.248413	0.621534	0.3997	0.6920
d_Einkaneysla_2	0.0127590	0.589840	0.02163	0.9829
d_Einkaneysla_3	0.348849	0.583491	0.5979	0.5541
d_Einkaneysla_4	-0.843308	0.571457	-1.476	0.1498
d_Grunnsek_og_v~_1	-0.0111676	0.186381	-0.05992	0.9526
d_Grunnsek_og_v~_2	-0.0369113	0.184520	-0.2000	0.8427
d_Grunnsek_og_v~_3	0.00742305	0.185638	0.03999	0.9684
d_Grunnsek_og_v~_4	0.0610672	0.187212	0.3262	0.7464
Mean dependent var	-0.619050	S.D. dependent var	13.18832	
Sum squared resid	6330.321	S.E. of regression	14.06494	
R-squared	0.090115	Adjusted R-squared	-0.137357	
F(8, 32)	0.396159	P-value(F)	0.914412	
rho	-0.013907	Durbin-Watson	2.000168	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) = 0.78046 [0.5462]
All lags of d_Grunnsek_og_vid~	F(4, 32) = 0.042868 [0.9963]
All vars, lag 4	F(2, 32) = 1.1015 [0.3447]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 3
 Alternative hypothesis: the longest lag is 4
 Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 14.178 [0.0067]

Comparison of information criteria:
 Lag order 4: AIC = 13.8608, BIC = 14.6131, HQC = 14.1348
 Lag order 3: AIC = 14.0115, BIC = 14.5966, HQC = 14.2246

Framhaldsskólapróf

VAR system, lag order 4
 OLS estimates, observations 2002:3-2012:3 (T = 41)
 Log-likelihood = -268.52285
 Determinant of covariance matrix = 1673.9164
 AIC = 13.9767
 BIC = 14.7290
 HQC = 14.2507
 Portmanteau test: LB(10) = 27.6693, df = 24 [0.2742]

Equation 1: d_Einkaneysla

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
<hr/>				
const	0.258895	0.555165	0.4663	0.6441
d_Einkaneysla_1	0.0734836	0.156077	0.4708	0.6410
d_Einkaneysla_2	0.121500	0.146889	0.8272	0.4143
d_Einkaneysla_3	-0.159508	0.146241	-1.091	0.2835
d_Einkaneysla_4	-0.524992	0.143707	-3.653	0.0009 ***
d_Framhaldssk_1	0.0957267	0.0403056	2.375	0.0237 **
d_Framhaldssk_2	0.0444852	0.0410878	1.083	0.2870
d_Framhaldssk_3	0.0965772	0.0409896	2.356	0.0248 **
d_Framhaldssk_4	-0.000934173	0.0418196	-0.02234	0.9823
Mean dependent var	0.085366	S.D. dependent var	4.545908	
Sum squared resid	390.9059	S.E. of regression	3.495112	
R-squared	0.527098	Adjusted R-squared	0.408873	
F(8, 32)	4.458415	P-value(F)	0.001043	
rho	-0.055673	Durbin-Watson	2.046292	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla F(4, 32) = 5.0972 [0.0027]
 All lags of d_Framhaldssk F(4, 32) = 2.7872 [0.0430]
 All vars, lag 4 F(2, 32) = 7.6396 [0.0019]

