

Tómas Ottó Hansson

Skammtíma peningaeftirspurn (M1) á Íslandi:

Vísbendingar frá árstíðabreytingum

Ágrip

Í þessari grein er einföld tilgáta til athugunar: Skýrir smásöluverslun allar árstíðabundnar hreyfingar í peningamagni (M1)? Ef svo væri mætti álykta að smásöluverslun (eða neysla) sé meginskýring á notkun peninga. Þessari tilgátu er hafnað vegna fráviks í peningamagni á haustin sem er ekki skýrt með smásöluverslun. Hins vegar reynist smásöluverslun best af þeim skýristærðum sem prófaðar voru.

I. Inngangur

Tiltölulegar fáar íslenskar rannsóknir á peninga-
eftirspurn eru til. Helst er að telja rannsóknir
Þórarins G. Péturssonar (1996), Guðmundar
Guðmundssonar (1986) og Þráins Eggertssonar
(1982) á innlánseftirspurn (eða peningaef-
tirspurn í víðri skilgreiningu). Engin útgefin rann-
sókn á peningaeftirspurn í þrengri skilgreiningu
(M1) liggur fyrir. Í þessari grein er ætlunin að
skoða skammtímaspurn eftir veltiinnlánum
bankanna og seðlum og mynt, eða M1. Mark-
miðið er að meta viðskiptateygni peningaef-
tirspurnar og sjá hvort velta í smásöluverslun geti
skýrt skammtímaabreytingar í M1. Viðskipta-
teygnin sjálf gefur vísbendingu um að hve miklu
leyti peningamagn fylgir breytingum í við-
skiptaveltu, en hefur einnig hagfræðilegt gildi,
t.d. fyrir útreikninga á velferðaráhrifum af þeirri
stefnu að jafna vexti yfir árið (sjá Mankiw og
Miron, 1991).

Viðskiptateygni er eðlilegra hugtak en tekju-
teygni þegar átt er við skammtímaspurn eftir

peningum í þröngri skilgreiningu enda er M1
fyrst og fremst notað til viðskipta en minna til
geymslu fjármuna (sem er frekar hlutverk vaxta-
berandi innlána). Margar rannsóknir hafa bent á
að neysla sé eðlilegri skýristærð í slíkum eftir-
spurnarjöfnum en þjóðarframleiðsla (sjá Faig,
1989; Mankiw og Summers, 1986; Lucas,
1988). Ástæða þess er m.a. sú að heimilin eiga
meiri peningalegar eignir en fyrirtæki og stjórn-
völd. Þess vegna er líklegra að neysla fremur en
fjárfesting, útflutningur eða ríkisútgjöld orsaki
peningaeftirspurn. Viðskiptakostnaður gerir það
að verkum að peningar nýtast hlutfallslega betur
smáum aðilum og viðskiptum í smáum stíl, enda
gefa líkön af peningaeftirspurn sem byggja á
viðskiptakostnaði tekju- eða viðskiptateygni
sem er minni en 1. Önnur rök sem hníga í þessa
átt byggja á eignavalskenningum um peninga-
eftirspurn, en afleiðing slíkra kenninga er að
frambúðartekjur eða auður sé rétt skýristærð
fyrir peningaeftirspurn. Þar sem náð, fræðilegt
og mælanlegt samband er á milli neyslu og
frambúðartekna, getur neysla komið í stað fram-
búðartekna sem skýristærð. Niðurstöður rann-
sóknna Mankiws og Summers (1986) og Faigs

(1989) sýna fram á betra samband á milli neyslu og peningamagns en t.d. þjóðarframleiðslu og peningamagns.

Ef neysla er rétt skýristærð í peningaeftirspurnarjöfnum gæti það breytt áhrifum hagstjórnar í hefðbundnum haglíkönum, en Mankiw og Summers (1986) sýna dæmi um það þar sem skattalækkun leiðir til samdráttar í keynesísku líkani. Í þessari rannsókn er ekki farið frekar út í fræðilegar vangaveltur um mikilvægi sambands neyslu og peningamagns. Hins vegar er könnuð sú tilgáta hvort neysla skýri skammtímabreytingar í peningamagni og gerður samanburður á neyslu og öðrum þáttum í því sambandi. Hins vegar er neysla aðeins til úr ársuppgjöri þjóðhagsreikninga og því er notast við smásöluveltu í þessari rannsókn. Einnig er metin skammtíma viðskiptateygni peningaeftirspurnar. Til samanburðar verður prófað að nota heildarveltu, tekjur heimila, innflutning og útflutning.

