

ŠIAULIŲ UNIVERSITETAS
SOCIALINIŲ MOKSLŲ FAKULTETAS
EKONOMIKOS KATEDRA

Monika LIDYTĖ

Finansų ir investicijų ekonomikos studijų programos studentė

JAV MAKROEKONOMINIŲ RODIKLIŲ
POVEIKIO BIRŽOJE PREKIAUJAMŲ AKCIJŲ
FONDŲ GRAŽAI VERTINIMAS

Magistro darbas

Šiauliai, 2015

ŠIAULIŲ UNIVERSITETAS
SOCIALINIŲ MOKSLŲ FAKULTETAS
EKONOMIKOS KATEDRA

Monika LIDYTĖ

Finansų ir investicijų ekonomikos studijų programos studentė

JAV MAKROEKONOMINIŲ RODIKLIŲ
POVEIKIO BIRŽOJE PREKIAUJAMŲ AKCIJŲ
FONDŲ GRAŽAI VERTINIMAS

Magistro baigiamasis darbas

Socialiniai mokslai, Ekonomika (L100)

Darbo vadovė:

prof. dr. Diana CIBULSKIENĖ

Teigiu, kad magistro darbas, kurį teikiu Finansų ir investicijų ekonomikos studijų programos ekonomikos magistro kvalifikaciniam laipsniui įgyti yra originalus autorinis darbas.

(Studento parašas)

SANTRAUKA

Monika Lidyte

JAV makroekonominių rodiklių poveikio biržoje prekiaujamų akcijų fondų grąžai vertinimas

Magistro darbas

Magistro baigiamajame darbe siekiama sukurti JAV makroekonominių rodiklių ir biržoje prekiaujamų akcijų fondų grąžos sąryšio vertinimo modelį, kuris leistų nustatyti esminius JAV makroekonominius rodiklius, veikiančius skirtingų regionų biržoje prekiaujamų akcijų fondų grąžą 2004-2014 m. laikotarpiu. Magistro darbą sudaro trys dalys. Teorinėje darbo dalyje aprašytos biržoje prekiaujamų fondų ir makroekonominių rodiklių sąveikos analizės teorinės prielaidos. Analitinėje dalyje sudarytas JAV makroekonominių rodiklių ir biržoje prekiaujamų akcijų fondų sąveikos ekonominės analizės modelis, kurį taikant atlikta grafinė JAV makroekonominių rodiklių ir skirtingų regionų biržoje prekiaujamų akcijų fondų kitimo analizė. Konstruktyvioje darbo dalyje naudojant statistinį duomenų analizės paketą GRETL buvo siekiama išskirti pagrindinius JAV makroekonominius rodiklius, kurie lemia skirtingų regionų biržoje prekiaujamų akcijų fondų grąžą. Atliktas tyrimas parodė, kad tarp JAV makroekonominių rodiklių bei biržoje prekiaujamų akcijų fondų grąžos egzistuoja teigiamas ryšys, todėl galima teigti, jog analizuodami situaciją pasaulio ekonomikoje investuotojai privalo atsižvelgti į padėtį JAV. Atlikta JAV aplenkiančių ekonomikos ciklo sekos indikatorių variacijos išskaidymo analizė parodė, jog makroekonominiai rodikliai turi reikšmingos įtakos ne tik trumpuoju, bet ir ilguoju laikotarpiu.

SUMMARY

Monika Lidyte

Estimation of U.S. macroeconomic indicators impact on the return of exchange-traded stock funds

Master's work

In master's work it is seeking to create the estimation model of relationship between U.S. macroeconomic indicators and exchange-traded stock funds return, which would allow to set essential U.S. macroeconomic indicators, determining exchange-traded stock funds return in different regions during the period of 2004-2014. Work consists of three parts. In the theoretical part there are described the theoretical assumptions of analysis of exchange-traded stock funds and macroeconomic indicators interaction. In the analytical part there is created the model of economic analysis of U. S. macroeconomic indicators and exchange-traded stock funds interaction. In the constructive work part, using statistical data analysis package GRETL, it was

seeking to distinguish basic U. S. macroeconomic indicators, which determine exchange-traded stock funds return in different regions. The performed research has showed that there is a positive relationship between U.S. macroeconomic indicators and exchange-traded stock funds return, therefore it can be stated that investors, analyzing situation in world economy, must take into account the situation in the United States of America. The variation decomposition analysis performed of U. S. bypassing economy cycle sequence indicators has showed that macroeconomic indicators have significant impact not only in short, but also in the long term.

TURINYS

ĮVADAS	8
I. MAKROEKONOMINIŲ RODIKLIŲ IR BIRŽOJE PREKIAUJAMŲ FONDŲ GRAŽOS SAŲVEIKOS ANALIZĖS TEORINĖS PRIELAIDOS	10
1.1. Biržoje prekiaujamų fondų koncepcija	10
1.2. Biržoje prekiaujamų fondų klasifikacija	12
1.3. Biržoje prekiaujamų fondų sukūrimo procesas.....	15
1.4. Biržoje prekiaujamų fondų veikimo principai	17
1.5. Biržoje prekiaujamų fondų išskirtinumo aspektai lyginant su investiciniais fondais....	18
1.6. Mokslinių darbų makroekonominių rodiklių įtakos ETF fondų gražai tematika analizė	22
1.6.1. Makroekonominių rodiklių ir ETF sąveikos tyrimų metodikos apžvalga.....	22
1.6.2. Makroekonominių rodiklių ir ETF gražos sąveikos tyrimų rezultatų apžvalga.....	24
1.7. JAV ekonomikos reikšmė pasaulio ekonomikos kontekste.....	29
II. JAV MAKROEKONOMINIŲ RODIKLIŲ IR BIRŽOJE PREKIAUJAMŲ AKCIJŲ FONDŲ GRAŽOS ANALIZĖ	31
2.1. Tyrimo metodika.....	31
2.2. Biržoje prekiaujamų fondų kitimo dinamika	34
2.3. Biržoje prekiaujamų fondų atrankos kriterijai	35
2.4. JAV makroekonominių rodiklių atrankos kriterijai.....	37
2.5. Akcijų ETF fondų ir JAV makroekonominių rodiklių sąryšio dinamikos analizė	38
2.5.1. Paraiškų dėl nedarbo pašalpos gavimo skaičius JAV ir skirtingų regionų ETF fondų analizė	38
2.5.2. ISM instituto JAV gamybos pramonės indeksas ir skirtingų regionų ETF fondų analizė	41
2.5.3. Pinigų kiekio M1 ir skirtingų regionų ETF fondų dinamikos analizė	42
2.5.4. JAV vartotojų kainų indekso ir skirtingų regionų ETF fondų dinamikos analizė...	43
2.5.5. JAV mažmeninės prekybos apimtys ir skirtingų regionų ETF fondų dinamikos analizė	45
2.5.6. Leidimų naujoms statyboms skaičiaus JAV ir skirtingų regionų ETF fondų dinamikos analizė.....	46
2.5.7. JAV nedarbo lygio ir skirtingų regionų ETF fondų dinamikos analizė	47
III. JAV MAKROEKONOMINIŲ RODIKLIŲ POVEIKIO BIRŽOJE PREKIAUJAMŲ AKCIJŲ FONDŲ GRAŽAI VERTINIMAS	50
3.1. JAV makroekonominių rodiklių reikšmingumo biržoje prekiaujamų akcijų fondų gražai vertinimas.....	50
3.2. JAV orientuojančių ekonomikos ciklo sekos indikatorių reikšmingumo biržoje prekiaujamų akcijų fondų gražai vertinimas ilguoju laikotarpiu	56
IŠVADOS IR PASIŪLYMAI	62
LITERATŪRA	65
PRIEDAI	71
1 priedas Biržoje prekiaujamų fondų kūrimosi istorija.....	72
2 priedas Biržoje prekiaujamų fondų mokesčiai	73
3 priedas Regresijos modeliai	75
4 priedas Variacijos išskaidymo analizė.....	111