Equation 2: d_Framhaldssk

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
<hr/>				
const	-0.881227	2.44628	-0.3602	0.7210
d_Einkaneysla_1	0.292791	0.687735	0.4257	0.6732
d_Einkaneysla_2	0.355926	0.647250	0.5499	0.5862
d_Einkaneysla_3	0.243256	0.644397	0.3775	0.7083
d_Einkaneysla_4	-1.06574	0.633228	-1.683	0.1021
d_Framhaldssk_1	-0.127813	0.177603	-0.7197	0.4770
d_Framhaldssk_2	0.0551940	0.181049	0.3049	0.7624
d_Framhaldssk_3	0.0902202	0.180617	0.4995	0.6208
d_Framhaldssk_4	0.0841792	0.184274	0.4568	0.6509
Mean dependent var	-0.874989	S.D. dependent var	14.89849	
Sum squared resid	7589.963	S.E. of regression	15.40086	
R-squared	0.145139	Adjusted R-squared	-0.068576	
F(8, 32)	0.679126	P-value(F)	0.706226	
rho	0.056478	Durbin-Watson	1.879556	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla F(4, 32) = 1.0848 [0.3805]
 All lags of d_Framhaldssk F(4, 32) = 0.26908 [0.8957]
 All vars, lag 4 F(2, 32) = 1.4263 [0.2550]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 3
Alternative hypothesis: the longest lag is 4
Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 16.7843 [0.0021]

Comparison of information criteria:
Lag order 4: AIC = 13.9767, BIC = 14.7290, HQC = 14.2507
Lag order 3: AIC = 14.1910, BIC = 14.7761, HQC = 14.4040

Háskólapróf

VAR system, lag order 4
OLS estimates, observations 2002:3-2012:3 (T = 41)
Log-likelihood = -267.7478
Determinant of covariance matrix = 1611.8117
AIC = 13.9389
BIC = 14.6912
HQC = 14.2129
Portmanteau test: LB(10) = 22.9542, df = 24 [0.5225]

Equation 1: d_Einkaneysla

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.178001	0.545115	0.3265	0.7461
d_Einkaneysla_1	0.100656	0.160776	0.6261	0.5357
d_Einkaneysla_2	0.159347	0.146448	1.088	0.2847
d_Einkaneysla_3	-0.190848	0.147214	-1.296	0.2041
d_Einkaneysla_4	-0.479178	0.147236	-3.254	0.0027 ***
d_Haskolapr_1	0.100712	0.0393420	2.560	0.0154 **
d_Haskolapr_2	0.0169196	0.0396213	0.4270	0.6722
d_Haskolapr_3	0.0867818	0.0385213	2.253	0.0313 **
d_Haskolapr_4	-0.0144705	0.0412302	-0.3510	0.7279
Mean dependent var	0.085366	S.D. dependent var	4.545908	
Sum squared resid	381.3609	S.E. of regression	3.452177	
R-squared	0.538645	Adjusted R-squared	0.423307	
F(8, 32)	4.670120	P-value(F)	0.000744	
rho	-0.033556	Durbin-Watson	1.994176	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla F(4, 32) = 4.9213 [0.0033]
All lags of d_Haskolapr F(4, 32) = 3.0571 [0.0306]
All vars, lag 4 F(2, 32) = 6.9176 [0.0032]

Equation 2: d_Haskolapr

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.761017	2.41169	-0.3156	0.7544
d_Einkaneysla_1	-0.236709	0.711302	-0.3328	0.7415
d_Einkaneysla_2	0.886235	0.647912	1.368	0.1809
d_Einkaneysla_3	0.428861	0.651301	0.6585	0.5149
d_Einkaneysla_4	-1.38995	0.651400	-2.134	0.0406 **
d_Haskolapr_1	0.0107482	0.174056	0.06175	0.9511
d_Haskolapr_2	0.0792826	0.175292	0.4523	0.6541
d_Haskolapr_3	-0.0201620	0.170425	-0.1183	0.9066
d_Haskolapr_4	0.0411600	0.182410	0.2256	0.8229
Mean dependent var	-0.722656	S.D. dependent var	15.13736	
Sum squared resid	7464.538	S.E. of regression	15.27307	
R-squared	0.185591	Adjusted R-squared	-0.018011	
F(8, 32)	0.911536	P-value(F)	0.519472	

rho 0.050424 Durbin-Watson 1.892348

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla F(4, 32) = 1.6456 [0.1870]
All lags of d_Haskolapr F(4, 32) = 0.062145 [0.9925]
All vars, lag 4 F(2, 32) = 2.5102 [0.0971]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 3
Alternative hypothesis: the longest lag is 4
Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 16.7304 [0.0022]

Comparison of information criteria:

Lag order 4: AIC = 13.9389, BIC = 14.6912, HQC = 14.2129
Lag order 3: AIC = 14.1519, BIC = 14.7370, HQC = 14.3649

Tekjur

0-250þ.kr.