Annað sem bregður af venju í þessari athugun er sú tilraun að nota árstíðabreytingar til að meta samband peningaeftirspurnar og smásöluverslunar. Þetta er gert vegna þess að árstíðabundnar breytingar í peningamagni eru eftirspurnardrífna. Ástæða þess er að seðlabankar jafna vexti yfir árstíðir með aðlögun peningaframboðs að eftirspurnarbreytingum, eða m.ö.o. veita sérstaka fyrirgreiðslu við banka þegar þekktar árstíðabundnar breytingar verða á fjárstreymi í bankakerfinu. Því eru allar árstíðabundnar breytingar í innlánsnotkun eftirspurnarbreytingar (sjá Miron, 1986; Mankiw og Miron, 1991) og tilvaldar til mats á peningaeftirspurn (Faig 1989).

2. Penningaeftirspurn og tímaraðamat

2.1. Árstíðasveiflur og viðskiptateygni peningaeftirspurnar

Til að einangra skammtímateygni frá langtímateygni og til þess að gera tímaraðir sístæðar er algengast að nota fyrsta mismun af stærðunum (í lógaritma). Það síar út lágtíðnibreytingar raðanna. Tvö meginvandamál eru við slíka síun. Annars vegar geta of miklar upplýsingar tapast

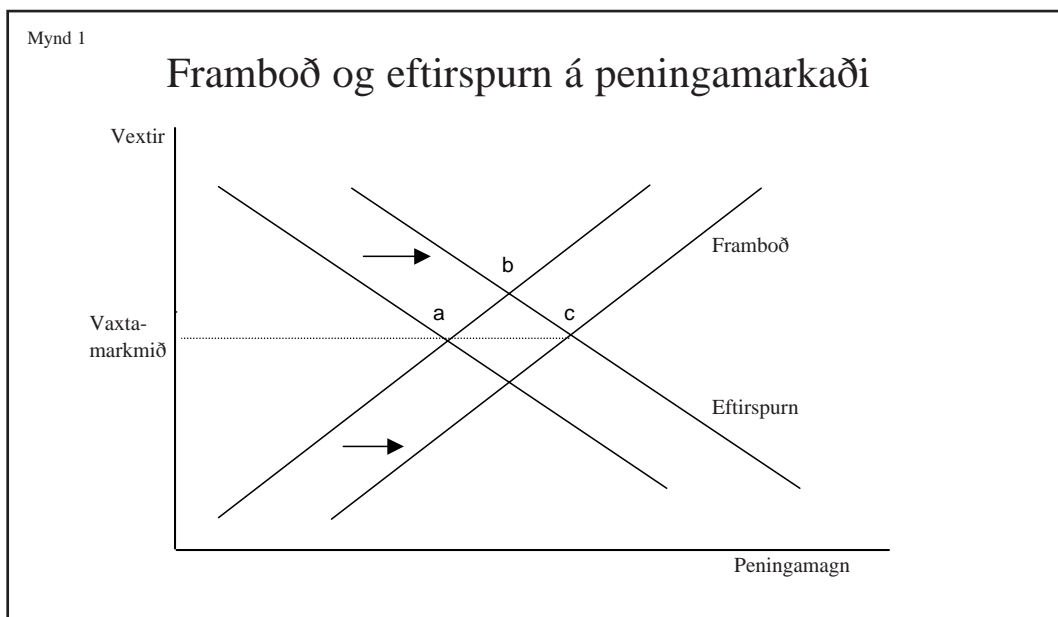
(ofsíun). Hins vegar gerir einfaldur mismunur árstíðabundnar tímaraðir ekki endilega sístæðar, enda geta árstíðasveiflurnar sjálfar verið ósístæðar. Í mæltu máli þýðir það að árstíðasveiflan er ekki stöðug og ómögulegt er að spá fyrir um hegðun hennar langt fram í tímann. Hefðbundin lækning við þessu síðara er að nota ársbreytingar en þá getur aftur orðið um ofsíun að ræða, t.d. tapast allar árstíðasveiflur, en í þeim geta reynst mikilvægar vísbendingar um eiginleika og sambönd raða. Hægt er að prófa hvort árstíðasveiflur eru ósístæðar (sjá Hylleberg, Engle, Granger og Yoo, 1992). Prófun á íslenskum tímaröðum á mánaðatíðni, s.s. peningamagni, útlánum, inn- og útflutningi, tekjum heimila o.s.frv., bendir ekki til þess að þetta sé vandamál í íslenskum tímaröðum. Þó eru einhver merki um þetta vandamál í einstökum röðum á hæstu tíðninni, þ.e. í breytingum sem endurtaka sig á tveimur mánuðum (sjá Tómas Hansson, 1997). Í þessari rannsókn eru notaðar tveggja mánaða mælingar svo að breytingar á hæstu tíðni mánaðargagna skipta engu máli hér. Ég geri ráð fyrir að allar stærðirnar sem notaðar eru séu sístæðar í tveggja mánaða mismun.