LENTELĖS

1.1. lentelė Atliktų mokslinių darbų teoriniai aspektai.....	11
1.2. lentelė Biržoje prekiaujamų ir Investicinių fondų mokesčių palyginimas.....	19
1.3. lentelė Biržoje prekiaujamų fondų privalumai.....	19
1.4. lentelė Makroekonominių veiksnių poveikis akcijų grąžai.....	24
1.5. lentelė Makroekonominių veiksnių poveikis vertybinių popierių indeksų pokyčiams.....	26
1.6. lentelė Makroekonominių veiksnių poveikis investicinių fondų grąžai.....	28
2.1. lentelė Biržoje prekiaujamų akcijų fondų rinkinys.....	36
2.2.lentelė Tipiniai aplenkiantys, sutampantys ir vėluojantys ekonomikos ciklo indikatoriai.....	37
3.1.lentelė JAV makroekonominių rodiklių reikšmingumo Europos biržoje prekiaujamų akcijų fondų grąžai vertinimas.....	50
3.2.lentelė JAV makroekonominių rodiklių reikšmingumo Azijos biržoje prekiaujamų akcijų fondų grąžai vertinimas	51
3.3.lentelė JAV makroekonominių rodiklių reikšmingumo Pietų ir Šiaurės Amerikos biržoje prekiaujamų akcijų fondų grąžai vertinimas	52
3.4.lentelė JAV makroekonominių rodiklių reikšmingumo Besivystančių rinkų biržoje prekiaujamų akcijų fondų grąžai vertinimas.....	53
3.5.lentelė Makroekonominių veiksnių reikšmingumas pagal ETF regioną.....	54
3.6. lentelė JAV orientuojančių ekonomikos ciklo sekos indikatorių reikšmingumo Europos biržoje prekiaujamų akcijų fondų grąžai vertinimas ilguoju laikotarpiu.....	56
3.7. lentelė JAV orientuojančių ekonomikos ciklo sekos indikatorių reikšmingumo Azijos ir Okeanijos biržoje prekiaujamų akcijų fondų grąžai vertinimas ilguoju laikotarpiu.....	57
3.8. lentelė JAV orientuojančių ekonomikos ciklo sekos indikatorių reikšmingumo Šiaurės ir Pietų Amerikos biržoje prekiaujamų akcijų fondų grąžai vertinimas ilguoju laikotarpiu.....	59
3.9. lentelė JAV orientuojančių ekonomikos ciklo sekos indikatorių reikšmingumo Besivystančių rinkų biržoje prekiaujamų akcijų fondų grąžai vertinimas ilguoju laikotarpiu.....	60

PAVEIKSLAI

1.1. pav. ETF fondų klasifikavimas.....	12
1.2. pav. Biržoje prekiaujamo fondo išleidimo ir išpirkimo procesas.....	16
1.3. pav. Biržoje prekiaujamų fondų pirkimo ir pardavimo schema.....	17
2.1. pav. JAV makroekonominių rodiklių ir biržoje prekiaujamų akcijų fondų grąžos sąveikos ekonominės analizės modelis.....	31
2.2. pav. ETF fondų rinka, 2013 m.....	34
2.3. pav. ETF fondų ir jų turto augimas.....	35
2.4. pav. Pasaulio ETF fondų ir paraiškų dėl nedarbo pašalpos gavimo skaičiaus JAV analizė, 2004-2014 m.....	39
2.5. pav. ETF fondų ir ISM instituto JAV gamybos indekso analizė, 2004-2014.....	41
2.6. pav. ETF fondų ir pinigų kiekio M1 analizė, 2004-2014 metais.....	43
2.7. pav. ETF fondų ir vartotojų kainų indekso analizė, 2004-2014 m.....	44
2.8. pav. ETF fondų ir JAV mažmeninės prekybos apimčių analizė, 2004-2014 metais.....	45
2.9. pav. ETF fondų ir leidimų naujoms statyboms JAV skaičiaus analizė, 2004-2014 m.....	46
2.10. pav. ETF fondų ir JAV nedarbo lygio analizė, 2004-2014 m.....	48

IVADAS

Temos naujumas ir aktualumas. Sparti finansų rinkų plėtra, investicinių priemonių ir paslaugų įvairovės didėjimas – efektyvių investavimo sprendimų sudėtingumo ir naujų investavimo galimybių įrodymas. Naujos investicijų portfelio diversifikavimo galimybės taip pat iškelia naujus iššūkius, kurie reikalauja vis pažangesnių mokslinių ir praktinių sprendimų. Pasaulio ekonomikos sulėtėjimą buvo galima pastebėti dar 2007 metais, tačiau finansų rinkos išliko ramios. Iš anksto numatytus ekonominius verslo ciklus, valstybės gali imtis priemonių, kurios padėtų sumažinti krizės patirtus nuostolius. Ekonomikos sulėtėjimą ar kitą verslo ciklo fazę gali padėti nustatyti orientuojantys ekonomikos ciklo sekos indikatoriai. Jau seniai pastebėtas abipusis akcijų rinkos plėtros ryšys su šalies ekonominiais pokyčiais: gerėjant šalies ekonominei padėčiai, aktyvesnė tampa ir akcijų rinka. Savo ruožtu, akcijų rinkos plėtra skatina šalies ekonominį augimą. Be to, iš finansų rinkos elgsenos galima spręsti apie šalies ekonominę būklę: pradėjus kristi akcijų kainoms, galima tikėtis ekonominio sąstingio, ir, atvirkščiai, kylančios akcijų kainos rodo galimą ekonominį augimą. 2008 metais prasidėjusiai globaliai finansų krizei pasaulio akcijų rinkas, tiek išsivysčiusių ir besivystančių šalių, apėmė nerimas ir panika, o akcijų indeksų vertės ženkliai krito. Finansų rinka nėra statiškas, tai - dinamiškas darinys. O vykstantys finansų rinkų liberalizavimo procesai pasauliniu mastu, keičia finansų rinkų sąryšius. Todėl naujų investicinių priemonių, investicijų strategijų paieška tampa aktuali ypač finansinių krizių laikotarpiais. Vienomis novatoriškiausių per pastaruosius du dešimtmečius investicinių priemonių laikomi biržoje prekiaujami fondai (angl. Exchange Traded Funds, toliau ETF), atvėrusių naujas galimybes investuotojams ir turto valdytojams. Biržoje prekiaujami fondai, susieti su įvairiomis finansinėmis priemonėmis, tokiomis kaip kompanijų akcijos ar biržų indeksai, obligacijos, žaliavų ištekliai, valiutos, nekilnojamojo turto ar įvairių strategijų fondai.