VAR system, lag order 4
OLS estimates, observations 2002:3-2012:3 (T = 41)
Log-likelihood = -275.9165
Determinant of covariance matrix = 2400.8716
AIC = 14.3374
BIC = 15.0897
HQC = 14.6113
Portmanteau test: LB(10) = 26.1035, df = 24 [0.3479]

Equation 1: d_Einkaneysla

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
<hr/>				
const	0.132508	0.579976	0.2285	0.8207
d_Einkaneysla_1	0.0553014	0.158567	0.3488	0.7296
d_Einkaneysla_2	0.194665	0.148765	1.309	0.2000
d_Einkaneysla_3	-0.151840	0.149455	-1.016	0.3173
d_Einkaneysla_4	-0.524662	0.147092	-3.567	0.0012 ***
d_F_1	0.0646944	0.0381708	1.695	0.0998 *
d_F_2	0.0666845	0.0391084	1.705	0.0979 *
d_F_3	0.0806872	0.0386057	2.090	0.0446 **
d_F_4	0.0443235	0.0397826	1.114	0.2735
Mean dependent var	0.085366	S.D. dependent var	4.545908	
Sum squared resid	436.2882	S.E. of regression	3.692425	
R-squared	0.472197	Adjusted R-squared	0.340246	
F(8, 32)	3.578580	P-value(F)	0.004526	
rho	-0.043571	Durbin-Watson	2.013773	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla F(4, 32) = 5.0209 [0.0030]
All lags of d_F F(4, 32) = 1.6651 [0.1824]
All vars, lag 4 F(2, 32) = 6.3778 [0.0047]

Equation 2: d_F

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
<hr/>				
const	-0.588210	2.76078	-0.2131	0.8326
d_Einkaneysla_1	0.202979	0.754805	0.2689	0.7897
d_Einkaneysla_2	0.811615	0.708142	1.146	0.2602

d_Einkaneysla_3	0.136605	0.711427	0.1920	0.8489
d_Einkaneysla_4	-0.710602	0.700180	-1.015	0.3178
d_F_1	-0.238311	0.181699	-1.312	0.1990
d_F_2	-0.140148	0.186162	-0.7528	0.4571
d_F_3	-0.155584	0.183769	-0.8466	0.4035
d_F_4	-0.0380743	0.189371	-0.2011	0.8419
Mean dependent var	-0.422538	S.D. dependent var	16.75106	
Sum squared resid	9885.872	S.E. of regression	17.57650	
R-squared	0.119214	Adjusted R-squared	-0.100982	
F(8, 32)	0.541400	P-value(F)	0.816413	
rho	0.015556	Durbin-Watson	1.966746	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) = 0.70305 [0.5957]
All lags of d_F	F(4, 32) = 0.55992 [0.6934]
All vars, lag 4	F(2, 32) = 0.63280 [0.5376]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 3
Alternative hypothesis: the longest lag is 4
Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 14.1535 [0.0068]

Comparison of information criteria:

Lag order 4: AIC = 14.3374, BIC = 15.0897, HQC = 14.6113
Lag order 3: AIC = 14.4875, BIC = 15.0726, HQC = 14.7005

250-399b.kr.