Eins og áður er getið má rekja árstíðabundnar breytingar í peningamagni til eftirspurnar. Það er vegna þess að árstíðabundið framboð peninga (fyrirgreiðsla við viðskiptabanka) jafnar vexti yfir árið, sem gerir framboðsfall peninga flatt við kerfisbundnar árstíðabreytingar (sjá Mankiw og Miron, 1991). Þannig má nota árstíða- gervibreytur sem aðstoðarbreytur í mati á peningaeftirspurn í einni jöfnu (sjá Faig, 1989).

Í grein Þórarins G. Péturssonar (1996) má sjá umfjöllun um hefðbundnar peningaeftirspurnarjöfnur. Áhuginn hér beinist hins vegar að því hvort smásöluverslun skýri allar kerfisbundnar árstíðabreytingar í jöfnunni. Grunntilgátan er að samtímagildi breytinga smásöluverslunar skýri allar árstíðabundnar breytingar í peningamagni. Því er einfölduð útgáfa almennara líkans metið:

$$(1) \quad \Delta m_t = \mu + \alpha \Delta c_t + \omega_t$$

þar sem ω_t er afgangslíður og inniheldur vaxta-



áhrif, aðlögunaráhrif og áhrif langtímajafnvægis. Δm_t er mismunur lógaritma af peningamagni á föstu verði og Δc_t er mismunur lógaritma af smásöluverslun á föstu verði. Miðað við forsendurnar og hefðbundnar peningaeftirspurnarjöfnur er afgangslíðurinn sístæður en getur bæði haft sjálffylgni og misdreifni. Með því að prófa þessa einfölduðu útgáfu þarf ekki að skilgreina né meta almennt form jöfnunnar, en vegna stutts gagnatímabils væri t.d. erfitt að meta stika langtímajafnvægis jöfnunnar. Hins vegar þarf metillinn sem jafnan notar að taka tillit til eiginleika afgangslíðarins og því er ekki hægt að nota aðferð minnstu kvaðrata.

Núlltilgátan gerir ráð fyrir að árstíðabundnar breytingar komi aðeins í gegnum Δc_t og það séu einungis eftirspurnaráhrif. Árstíðagervibreytur eru þá hornréttar á afgangslíðinn sem gerir þær að nothæfum aðstoðarbreytum (enda eru hvorki vextir né áhrif langtímajafnvægis árstíðabundin) og jafnframt fæst einkening á eftirspurnarþátt jöfnunnar. Þessu má lýsa með mynd, en *Mynd 1* sýnir að vextir eru óbreyttir ef peningaframboð

aðlagar árstíðabundnar breytingar í eftirspurn. Það er stefna flestra seðlabanka að draga úr skammtímasveiflum í vöxtum og þá sér í lagi árstíðabundnum breytingum.¹ Afleiðingin er sú að vextir í flestum löndum hafa ekki árstíðabundnar breytingar.²