Mokslinio darbo problema. Makroekonominių rodiklių ir akcijų rinkos indekso sąryšiai vis labiau analizuojami mokslinėje literatūroje, o šis susidomėjimas ypač išaugo per paskutiniuosius du dešimtmečius. Dauguma mokslinių darbų patvirtina makroekonominių rodiklių ir akcijų kainų sąryšio egzistavimą, tačiau pasigendama išsamaus makroekonominių rodiklių ir akcijų rinkos indekso priežastingumo ir priklausomybės įvertinimo laiko bei kintančių makroekonominių procesų atžvilgiu. Analizuodami situaciją pasaulio ekonomikoje privalome atsižvelgti į padėtį Jungtinėse Amerikos Valstijose (toliau – JAV). Šiandien sprendžiant pasaulio finansų ir pinigų valdymo klausimus, JAV lyderystė remiasi nauda, kurią pasauliui teikia ekonominė integracija. JAV yra pagrindinis pasaulinės paklausos ramstis,

todėl moksliniame darbe bus siekiama iširti ar JAV ekonomika veikia ir investavimo sprendimus į kitų regionų finansines priemones.

Mokslinio darbo objektas – JAV makroekonominių rodiklių ir biržoje prekiaujamų akcijų fondų gražos sąryšis.

Mokslinio darbo tikslas – sukurti JAV makroekonominių rodiklių ir biržoje prekiaujamų akcijų fondų gražos sąryšio vertinimo modelį, kuris leistų nustatyti esminius JAV makroekonominius rodiklius, veikiančius skirtingų regionų biržoje prekiaujamų akcijų fondų gražą 2004-2014 m. laikotarpiu.

Mokslinio darbo uždaviniai:

1. Išnagrinėti biržoje prekiaujamų fondų koncepcijas bei klasifikacijas.
2. Išanalizuoti makroekonominių rodiklių ir finansų rinkos sąryšio tyrimo metodus.
3. Įvertinti biržoje prekiaujamų akcijų fondų gražos bei JAV makroekonominių rodiklių pokyčių tendencijas 2004-2014 laikotarpiu.
4. Suformuoti JAV makroekonominių rodiklių ir biržoje prekiaujamų akcijų fondų gražos sąryšio vertinimo modelį.
5. Išskirti pagrindinius JAV makroekonominius rodiklius, lemiančius skirtingų regionų biržoje prekiaujamų akcijų fondų gražą skirtingais laikotarpiais.

Tyrimo metodai:

Sisteminė ir lyginamoji mokslinės literatūros analizė, istorinių duomenų analizė, grafinė analizė, matematinio ir statistinio apdorojimo metodai, naudojant statistinį duomenų analizės paketą GRETL.

Hipotezė. JAV makroekonominiai rodikliai įtakoja skirtingų regionų biržoje prekiaujamų akcijų fondų gražą tiek ilguoju, tiek ir trumpuoju laikotarpiu.

Darbo struktūra. Tyrimą sudaro 3 dalys. Konceptualioje dalyje nagrinėjama biržoje prekiaujamų fondų ir makroekonominių rodiklių sąveikos analizės teorinės prielaidos. Analitinėje dalyje sudarytas JAV makroekonominių rodiklių ir biržoje prekiaujamų akcijų fondų sąveikos ekonominės analizės modelis, kurį taikant atlikta grafinė JAV makroekonominių rodiklių ir skirtingų regionų biržoje prekiaujamų akcijų fondų kitimo analizė. Konstruktyvioje darbo dalyje naudojant statistinį duomenų analizės paketą GRETL buvo siekiama išskirti pagrindinius JAV makroekonominius rodiklius, kurie lemia skirtingų regionų biržoje prekiaujamų akcijų fondų gražą.

I. MAKROEKONOMINIŲ RODIKLIŲ IR BIRŽOJE PREKIAUJAMŲ FONDŲ GRAŽOS SĄVEIKOS ANALIZĖS TEORINĖS PRIELAIIDOS

1.1. Biržoje prekiaujamų fondų koncepcija

Biržoje prekiaujamas fondas (angl. Exchange Traded Fund, toliau – ETF) – viena inovatyviausių paskutiniojo dešimtmečio finansinė priemonė, kuri iš esmės pakeitė investicinių portfelių sudarymą JAV ir Vakarų Europoje. Nuo ETF atsiradimo 1993 m. (Žr. 1 priedą) JAV vertybinių popierių biržoje šis instrumentas atvėrė naujas galimybes investuotojams ir turto valdytojams. Biržoje prekiaujamas fondas, tai iš esmės biržoje prekiaujamas investicinis portfelis, sudarytas iš tos pačios rūšies vertybinių popierių. Paprasčiau tariant, ETF yra vertybinių popierių ir investicinių fondų mišinys. ETF suteikia galimybę investuoti į daugelį skirtingų vertybinių popierių (akcijas, obligacijas, žaliavas, pinigų rinkos priemones) ir tuo yra panašūs į investicinius fondus, skirtumas tas, kad ETF fondais yra prekiaujama biržoje taip pat kaip akcijomis ar obligacijomis. ETF vienetai yra įtraukti į biržos sąrašus, todėl prekyba jais vyksta antrinėje rinkoje, o vieneto kaina kinta priklausomai nuo paklausos ir pasiūlos.