VAR system, lag order 4
 OLS estimates, observations 2002:3-2012:3 (T = 41)
 Log-likelihood = -268.05648
 Determinant of covariance matrix = 1636.2655
 AIC = 13.9540
 BIC = 14.7063
 HQC = 14.2279
 Portmanteau test: LB(10) = 29.8243, df = 24 [0.1906]

Equation 1: d_Einkaneysla

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.300789	0.571215	0.5266	0.6021
d_Einkaneysla_1	0.0409849	0.159444	0.2570	0.7988
d_Einkaneysla_2	0.153168	0.150399	1.018	0.3161
d_Einkaneysla_3	-0.141081	0.150115	-0.9398	0.3543
d_Einkaneysla_4	-0.534490	0.145906	-3.663	0.0009 ***
d_G_1	0.113718	0.0441494	2.576	0.0148 **
d_G_2	0.0547013	0.0447485	1.222	0.2305
d_G_3	0.0724483	0.0438935	1.651	0.1086
d_G_4	0.00710047	0.0441946	0.1607	0.8734
Mean dependent var	0.085366	S.D. dependent var	4.545908	
Sum squared resid	408.3947	S.E. of regression	3.572441	
R-squared	0.505941	Adjusted R-squared	0.382426	
F(8, 32)	4.096199	P-value(F)	0.001885	
rho	-0.049199	Durbin-Watson	2.035687	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) = 4.8292 [0.0037]
---------------------------	----------------------------

All lags of d_G F(4, 32) = 2.3252 [0.0776]
 All vars, lag 4 F(2, 32) = 7.3017 [0.0024]

Equation 2: d_G

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-1.18309	2.38092	-0.4969	0.6227
d_Einkaneysla_1	0.286848	0.664592	0.4316	0.6689
d_Einkaneysla_2	0.463455	0.626889	0.7393	0.4651
d_Einkaneysla_3	0.545225	0.625704	0.8714	0.3900
d_Einkaneysla_4	-0.938410	0.608165	-1.543	0.1327
d_G_1	-0.169847	0.184023	-0.9230	0.3629
d_G_2	0.0317754	0.186520	0.1704	0.8658
d_G_3	-0.0258312	0.182956	-0.1412	0.8886
d_G_4	-0.0812477	0.184211	-0.4411	0.6621
Mean dependent var	-0.780844	S.D. dependent var	14.48189	
Sum squared resid	7095.337	S.E. of regression	14.89058	
R-squared	0.154210	Adjusted R-squared	-0.057238	
F(8, 32)	0.729305	P-value(F)	0.664820	
rho	0.074705	Durbin-Watson	1.799025	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla F(4, 32) = 1.1200 [0.3643]
 All lags of d_G F(4, 32) = 0.28800 [0.8836]
 All vars, lag 4 F(2, 32) = 1.6867 [0.2012]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 3
 Alternative hypothesis: the longest lag is 4
 Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 16.511 [0.0024]

Comparison of information criteria:

Lag order 4: AIC = 13.9540, BIC = 14.7063, HQC = 14.2279
 Lag order 3: AIC = 14.1616, BIC = 14.7467, HQC = 14.3746

400-549p.kr.

VAR system, lag order 4
 OLS estimates, observations 2002:3-2012:3 (T = 41)
 Log-likelihood = -268.9035
 Determinant of covariance matrix = 1705.2892
 AIC = 13.9953
 BIC = 14.7476
 HQC = 14.2692
 Portmanteau test: LB(10) = 21.1643, df = 24 [0.6290]

Equation 1: d_Einkaneysla

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.315695	0.554003	0.5698	0.5728
d_Einkaneysla_1	0.0568865	0.151740	0.3749	0.7102
d_Einkaneysla_2	0.129943	0.143764	0.9039	0.3728
d_Einkaneysla_3	-0.144566	0.143032	-1.011	0.3197
d_Einkaneysla_4	-0.552953	0.140703	-3.930	0.0004 ***
d_H_1	0.100141	0.0392647	2.550	0.0157 **
d_H_2	0.0456096	0.0401488	1.136	0.2644
d_H_3	0.100519	0.0404109	2.487	0.0183 **
d_H_4	0.0117358	0.0415708	0.2823	0.7795

Mean dependent var	0.085366	S.D. dependent var	4.545908
Sum squared resid	387.4738	S.E. of regression	3.479735
R-squared	0.531250	Adjusted R-squared	0.414063
F(8, 32)	4.533337	P-value(F)	0.000925
rho	-0.073677	Durbin-Watson	2.097585