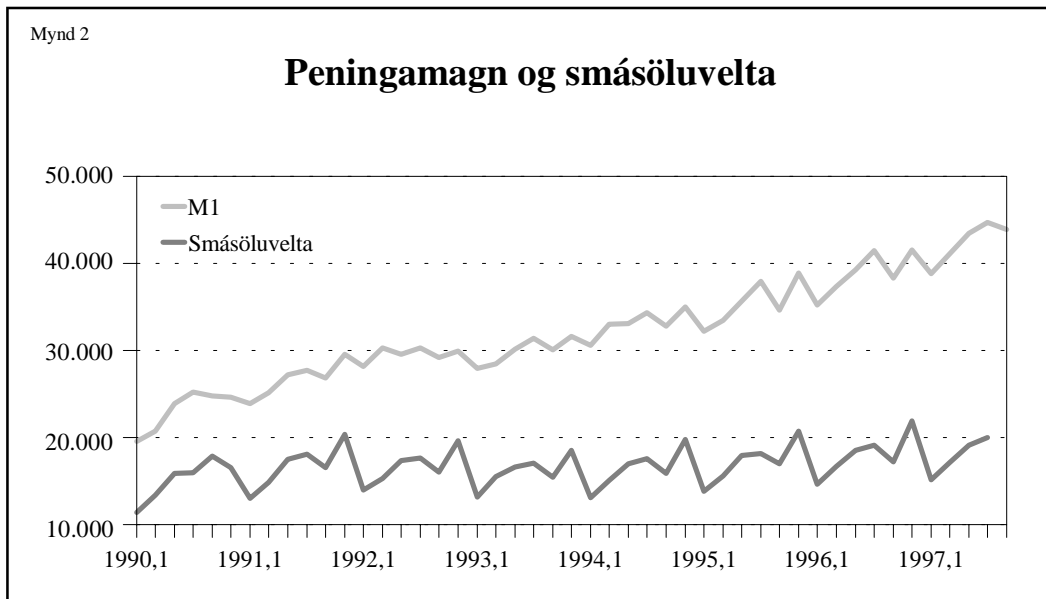
Ef þetta er rétt er hægt að einangra árstíðabundnar breytingar í skýristærðum peningaeftirspurnar og nota þær í mati á viðskiptateygni.

3. Gögnin

Gögn til mats á skammtíma peningaeftirspurn á Íslandi eru af skornum skammti enda þjóðhagsreikningar, og þar með neysla, einungis til á ársgrunni. Þjóðhagsstofnun hefur frá árinu 1990 unnið veltutölur úr atvinnugreinum eftir virðisaukaskattsskýrslum annan hvern mánuð. Því má fá mat á almennri veltu og veltu í smásöluverslun á þeirri tíðni, en hún getur verið eðlileg skýristærð í peningaeftirspurn (M1). Einnig hefur Þjóðhagsstofnun tekið saman stað-

1. Ein aðalástæða fyrir stofnun seðlabanka Bandaríkjanna 1914 var mikil árstíðasveifla í vöxtum sem olli erfiðleikum í bankarekstri (sjá Miron 1986).

2. X-11 árstíðaleiðréttingarforritið finnur ekki marktæka árstíðasveiflu í víxlavöxtum og 3 mánaða peningamarkaðsvöxtum (mánaðartíðni).



greiðsluskyldar tekjur mánaðarlega frá 1989.

Gögnin sem notuð verða í þessari athugun eru tveggja mánaða velta (alls og í smásöluverslun), staða peningamagns (M1) í lok hvers tímabils (þ.e. 2., 4., ..., 12. mánaðar), neysluverðsvísitala og vextir 3 mánaða ríkisvixla (í seinni mánuði). Á Mynd 2 má sjá M1 og veltu í smásöluverslun á verðlagi hvers árs.

Ljóst má vera að skammtímabreytingar beggja stærða eru mjög svipaðar, hins vegar er öllu meiri vöxtur í M1. Upphæð peningamagns árið 1996 var á við 2 til 3 mánaða smásöluveltu að jafnaði, en veltuhraði peninga var töluvert meiri árið 1990, en þá var peningamagn á við 1 til 2 mánaða smásöluveltu. Aðalástæðu minnkandi veltuhraða peninga má telja lækkanði fórnarkostnað peninga frá 1990. Peningamagn er innan við 10% af landsframleiðslu sem er lægra hlutfall en víðast í iðnríkjum, en hefur þó aukist aftur frá lágmarkinu 1983 þegar það var aðeins 5%.

4. Tölfræðilegar niðurstöður

Matsaðferðinni er lýst lauslega í viðauka. Gervibreytur eru 5 í þessari rannsókn (2

mánaða mælingar) og ásamt fastanum eru því 6 aðstoðarbreytur til að einkenna tvo stuðla, fastann og teygnistuðulinn. Það eru því 4 umframskilyrði og þau geta nýst til mats á núlltilgátunni, að Δc_t eyði öllum kerfisbundnum árstíðasveiflum í m. Svokallað *J-próf* (sjá Hansen og Singleton 1982) nýtir að $J(\hat{b})n$ (sjá viðauka) er $\chi^2(r-\alpha)$ -dreift í stórum úrtökum, þar sem α er fjöldi stuðla, r fjöldi hornrétttra skilyrða og n fjöldi mælinga. Ef öll hornréttu skilyrðin standast er $J(\hat{b})n$ mjög lágt og þeim því ekki hafnað.