Svarbu pažymėti, kad instituciniai investuotojai, norėdami platinti ETF, turi gauti jų veiklą prižiūrinčių valstybinių institucijų leidimus. Tik gavęs leidimą, investuotojas bendradarbiaudamas su finansų kompanija, superka ETF fondui reikalingų vertybinių popierių krepšelį. Surinktų vertybinių popierių krepšelio vertė yra lygi biržoje prekiaujamo fondo vienetų vertei. ETF fondas yra padalinamas į ETF fondo vienetus tam, kad jie būtų pakankamai pigūs ir prieinami smulkiesiems investuotojams. Paprastai ETF fondą sudaro ne mažiau kaip 50 000 vnt. ETF fondo vienetų. (<http://www.investologija.lt/LT/etf/53/3/etf-kas-tai/etf-veikimo-principas/>) Būtina akcentuoti ir tai, kad kai kurių ETF rezultatas yra atvirkščias indekso dinamikai, investuotojas uždirba krintant indeksų kainoms. Taip pat yra grupė ETF, kuriems taikomas sverto principas. Šių ETF rezultatas tam tikru koeficientu, pavyzdžiui 2:1 arba 3:1, viršija indekso rezultatą (tiek teigiamą, tiek neigiamą). (<http://etf.lt/apie-etf/>). Tai, kad vis populiarsnė investicinė priemonė tampantys biržoje prekiaujami fondai – ETF, pagrindžia mokslininkų atsiliepimai ir mokslinių darbų, kuriuose buvo analizuoti ETF rezultatai. (Žr. 1.1. lentelę)

Atliktų mokslinių darbų rezultatų teoriniai aspektai

Autorius, metai	Tyrimo rezultatas
J. A. DiLellio, D. J. Stanley, 2011, <i>ETF trading strategies to enhance client wealth maximization.</i>	67 procentai investavimo profesionalu ETF laiko inovatyviausia pastarųjų dviejų dešimtmečių investicine priemone.
A. Agapova, 2011, <i>Conventional mutual index funds versus exchange-traded funds.</i>	Biržoje prekiaujami fondai suteikia naujų galimybių, kurių nesuteikė tradiciniai investiciniai fondai.
N. Yamori, 2011, <i>Commodity ETFs in the Japanese stock exchange.</i>	BPF yra geresnis investavimo būdas, nei tiesioginė prekyba prekių ateities sandoriais.
P. Chelley-Steeley, K. Park, 2011, <i>Intraday patterns in London listed Exchange Traded Funds.</i>	BPF užtikrina mažesnę pirkimo–pardavimo kainų skirtumą ir mažesnę informacijos asimetriškumą nei atskiros akcijos.
L. Macijauskas, 2011, <i>Biržoje prekiaujamu fondu (ETF) bendrojo išlaidu rodiklio tyrimas.</i>	ETF išlaidos yra 2–3 kartus mažesnės nei aktyviai valdomų investicinių fondų
J. T. Harper, J. Madura, O. Schnusenberg, 2006, <i>Performance comparison between exchange-traded funds and closed-end country funds.</i>	Pasyvi investicijų strategija naudojant ETF gali duoti daugiau naudos nei aktyvi investicijų strategija naudojant uždaruosius investicinius fondus.

Pasak, B. Milani ir P.S. Ceretta (2014), biržoje prekiaujamas fondas, tai iš esmės indekso fondas, kuris seka tam tikro indekso grąžą. Pagrindinis skirtumas tas, kad biržoje prekiaujamas fondas yra listinguojamas ir jo vienetais galima prekiauti biržoje, kaip ir paprastosiomis akcijomis. ETF dažnai sudaro standartizuotą sąrašą vertybinių popierių ar prekių, kuris gali keisti tik esant nenumatytiems atvejams. ETF, priešingai nei investiciniai fondai, perkami ir parduodami kaip akcijos – biržoje prekybos sesijos metu. Taigi, ETF fondo vienetai turi labai daug pranašumų prieš tradicinius investicinius fondus.

Kol kas nėra ETF fondų, investuojančių į Lietuvos vertybinius popierius, todėl investuotojui tenka rinktis ETF apjungiančius užsienio kapitalo rinkas. Tai nėra problema, kadangi visą informaciją apie tokius ETF galima gauti iš bet kurios finansų maklerių įmonės, kuri prekiauja bet kurioje pasaulio biržoje. Remiantis Fabozzi F.J (2002), tarp seniausių ir iki šiol plačiai paplitusių ETF yra žinomi šie:

- ✓ SPDRS (trumpinys SPY) – seka Standard & Poor's 500 indeksą. Jis apima didelės kapitalizacijos JAV kompanijų akcijas;
- ✓ DIAMONDS (trumpinys DIA) – seka Dow Jones Industrial Average indeksą, po kuriuo slepiasi seniausiai JAV veikiančios kompanijos;

✓ WEBS (World Equity Benchmarks) – seka Morgan Stanley Capital International įvairių šalių indeksus. Šis ETF buvo pervadintas į iShares MSCI. Jis apima ne JAV veikiančias didelės kapitalizacijos bendroves, neįtraukiant bendrovių iš besivystančių rinkų;

✓ QQQ (trumpinys QQQ) – seka Nasdaq 100 indeksą. Jis apima kompanijų sektorių, kurios specializuojasi technologijų srityje ir visiškai neįtraukia finansų institucijų ir investicinių bendrovių;

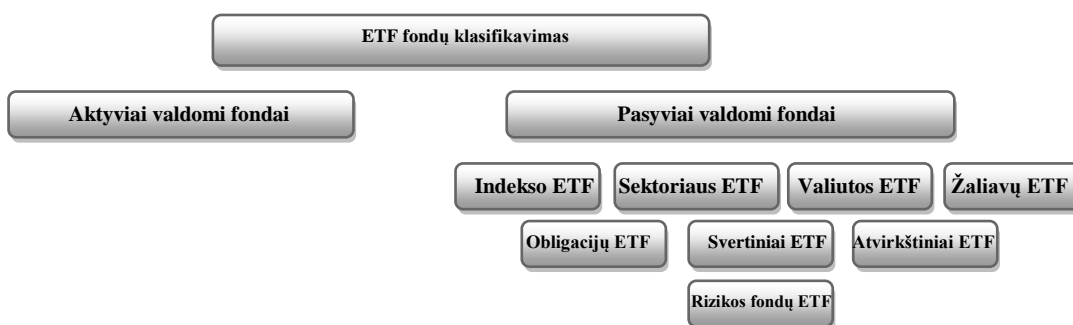
✓ iShares – sukurtas Barclays Global Investors.

Taigi apibendrinus galima teigti, jog biržoje prekiaujamas fondas iš esmės yra viena inovatyviausių paskutiniojo dešimtmečio finansinių priemonių. Tai patvirtina daugybės mokslininkų atlikti moksliniai darbai. Tarp seniausių ir iki šiol plačiai paplitusių ETF yra žinomi šie: SPDRS, DIAMONDS, WEBS, QQQ bei iSHARES.

1.2. Biržoje prekiajamų fondų klasifikacija

Kaip yra žinoma, pirmieji JAV atsiradę biržoje prekiaujami fondai yra populiarūs iki šiol. Dabar galima rasti fondą, kuris atitinka pasirinktą investavimo strategiją. Galima investuoti į besivystančių ar išsivysčiusių šalių rinkas, rinktis norimą sektorių, pagal jo ateities perspektyvas, ar investuoti į prekių ir žaliavų rinkas. Investuotojai, kurie mėgsta riziką, turi galimybę investuojant naudoti svertą ar koeficientą.