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) = 5.6573 [0.0015]
All lags of d_H	F(4, 32) = 2.8827 [0.0381]
All vars, lag 4	F(2, 32) = 8.1560 [0.0014]

Equation 2: d_H

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.953450	2.48173	-0.3842	0.7034
d_Einkaneysla_1	0.250544	0.679737	0.3686	0.7149
d_Einkaneysla_2	0.306871	0.644008	0.4765	0.6370
d_Einkaneysla_3	0.290798	0.640732	0.4539	0.6530
d_Einkaneysla_4	-0.929638	0.630296	-1.475	0.1500
d_H_1	-0.0744540	0.175891	-0.4233	0.6749
d_H_2	-0.00851187	0.179851	-0.04733	0.9625
d_H_3	0.0230199	0.181026	0.1272	0.8996
d_H_4	0.180563	0.186221	0.9696	0.3395

Mean dependent var	-1.031797	S.D. dependent var	14.88500
Sum squared resid	7775.454	S.E. of regression	15.58791
R-squared	0.122660	Adjusted R-squared	-0.096675
F(8, 32)	0.559237	P-value(F)	0.802745
rho	-0.025915	Durbin-Watson	2.035638

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) = 0.83004 [0.5160]
All lags of d_H	F(4, 32) = 0.32101 [0.8618]
All vars, lag 4	F(2, 32) = 1.2418 [0.3024]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 3
 Alternative hypothesis: the longest lag is 4
 Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 18.0718 [0.0012]

Comparison of information criteria:
 Lag order 4: AIC = 13.9953, BIC = 14.7476, HQC = 14.2692
 Lag order 3: AIC = 14.2409, BIC = 14.8261, HQC = 14.4540

550+b.kr.

VAR system, lag order 4
 OLS estimates, observations 2002:3-2012:3 (T = 41)
 Log-likelihood = -263.43094
 Determinant of covariance matrix = 1305.7536
 AIC = 13.7283
 BIC = 14.4806
 HQC = 14.0023
 Portmanteau test: LB(10) = 31.2627, df = 24 [0.1464]

Equation 1: d_Einkaneysla

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
--	-------------	------------	---------	---------

const	0.288919	0.551391	0.5240	0.6039
d_Einkaneysla_1	0.0159275	0.160255	0.09939	0.9214
d_Einkaneysla_2	0.181760	0.149302	1.217	0.2324
d_Einkaneysla_3	-0.184149	0.150300	-1.225	0.2294
d_Einkaneysla_4	-0.497101	0.151529	-3.281	0.0025 ***
d_I_1	0.119502	0.0455160	2.625	0.0132 **
d_I_2	0.0505623	0.0451222	1.121	0.2708
d_I_3	0.0801366	0.0441133	1.817	0.0787 *
d_I_4	-0.0312430	0.0459452	-0.6800	0.5014
Mean dependent var	0.085366	S.D. dependent var	4.545908	
Sum squared resid	384.4168	S.E. of regression	3.465981	
R-squared	0.534949	Adjusted R-squared	0.418686	
F(8, 32)	4.601198	P-value(F)	0.000830	
rho	-0.090991	Durbin-Watson	2.114629	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) =	4.4439 [0.0057]
All lags of d_I	F(4, 32) =	2.9692 [0.0342]
All vars, lag 4	F(2, 32) =	7.9123 [0.0016]

Equation 2: d_I

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.480003	2.18852	-0.2193	0.8278
d_Einkaneysla_1	-0.464823	0.636068	-0.7308	0.4702
d_Einkaneysla_2	0.636388	0.592593	1.074	0.2909
d_Einkaneysla_3	0.363669	0.596555	0.6096	0.5464
d_Einkaneysla_4	-1.23197	0.601435	-2.048	0.0488 **
d_I_1	0.125428	0.180657	0.6943	0.4925
d_I_2	0.170598	0.179095	0.9526	0.3480
d_I_3	0.130272	0.175090	0.7440	0.4623
d_I_4	-0.0521081	0.182361	-0.2857	0.7769
Mean dependent var	-0.745742	S.D. dependent var	13.99899	
Sum squared resid	6056.001	S.E. of regression	13.75682	
R-squared	0.227440	Adjusted R-squared	0.034299	
F(8, 32)	1.177588	P-value(F)	0.342594	
rho	0.027644	Durbin-Watson	1.932356	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) =	1.2837 [0.2970]
All lags of d_I	F(4, 32) =	0.49056 [0.7426]
All vars, lag 4	F(2, 32) =	2.8819 [0.0707]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 3
 Alternative hypothesis: the longest lag is 4
 Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 18.3543 [0.0011]