GMM-metillinn (sjá viðauka) er fall af metna dreifni-samdreifni-fylkinu, en til að fá mat á það verður að hafa afgangslíð. Þess vegna er matið endurtekið með því að velja fylkið í upphafi, en endurtaka matið með nýju metnu fylki þangað til að breytingin í markmiðsfallinu er hverfandi. Í litlum úrtökum er geta prófsins til að hafna núlltilgátunni lítil, en Faig (1989) mælti með að afgangslíðurinn væri árstíðaleiðréttur áður en breytileikafylkið er metið, sem myndi auka getu prófsins. Þessi aðferð verður prófuð.

Tafla 1 sýnir niðurstöðu matsins. Hún sýnir mat á jöfnu (v1) með mismunandi skýristærðum (í stað c_t), auk viðbótarskýristærða. Birt er skýrihlutfall prófsins (R^2), *J*-prófgildið ($J(\hat{b})n$), Jarque-Bera gildi (JB), sem prófar normal-

Tafla 1. Niðurstöður

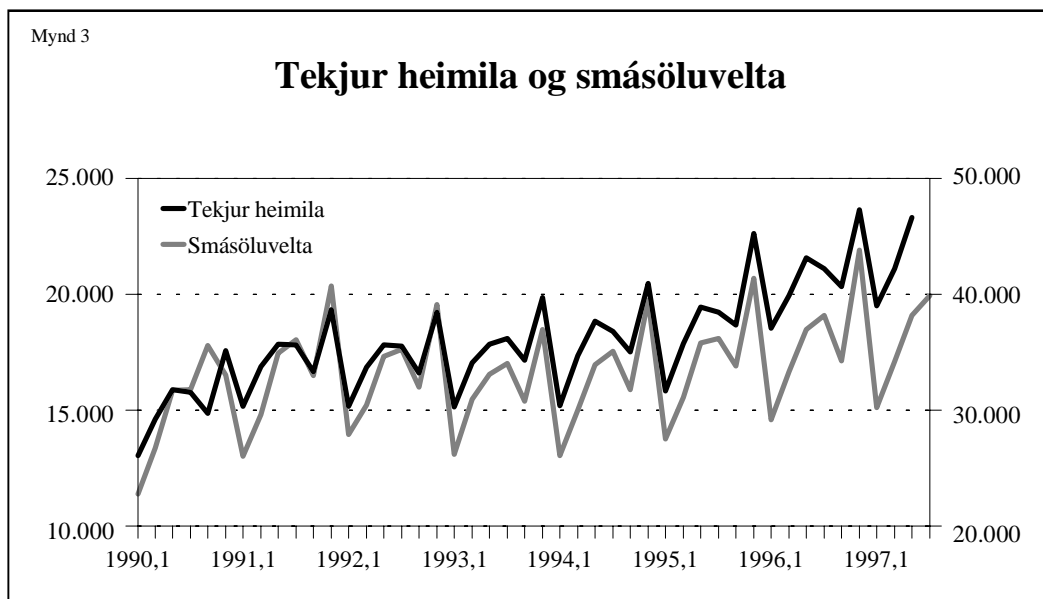
	Próf 1	Próf 2	Próf 3	Próf 4	Próf 5	Próf 6	Próf 7	Próf 8
Fasti	0,0137 (0,0030)	0,0009 (0,0020)	0,022 (0,003)	0,017 (0,004)	0,020 (0,004)	0,010 (0,004)	0,024 (0,006)	0,032 (0,005)
Smásöluvelta	0,223 (0,014)	0,174 (0,011)	0,228 (0,014)	- -	- -	- -	0,253 (0,030)	0,266 (0,018)
Heildarvelta	-	-	-	0,158 (0,013)	-	-	-	-
Tekjur heimila	-	-	-	-	0,294 (0,027)	-	-	-
Vöruútflutningur	-	-	-	-	-	0,116 (0,017)	-	-
Vextir	-	-	-	-	-	-	0,011 (0,013)	-
Gervibreypa (sept. / okt.)	-	-	-0,055 (0,008)	-0,034 (0,007)	-0,045 (0,008)	-0,009 (0,009)	-0,064 (0,012)	-
Bætur(-1)	-	-	-	-	-	-	-	-0,003 (0,000)
R2	0,65	0,56	0,79	0,54	0,69	0,19	0,74	0,80
J(b)	4,54	61,4	2,57	20,2	9,52	34,0	0,012	0,94
JB	1,07	0,53	0,73	0,18	0,31	1,91	0,68	0,44
SSR	0,055	0,070	0,033	0,072	0,045	0,129	0,041	0,033
Staðalfrávik jöfnu	0,036	0,041	0,028	0,042	0,035	0,056	0,032	0,28
Staðalfrávik háðra breyta Afgangslíður	0,061	0,061	0,061	0,061	0,061	0,061	0,061	0,061
leiðréttur	Nei	Já	Já	Já	Já	Já	Já	Já
Fjöldi mælinga	45	45	45	45	45	45	45	45
Keyrslur	12	8	5	7	6	17	6	5