Renkantis fondus, kurių vienetais prekiaujama biržoje, daugiau dėmesio reikėtų skirti sektoriui ar regionui, su kuriuo susiejamas fondas, o ne atskiriems vertybiniais popieriams ar finansinėms priemonėms: net labai didelių bendrovių vertybiniai popieriai sudaro tik po kelis procentus fondo investicijų portfelio, todėl kur kas svarbiau numatyti bendras sektoriaus, o ne atskirų bendrovių veiklos perspektyvas. Pagal tai, su kuo biržoje platinami fondai yra susieti ir kur jie yra platinami, skiriamos kelios jų rūšys. (žr. 1.1. pav.)



1.1. pav. ETF fondų klasifikavimas

Šaltinis: sudaryta darbo autorės, remiantis <http://www.investologija.lt/LT/etf/53/4/etf-kas-tai/etf-fondu-ruscaronys/>

Kaip matyti 1.1. pav. yra išskiriamos dvi pagrindinės ETF rūšys - aktyviai valdomi ir pasyviai valdomi ETF. Pasyviai valdomi fondai siekia atkartoti nustatytą rinkos indeksą. Šie

fondai vadinami pasyviais, nes neturi fondo valdytojo, kuris aktyviai valdydamas fondą siektų uždirbti daugiau nei rinkos vidurkis.

Aktyviai valdomi ETF nesiekia atkartoti jokio indekso. Aktyviai valdomo ETF investuoja lėšas į fondo valdytojo parinktus vertybinius popierius. Šių ETF tikslas yra siekti didesnės investicijų grąžos nei rinkos vidurkis. Kitaip tariant, tai yra paprastas investicinis fondas, kurį galite įsigyti biržoje kaip eilines akcijas. Šių fondų vienetais prekiaujama biržoje prekybos sesijos metu, kaip ir visais kitais ETF fondais. Kadangi aktyviai valdomi fondai reikalauja didelių fondo valdytojo gebėjimų analizuojant ir atrenkant perspektyvesnes investicijas nei rinkos vidurkis, todėl paprastai šie fondai yra apmokestinami didesniais mokesčiais nei įprastiniai ETF. Pagrindinis aktyviai valdomų ETF fondų trūkumas yra skaidrumas, kadangi skirtingai nei įprastiniai ETF fondai, aktyviai valdomi fondai neskelbiama informacijos apie fondo sudėtį ir fondo valdytojo veiksmus. Didžiausias aktyviai valdomų fondų privalumas lyginant su įprastiniais investiciniais fondais, kad jo vertę investuotojas mato dienos bėgyje, todėl gali realiu laiku priimti sprendimus įsigyti ar parduoti šį fondą. (<http://www.investologija.lt/LT/etf/53/4/etf-kas-tai/etf-fondu-ruscaronys/>)

Pasyviai valdomų ETF rūšys:

Indekso ETF. Indekso ETF fondai yra bene labiausiai paplitę. Šių ETF tikslas yra kuo tiksliau atkartoti tam tikrą akcijų rinkos indeksą. Svarbu pažymėti, kad kai kurie ETF indekso fondai ne visas investuotojų lėšas nukreipia į nustatytą indeksą. ETF fondo valdytojas gali investuoti 80-90 proc, lėšų į indeksą, o likusias į ateities, pasirinkimo, apsikaitimo sandorius bei kitas finansines priemones, jeigu tai jam padės geriau sekti nustatytą indeksą. Pasak, V. Mirkės, vieni populiariausių yra su „Standard & Poor’s“ indeksais susieti fondai. JAV biržose kotiruojamų akcijų sąrašuose šie fondai žymimi SPY trumpiniu. Ne mažiau populiarūs yra ir NASDAQ-100 ir „Dow Jones Industrial Average DIA“ indeksus atitinkantys biržoje prekiaujami fondai.

Sektoriaus ETF. Sektoriaus ETF investuoja į nustatyto pramonės sektoriaus kompanijas ir siekia atkartoti sekamo pramonės sektoriaus akcijų indeksą. Pramonės sektoriaus ETF gali sekti finansų arba energetikos pramonės sektoriaus indeksą. Šie fondai pasižymi mažais mokesčiais ir taip pat yra listinguojami vertybinių popierių biržoje.

ETF susieti su prekių rinkų indeksais. Prekių rinkos tai kitokia turto klasė nei akcijos ar obligacijos, dėl to investavimas į prekių rinkas padeda išlaikyti portfelio diversifikavimo reikalavimus. Kadangi tai yra fizinis turtas, investavimas į ETF susietus tam tikrais prekių rinkų produktais gali apsaugoti investiciją nuo infliacijos. Biržoje prekiaujami prekių fondai yra susieti su tam tikrų prekių vertėmis arba bendra prekių, tokių kaip sidabras, auksas ar nafta indekso verte. (<http://www.investopedia.com/university/mutualfunds/>)

ETF susieti su žaliavomis gali būti trijų tipų:

1. ETF, kurie seka konkrečios žaliavos (aukso, sidabro ar naftos) indeksą;
2. ETF, kurie seka žaliavų grupės indeksą;
3. ETF, kurie seka kompanijų, gaminančių tam tikras žaliavas, indeksą.

Valiutos ETF. Šie ETF fondai siekia atkartoti vienos valiutos vertės pokyčius kitų valiutų atžvilgiu, pavyzdžiui, kaip Euro vertė keičiasi JAV dolerio atžvilgiu. Už šiuos pinigus mokamos mažos palūkanos, kadangi šie pinigai yra investuojami į trumpalaikius, patikimus ir likvidžius skolos vertybinius popierius, tačiau palūkanos turi mažą įtaką galutinei valiutos ETF fondo grąžai. Valiutos ETF fondo grąžą nulemia vienos valiutų vertės pokytis kitos valiutos atžvilgiu. Šie ETF fondai buvo pradėti platinti tik 2005 metais. Pasak, L. Devile (2006) dėl gerai išvystytos Forex valiutų rinkos valiutų ETF fondai nėra labai populiarūs.

Obligacijų ETF. Obligacijų ETF fondai siekia atkartoti obligacijų indeksų vertės svyravimus. Pavyzdžiui, JAV išdo obligacijų pokyčius seka iShares Barclays 20+Year Treasury Bond Fund ETF fondas. Šie ETF fondai kaip ir obligacijos klesti ekonomikos nuosmukio laikotarpiu, tačiau jų investicinė grąža gali nuvilti investuotojus ekonomikai augant. Vienas obligacijų ETF fondų privalumų yra ypatingai maži valdymo kaštai, perkant juos tiesiogiai iš ETF valdytojo. Anot, L. Devile (2006), obligacijų ETF fondai dažniausiai yra naudojami portfelio diversifikacijai.