Comparison of information criteria:

Lag order 4: AIC = 13.7283, BIC = 14.4806, HQC = 14.0023
 Lag order 3: AIC = 13.9809, BIC = 14.5660, HQC = 14.1940

Viðauki C: Væntingar um tekjur

Sístæðni: Augmented Dickey Fuller próf

```
Dickey-Fuller test for d_haerri
sample size 44
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.035
estimated value of (a - 1): -1.12325
test statistic: tau_c(1) = -7.50984
p-value 8.015e-08

Dickey-Fuller test for d_laegri
sample size 44
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.004
estimated value of (a - 1): -1.03865
test statistic: tau_c(1) = -6.75384
p-value 7.107e-07
```

VAR-líkan

Hærri tekjur

```
VAR system, lag order 4
OLS estimates, observations 2002:3-2012:3 (T = 41)
Log-likelihood = -205.22344
Determinant of covariance matrix = 76.336059
AIC = 10.8889
BIC = 11.6412
HQC = 11.1629
Portmanteau test: LB(10) = 36.7304, df = 24 [0.0465]
```

Equation 1: d_Einkaneysla

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.299209	0.558606	0.5356	0.5959	
d_Einkaneysla_1	0.00920303	0.155726	0.05910	0.9532	
d_Einkaneysla_2	0.0380349	0.160058	0.2376	0.8137	
d_Einkaneysla_3	-0.217914	0.153705	-1.418	0.1659	
d_Einkaneysla_4	-0.444567	0.139043	-3.197	0.0031	***
d_haerri_1	0.516167	0.193087	2.673	0.0117	**
d_haerri_2	0.430262	0.218449	1.970	0.0576	*
d_haerri_3	0.427524	0.214148	1.996	0.0545	*
d_haerri_4	0.344707	0.200633	1.718	0.0954	*
Mean dependent var	0.085366	S.D. dependent var	4.545908		
Sum squared resid	399.0509	S.E. of regression	3.531337		
R-squared	0.517245	Adjusted R-squared	0.396556		
F(8, 32)	4.285772	P-value(F)	0.001380		
rho	-0.048652	Durbin-Watson	2.073362		

F-tests of zero restrictions:

```
All lags of d_Einkaneysla      F(4, 32) =   3.9956 [0.0097]
All lags of d_haerri          F(4, 32) =   2.5670 [0.0569]
All vars, lag 4                F(2, 32) =   6.0161 [0.0061]
```

Equation 2: d_haerri

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-0.0706549	0.515614	-0.1370	0.8919	
d_Einkaneysla_1	0.253706	0.143741	1.765	0.0871	*
d_Einkaneysla_2	0.0225820	0.147739	0.1529	0.8795	
d_Einkaneysla_3	-0.240987	0.141875	-1.699	0.0991	*
d_Einkaneysla_4	-0.0671121	0.128342	-0.5229	0.6046	
d_haerri_1	-0.187422	0.178226	-1.052	0.3009	
d_haerri_2	-0.209763	0.201636	-1.040	0.3060	
d_haerri_3	0.0651835	0.197667	0.3298	0.7437	
d_haerri_4	0.209903	0.185192	1.133	0.2655	
Mean dependent var	-0.044715	S.D. dependent var	3.323421		
Sum squared resid	339.9895	S.E. of regression	3.259551		
R-squared	0.230454	Adjusted R-squared	0.038067		
F(8, 32)	1.197868	P-value(F)	0.331242		
rho	-0.056574	Durbin-Watson	2.112876		