dreifingu og er $\chi^2(2)$ -dreift (krítískt gildi er 5,99), summu fervika (SSR), staðalfrávik jöfnu og staðalfrávik háðra breyta. Einnig er sýnt hvort afgangslíður er leiðréttur, fjöldi mælinga og fjöldi keyrslna.

Fyrsta prófið metur jöfnu (v1) beint. Niðurstaða prófsins sýnir skammtíma viðskiptateygni um 0,22. Hún er mjög marktæk og skýrir ásamt fastanum um 65% skammtíma breytinga í M1. J-prófið hafnar núlltilgátunni ekki, sem bendir til að allri kerfisbundinni árstíðasveiflu hafi verið eytt úr M1 með smásöluveltunni (krítískt gildi 9,5). Prófið á afgangslíð hafna ekki normaldreifingu. Þetta próf er gert án þess að leiðrétta afgangslíðinn og er því hætt á að prófið eigi erfitt með að hafna rangri tilgátu. Matið er því endurtekið (próf 2) með leiðréttingu á afgangslíð og þá kemur í ljós að núlltilgátunni er hafnað með

miklu öryggi. Ef gervibreypa er bætt við fyrir tímabilið september-október (próf 3) kemur í ljós mjög marktækt frávik. Frávikið lýsir sér þannig að peningamagn dregst saman um 5% umfram það sem forsendur líkansins (smásöluvelta) gefa tilefni til. Að gefnu þessu fráviki er núlltilgátunni ekki hafnað og skýrimáttur líkansins er um 80%. Þrátt fyrir mjög svipaðar hreyfingar yfir árið í peningamagni og smásöluverslun er breytingin í peningamagni á haustin ekki í samræmi við smásöluverslun.

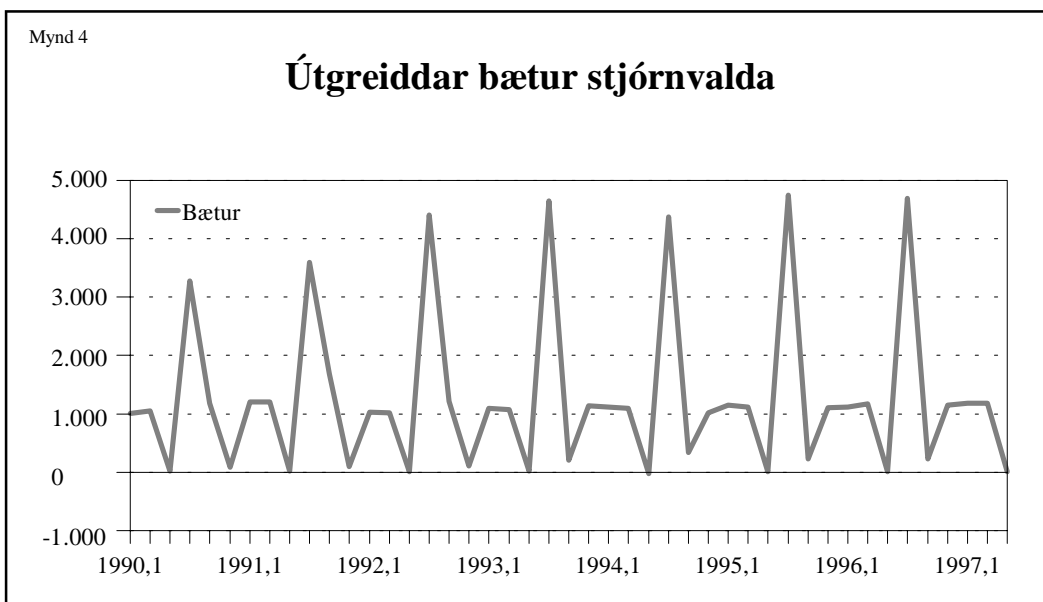
Ein megintilgátan sem til skoðunar er í þessari grein er hvort peningaeftirspurn sé drifin af neyslu, tekjum eða heildarviðskiptum í þjóðfélaginu. Því er næst athugað hvort heildarvelta eða tekjur heimila gefi betri niðurstöðu í jöfnunni. Á Mynd 3 má sjá þessar tvær stærðir ásamt smásöluveltunni. Það er ljóst að allar stærðirnar