Rizikos fondų ETF. Rizikos fondų ETF atsirado visai neseniai. Pirmasis toks fondas yra IQ Hedge Multi-Strategy Tracker (QAI), kuris nesistengia atkartoti kurio nors vieno rizikos fondo grąžą, bet siekia atkartoti IQ Hedge Multi-Strategy indekso grąžą, į kurią pakliūna beveik visi rizikos fondai. Šis rizikos ETF fondas naudoja įvairias investavimo strategijas: reaguoja į rinkos tendencijas, pirkimą ir parduoda skolon, investuoja į fiksuoto pajamingumo ir besivystančių rinkų vertybinius popierius, naudojami arbitražo sandoriais, besivystančių rinkų ir t.t. Šis fondas neinvestuoja į pačius rizikos fondus tiesiogiai, tačiau renkasi kitus ETF fondus, kurie leis atkartoti rizikos fondų indekso grąžą. Šis fondas lyginant su įprastiniais rizikos fondais turi tokių privalumų kaip skaidrumas, mažesni mokesčiai ir fondo valdytojo sprendimų rizika. Daugeliui investuotojų rizikos fondai nebuvo prieinami dėl pernelyg didelių pradinių įnašų, didelių valdymo kaštų, pradėjus platinti rizikos ETF fondus, šios galimybės tapo prieinamos visiems.

Svertiniai ETF. Šie fondai atsirado palyginti neseniai, tačiau žaibiškai išpopuliarėjo. ETF fondai naudoja išvestines finansines priemones (pasirinkimo, ateities ir apsikeitimo sandorius) tam, kad pasiektų kelis kartus didesnę už nustatytą indekso grąžą. Svertiniai ETF yra sudaryti iš išvestinių finansinių instrumentų, tokių kaip ateities sandoriai, pasirinkimo ir apsikeitimo kontraktų. Sverto išlaikymas gali reikalauti ypatingai didelių kaštų, todėl

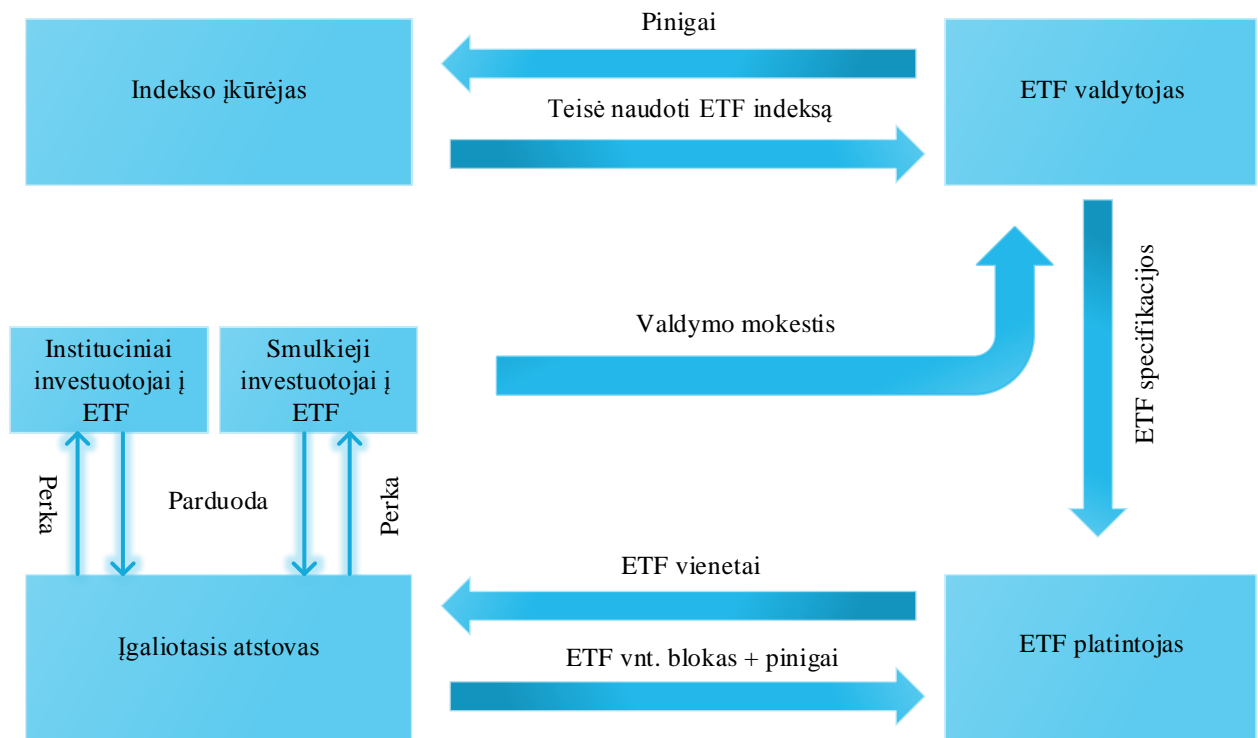
prospekte nustatytą svarto grąža ETF gali atkartoti tik dienos bėgyje ir neatskaičiuos mokesčių. Metų bėgyje mokesčiams gali tekti iki trečdaliao visos ETF vertės. Svertiniai ETF yra sudaryti iš išvestinių finansinių priemonių, kurios savaime yra labai sudėtingi investavimo mechanizmai, todėl svertiniai ETF yra tinkami tik patyrusiam investuotojui. (V. Jūras, 2010). Svertinius ETF fondus galite atskirti iš pavadinimo. Toki ETF savo pavadinime turi tokius simbolius ar žodžius kaip “2x”, “3x”, “Double”, “Triple”, “Leveraged”, “Ultra”.

Atvirkštiniai ETF. Atvirkštiniai ETF buvo sukurti investuotojams, siekiantiems uždirbti rinkoms krentant. Šie fondai sudaryti iš išvestinių finansinių instrumentų ir siekia atvirkščiai atkartoti nustatyto indekso reikšmę. Sekamam indeksui kylant, ETF vertė mažėja ir atvirkščiai indekso vertei smunkant investuotojas uždirba iš ETF. Atvirkštiniai ETF taip pat gali turėti svartą. Tokiu atveju ETF fondas trigubai arba dvigubai atvirkščiai atkartoja indekso reikšmę. Kaip ir paprasti svertiniai ETF, atvirkštiniai svertiniai ETF indeksą atkartoja tik dienos bėgyje, o ilgalaikėje perspektyvoje jų reikšmė nuolat mažėja. Pažymėtina, kad ilgalaikėje perspektyvoje akcijų vertė kyla, todėl atvirkštiniai ETF fondai dažniausiai yra trumpalaikė investavimo strategijos dalis. Profesionalūs investuotojai atvirkštinius svertinius ETF fondus taip pat naudoja rizikai mažinti. Vieni populiariausių yra UltraShort S&P500 ProShares, UltraShort Real Estate ProShares ir UltraShort Oil&Gas ProShares fondai. (<http://www.investologija.lt/LT/etf/53/4/etf-kas-tai/etf-fondu-ruscaronys/>)

Taigi apibendrinant galima teigti, kad ETF yra gera ateities sandorių alternatyva pinigų srautų valdyme, nes jie gali būti perkami mažesniais kiekiais nei ateities sandoriai. Taip pat ETF gali būti naudojami kaip priemonė leidžianti išnaudoti tam tikro sektoriaus teigiamus pokyčius. Biržoje prekiaujami fondai gali apsaugoti investiciją į tam tikrą sektorių, šalį ar regioną, nes turimus vienetus galima parduoti į skolą. Tuo tarpu su indeksais susietų ETF išlaidų koeficientas yra mažesnis nei investicinių fondų.