F-tests of zero restrictions:

```
All lags of d_Einkaneysla      F(4, 32) =   1.9439 [0.1271]
All lags of d_haerri          F(4, 32) =   1.2172 [0.3229]
All vars, lag 4                F(2, 32) =   0.71842 [0.4952]
```

For the system as a whole:

```
Null hypothesis: the longest lag is 3
Alternative hypothesis: the longest lag is 4
Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 13.9348 [0.0075]
```

```
Comparison of information criteria:
Lag order 4: AIC = 10.8889, BIC = 11.6412, HQC = 11.1629
Lag order 3: AIC = 11.0337, BIC = 11.6188, HQC = 11.2468
```

Lægri tekjur

```
VAR system, lag order 4
OLS estimates, observations 2002:3-2012:3 (T = 41)
Log-likelihood = -222.10439
Determinant of covariance matrix = 173.92193
AIC = 11.7124
BIC = 12.4647
HQC = 11.9864
Portmanteau test: LB(10) = 43.4566, df = 24 [0.0088]
```

Equation 1: d_Einkaneysla

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.221105	0.530939	0.4164	0.6799	
d_Einkaneysla_1	0.125890	0.151440	0.8313	0.4120	
d_Einkaneysla_2	-0.0519782	0.174703	-0.2975	0.7680	
d_Einkaneysla_3	-0.251626	0.173477	-1.450	0.1567	
d_Einkaneysla_4	-0.494565	0.145167	-3.407	0.0018	***
d_laegri_1	-0.280396	0.118848	-2.359	0.0246	**
d_laegri_2	-0.119845	0.124374	-0.9636	0.3425	

d_laegri_3	-0.271919	0.121501	-2.238	0.0323	**
d_laegri_4	-0.202808	0.121391	-1.671	0.1045	
Mean dependent var	0.085366	S.D. dependent var	4.545908		
Sum squared resid	365.2332	S.E. of regression	3.378393		
R-squared	0.558156	Adjusted R-squared	0.447695		
F(8, 32)	5.052970	P-value(F)	0.000410		
rho	-0.070193	Durbin-Watson	2.094600		

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) =	4.5660 [0.0050]
All lags of d_laegri	F(4, 32) =	3.5454 [0.0167]
All vars, lag 4	F(2, 32) =	6.1712 [0.0054]

Equation 2: d_laegri

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.247119	0.787663	0.3137	0.7558	
d_Einkaneysla_1	-0.721285	0.224665	-3.210	0.0030	***
d_Einkaneysla_2	0.180621	0.259177	0.6969	0.4909	
d_Einkaneysla_3	0.420501	0.257359	1.634	0.1121	
d_Einkaneysla_4	0.180430	0.215360	0.8378	0.4084	
d_laegri_1	-0.194934	0.176315	-1.106	0.2771	
d_laegri_2	-0.0703613	0.184513	-0.3813	0.7055	
d_laegri_3	0.392098	0.180251	2.175	0.0371	**
d_laegri_4	0.0777626	0.180087	0.4318	0.6688	
Mean dependent var	0.180000	S.D. dependent var	5.816999		
Sum squared resid	803.8264	S.E. of regression	5.011943		
R-squared	0.406112	Adjusted R-squared	0.257640		
F(8, 32)	2.735280	P-value(F)	0.020256		
rho	0.024959	Durbin-Watson	1.932402		

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Einkaneysla	F(4, 32) =	4.3581 [0.0063]
All lags of d_laegri	F(4, 32) =	1.8107 [0.1511]
All vars, lag 4	F(2, 32) =	0.37800 [0.6883]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 3
 Alternative hypothesis: the longest lag is 4
 Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 13.7566 [0.0081]

Comparison of information criteria:
 Lag order 4: AIC = 11.7124, BIC = 12.4647, HQC = 11.9864
 Lag order 3: AIC = 11.8528, BIC = 12.4379, HQC = 12.0659