hafa mjög svipaða árstíðasveiflu. Sérstaklega er það eftirtektarvert að tekjur heimila og smásöluverslun hafa nánast alveg eins hreyfingar innan ársins. Ólíklegt er að tekjur allra fyrirtækja hafi sömu hreyfingu innan árs. Það virðist sem tekjur heimila ráðist af útgjöldum þeirra, þ.e.a.s. fólk aflar tekna og fær greitt eftir útgjaldaþörfum.

Fyrirtækin virðast því að einhverju leyti brúa bilið milli tekna og útgjalda fyrir heimilin.

Niðurstöðurnar sýna að heildarvelta hefur mun minni skýringarmátt en smásöluvelta og er því hafnað sem skýringarbreytu. Fimmta prófið sýnir að tekjur heimila hafa einnig minni skýringarmátt en smásöluvelta, þrátt fyrir mjög



svipaða árstíðasveiflu. Einnig var prófað að nota útflutning. Jafnan með útflutningi hefur lítinn skýringarmátt miðað við hinar jöfnurnar og núlltilgátunni er örugglega hafnað (próf 6). Vextir eru ekki marktæk viðbót við jöfnuna eins og núlltilgátan gerir ráð fyrir (próf 7).

Á síðari hluta sumars er stærstur hluti bóta stjórnvalda greiddur út eins og sjá má á *Mynd 4*. Á myndinni sést að á 4. tímabili eru bótagreiðslur úr ríkissjóði í hámarki. Næst er því matið endurtekið með bótagreiðslum stjórnvalda. Það kemur í ljós að best er að nota bætur tafðar um eitt tímabil í jöfnunni, enda greiddar út á fjórða tímabili, en jafnan missir marks á því fimmta. Bæturnar koma inn í jöfnuna á raunvirði (ekki í breytingum) og tafðar um eitt tímabil. Hér sést að jafnan er svipuð og jafnan með gervibreytunni og þess vegna er ekki hægt að fullyrða að hún skýri frávikid í jöfnunni. Einnig vantar skýringu á af hverju áhrifin koma fram tafin með neikvæðu formerki.

5. Niðurstöður

Í þessari grein er peningaeftirspurn á Íslandi metin. Áherslan var á peninga í þröngri skilgreiningu (M1), en fyrri rannsóknir hafa mest fengist við víðari skilgreiningar á peningum. Víðari skilgreiningar peninga ná yfir eignir sem nýtast jafnt til sparnaðar og til viðskipta, en í þröngri skilgreiningu peninga er fyrst og fremst um viðskiptahlutverk að ræða. Ýmsir hafa álitid að neysla sé eðlilegri skýristærð fyrir slíka peningaeftirspurn. Ýmislegt í þessari rannsókn bendir til að svo sé á Íslandi. Smásöluverslun kemur best út af þeim breytum sem prófaðar voru, betur en heildarvelta og betur en tekjur heimila. Hins vegar gefur smásöluverslun ekki fullnægjandi skýringu á skammtímahreyfingum peningamagns. Megintilgátunni er hafnað vegna samdráttar í peningamagni á haustin sem verður ekki skýrður með smásöluverslun.

Viðauki

Framsetning tímaráða og matsaðferð:

Ég geri því ráð fyrir að raðirnar séu sístæðar á árstíðatíðni og eftirfarandi framsetningu einstakra raða, þar sem B er tafavirki og raðirnar eru tveggja mánaða mælingar:

$$d(B)\alpha(B)(x_t - \mu_t) = \varepsilon_t \quad (v1)$$

þar sem allar rætur $a(z) = 0$ eru utan einingarringsins, $d(z) = (1 - \alpha z) = 0$ hefur rót á einingarringnum, þ.e. $\alpha = 1$. Sístæðar árstíðasveiflur eru í $\alpha(B)$ hluta jöfnunnar, en kerfisbundin árstíðasveifla í μ . ε er hefðbundinn afgangslíður.