1.3. Biržoje prekiaujamų fondų sukūrimo procesas

ETF valdytojas – tai kompanija, kuri sukuria ir valdo biržoje prekiaujamą fondą ar jų grupę. Įgaliotasis atstovas yra ETF valdytojo paskirta institucija atsakinga už turto, reikalingo ETF vienetų sukūrimui sukaupimą. Įgaliotieji atstovai atlieka lemiamą rolę, kuriant ETF vienetus. Dažniausiai vienetai yra laikomi pasirinktame depozitoriume. 1.2 pav. matyti, kaip ETF vienetai yra sukuriami, kaip jais prekiaujama ir kaip jie yra išperkami.



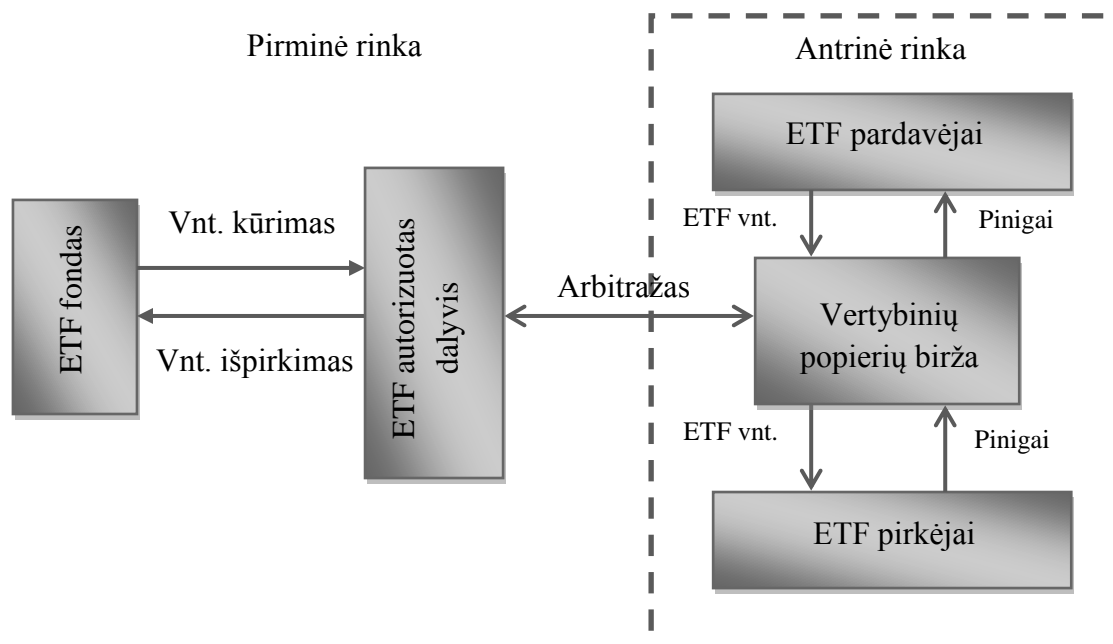
1.2. pav. Biržoje prekiaujamo fondo išleidimo ir išpirkimo procesas
Šaltinis: sudaryta darbo autorės, remiantis M.L. Rosenberg ir kiti, 2008

Kaip matyti 1.2. pav. ETF formavimas prasideda tada, kai valdytojas suformuoja indeksą, kurio pagrindu yra kuriamas biržoje prekiaujamas fondas. Kitaip tariant, tai indeksas, kurį ETF bandys atkartoti. Valdytojas nusiperka teises naudoti indeksą biržoje prekiaujamam fondui apibrėžti. Turėdamas šias teises, bei žinodamas indekso specifikacijas (kas tiksliai sudaro indeksą), ETF valdytojas pateikia jas ETF platintojui, kuris savo ruožtu suteikia visą informaciją įgaliotajam atstovui, pasiruošusiam pirkti ir parduoti didelį kiekį fondo vienetų.

ETF portfelio vertė yra paskaičiuojama naudojant tos dienos biržos uždarymo kainą. Suformuotas akcijų krepšelis yra perduodamas VP saugotojui (depozitoriumui). Prie to dar yra pridamos piniginės lėšos, susijusios su fondo vienetų sukūrimu, taip pat sukaupti mokėtini dividendai ir pelnas minus nuostoliai patirti nereinvestavus praėjusio platinimo akcijų krepšelio. Sandorio dieną, VP saugotojas (schemoje ETF platintojas) perduoda įgaliotajam atstovui ETF akcijas (dažniausiai grupę po 50000 akcijas) (C. Brentani, 2004). Gavęs fondo vienetus įgaliotasis atstovas padalina pervestą fondo vienetų bloką į smulkesnius vienetus ir juos parduoda biržoje.

1.4. Biržoje prekiaujamų fondų veikimo principai

ETF fondų galima įsigyti per bet kurią finansų tarpininką. Prekyba ETF fondais vyksta taip pat kaip akcijomis ir tai yra vienas didžiausių jų privalumų. Pateikta schema supaprastintai vaizduoja ETF vienetų pirkimo ir pardavimo kelią. (Žr. 1.3. pav.)



1.3. pav. Biržoje prekiaujamų fondų pirkimo ir pardavimo schema

Šaltinis: sudaryta darbo autorės, remiantis Marco Avellaneda, 2011, *The ETF Revolution: International and Brazilian Perspectives*, New York

Kaip matyti 1.3. paveiksle, prekyba ETF fondais apima dvi rinkas: pirminę ir antrinę. Iš viso yra išskiriami 4 rinkos dalyviai: birža, fondo valdytojas, fondo autorizuoti dalyviai ir rinkos kūrėjai. Pirminė rinka yra skirta tik instituciniams investuotojams. Šioje rinkoje tarp fondo ir autorizuoto fondo dalyvio vyksta akcijų išleidimo/išpirkimo procesas. Pažymėtina, tai jog pirminėje rinkoje vyksta natūriniai mainai. ETF akcijos gaunamos mainais už pateiktas saugoti bendrovių akcijas, todėl šioje rinkoje nėra piniginių operacijų. Antrinė rinka skirta tiek instituciniams tiek ir individualiems investuotojams, kur jie gali pirkti arba parduoti ETF fondų akcijas kaip tradicines įmonių akcijas bet kuriuo prekybos sesijos metu.