Við matið þarf að nota tveggja þrepa aðferð vegna eiginleika afgangslíðarins og hér er notaður *GMM*-metill (e. *General Method of Moments*), sem gefur samkvæmt mat þrátt fyrir sjálffylgni og breytilega dreifni sem er augljóslega vandamál í jöfnunni. Hann byggir hins vegar á því að allar breyturnar séu sterklega sístæðar (e. *strictly stationary*) og normaldreifðar (Hamilton 1994, bls. 414).

GMM-metillinn byggir á eftirfarandi skilyrðum (ef töfðum gildum er sleppt):

$$E \left\{ \begin{matrix} \omega_t \\ \tilde{d}_t \end{matrix} \right\}_{(1 \times 1) (6 \times 1)} = 0 \quad (v2)$$

þar sem \tilde{d}_t er árstíðagervibreytu-vektor. Metillinn lágmarkar eftirfarandi fall:

$$J(b) = \left\{ \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \begin{matrix} \omega_t \\ \tilde{d}_t \end{matrix} \right\}_{(6 \times 1)}' \hat{S}_n^{-1} \left\{ \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \begin{matrix} \omega_t \\ \tilde{d}_t \end{matrix} \right\}_{(6 \times 1)} \quad (v3)$$

b eru stuðlarnir sem metnir eru. \hat{S}_n er metna breytileikafylkið. S er metið með Newey-Westmetli (sjá umfjöllun í Hamilton 1994, bls. 281) og tafalengdin er 6, en matið er ekki mjög viðkvæmt fyrir þessu vali. Það sem í svigunum

er stefnir í dreifingu á $N(0,S)$. Því er $J(b)^*n$ $\chi^2(r)$ -dreift í stórum úrtökum þar sem r er fjöldi aðstoðarbreyta.³

Heimildir

- Baba, Y., Hendry, D. F., and Starr, R. M. 1992. „The Demand for Money in the U.S.A. 1960-1988.“ *The Review of Economic Studies* 59, bls. 25-61.
- Dickey, D. A., Hasza, D. P., og Fuller, W. A. 1984. „Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series.“ *Journal of the American Statistical Association* 84, bls. 427-31.
- Faig, M. 1989. „Seasonal Fluctuations and The Demand for Money.“ *The Quarterly Journal of Economics*, nóvember.
- Goldfeld, S. M., og Sichel, D. E. 1990. „The Demand for Money.“ *The Handbook for Monetary Economics*, 1. North-Holland.
- Guðmundur Guðmundsson. 1986. „Peningamagn og vextir.“ *Fjármálatíðindi* 33, bls. 95-104.
- Hamilton, J. D. 1994. *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Hansen, L. P., og Singleton, K. J. 1982. „Generalized Instrumental Variable Estimation of Non-Linear Rational Expectation Models.“ *Econometrica* 50, bls. 1268-86.
- Hylleberg, S. 1992. „Introduction (to Seasonal Integration and Cointegration).“ *Modelling Seasonality*. Oxford.
- Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W. J. og Yoo, B. S. 1990. „Seasonal Integration and Cointegration.“ *Journal of Econometrics* 99, bls. 215-238.
- Lucas, R. E. 1988. „Money Demand in The United States: A Quantitative Review.“ *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 29, bls. 137-168.
- Mankiw, N. G., og Miron, J. F. 1991. „Should The Fed Smooth Interest Rates? The Seasonal Case for Monetary Policy.“ *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 34, bls. 41-70.
- Mankiw, N. G., og Summers, L. H. 1986. „Money Demand and The Effects of Fiscal Policies.“ *Journal of Money Credit and Banking*. 18, 4. Nóvember.
- Miron, J. F. 1986. „Financial Panics, The Seasonality of Nominal Interest Rates, and The Founding of The Fed.“ *The American Economic Review*, mars.
- Spanos, A. 1986. *Statistical Foundations of Econometric Modelling*. Cambridge University Press.
- Tómas Hansson. 1997. „Vísbendingagildi peninga- og útlánastærða á mánaðargrunni fyrir eftirspurn og verðlag.“ *Seðlabanki Íslands*, handrit.
- Þórarinn G. Pétursson. 1996. „Peningaeftirspurn á Íslandi.“ *Fjármálatíðindi* 1, 1996.
- Þráinn Eggertsson. 1982. „Inflation Expectations and The Demand for Money in Iceland.“ *Scandinavian Journal of Economics* 84, bls. 1-12.

3. Metillinn er leiddur út í Hamilton 1994, bls. 421.