Pasak L. Devile (2006), biržos vaidmuo, neapsiriboja prekyba ETF akcijomis. Ji taip pat yra atsakinga už leidimų išdavimą, prekybos sąlygų ir taisyklių nustatymą bei yra jungtis tarp rinkos prekeivių ir rinką valdančių ar prižiūrinčių organizacijų. Birža pateikia kiekvienos dienos biržos prekybos duomenis. Taip pat birža skaičiuoja fondų NAV (angl. net asset value), todėl investuotojai gali matyti kiek ETF fondo NAV skiriasi nuo kainos už kurią perkamas/parduodamas fondas biržoje.

Fondo valdytojas yra ETF veiklos koordinuotojas visais aspektais – teisiniu, priežiūros, procesų vykdymo. Fondo valdytojais siūlo ETF fondo akcijas pirminėje rinkoje, o taip pat valdo ETF fondo portfelį, kad jis atitiktų pasirinktam indeksui. Taip pat fondo valdytojas paruošia ETF fondo prospektą, teikia paraišką priežiūros institucijai įregistruoti ETF, paskiria autorizuotą fondo dalyvį. (V. Jūras, 2010).

Fondo autorizuoti dalyviai dalyvauja pirminio akcijų išleidimo ir išpirkimo procese. Ši organizacija yra atsakinga už finansinių priemonių, atspindinčių ETF atkartojantį indeksą, įsigijimą. Autorizuotas fondo dalyvis gali investuoti į ETF fondą arba veikti kaip rinkos kūrėjas ir įsigytas akcijas parduoti rinkoje taip tikėdamas uždirbti pelną iš arbitražo (M. Maeda, 2009).

Anot L. Devile (2006), didžioji dalis prekybos ETF fondais vyksta antrinėje rinkoje. Tai yra pagrindinis ETF fondų pranašumas prieš tradicinius investicinius fondus, kadangi investuotojams nereikia laukti kol fondas išpirks jų turimus fondo vienetus, jie gali juos parduoti biržoje prekybos sesijos metu. Antrinėje rinkoje gali dalyvauti instituciniai ir individualūs investuotojai. Prekyba ETF akcijomis antrinėje rinkoje vyksta taip pat kaip ir įmonių akcijomis, kur pirkėjai ir pardavėjai siūlo kainas, sutampant pirkimo ir pardavimo kainoms yra įvykdomi pavedimai. Tačiau antrinė prekyba įtakoja tai, jog kaina rinkoje dažnai neatitinka bazinių įmonių akcijų, kurių kainas atkartoja ETF, vertės. Tokiu atveju problema yra sprendžiama padedant arbitražo prekiautojams.

Pasak M. Maeda (2009), jei akcijos, kurios atspindi ETF sekamą indeksą, biržoje parduodamos mažesne bendra verte nei ETF akcijos, tokiu atveju arbitražo prekiautojai biržoje perka bazines įmonių akcijas ir jomis išperka emisijos vienetus, kurios vėl parduoda rinkoje iš to uždirbdami pelną. Ir atvirkščiai jeigu bazinės įmonių akcijos kainuoja brangiau nei ETF fondo akcijos, tuomet arbitražo prekiautojai perka ETF akcijas iš jų suformuoja emisijos vienetus ir išsikeičia juos į bazines įmonių akcijas, kurias realizuoja biržoje, uždirbdami pelną iš kainų skirtumo. Tokiu būdu arbitražo prekiautojai atstato rinkos pusiausvyrą ir sulygina ETF aktyvų vertę su indeksą atkartojančių akcijų verte.

1.5. Biržoje prekiaujamų fondų išskirtinumo aspektai lyginant su investiciniais fondais

Biržoje prekiaujami fondai ir investiciniai fondai yra pakaitalai (angl. substitutes), tačiau ne visiškai identiški. (A. Agapova, 2011) Esminis ETF ir investicinių fondų skirtumas yra mokesčiai, kurie abiem atvejais sumažina investuotojo uždirbtas pajamas. Skirtumas tas,

kad daugeliu atveju biržoje prekiaujami fondai pasižymi labai efektyviu mokesčių valdymu. (Žr. 2 priedą) Tuo tarpu investiciniai fondai bei juos valdančios bendrovės pasiima nemažą dalį nuo uždirbtos investuotojo grąžos, kuri, nuskaičius mokesčius, ženkliai sumažėja. (Žr. 1.2. lentelę).

1.2. lentelė

Biržoje prekiaujamų fondų ir investicinių fondų mokesčių palyginimas

Mokesčio pavadinimas	Biržoje prekiaujamas fondas	Investicinis fondas
Platinimo mokestis		+
VP sąskaitos tvarkymo mokestis		+
Komisinis mokestis	+	+
Fondo keitimo mokestis		+
Valdymo mokestis	+	+
Įmokos mokestis		+
Išpirkimo mokestis		+
Klientų aptarnavimo mokestis		+
Sėkmės mokestis		+
Kiti mokesčiai		+
Iš viso galimų mokesčių skaičius	2	10

Šaltinis: sudaryta autorės remiantis, M.L. Rosenberg ir kiti, 2008

Kaip matyti, 1.2. lentelėje, asmuo investuodamas į investicinius fondus gali būti priverstas mokėti net dešimt rūšių mokesčių, o tuo tarpu ETF – tik du. Todėl, investiciniai fondai turėtų pasiekti kur kas geresnius pelningumo rodiklius, kad būtų pasiekti panašūs pajamingumo rezultatai su ETF. Bet kuri rinkoje esanti investicinė priemonė turi tik jai būdingų specifinių savybių, kurios suteikia šiai priemonei pranašumą prieš kitas finansines priemones. Abi fondų rūšys yra diversifikuota ir likvidi investicija, kadangi jų investiciniame krepšelyje yra daug skirtingų vertybinių popierių. Toliau 1.3. lentelėje pateikti ETF fondų privalumai investicinių fondų atžvilgiu.

1.3. lentelė

Biržoje prekiaujamų fondų privalumai

Privalumai	Biržoje prekiaujamas fondas	Investicinis fondas
Kaštai	Nedaug papildomų mokesčių. Kartais sąnaudos yra mažesnės net už indekso fondus.	Daug įvairių mokesčių, kurie gula ant investuotojo pečių. Mažesnės sąnaudos būdingos tik indekso fondams.
Mokesčiai	ETF mokesčiai yra valdomi labai efektyviai, nes jie pakankamai maži, lyginant su investiciniais fondais. Investuotojų vienetų išpirkimas neturi įtakos kitų fondo vienetų turėtojų pelnui ar nuostoliumi.	Aktyviai valdomų investicinių fondų mokesčiai pasiglemžia dalį uždirbto fondo investicinio pelno. Investuotojų vienetų išpirkimas gali atnešti tiek pelną, tiek nuostolį.
Skaidrumas	Kiekvienas biržoje prekiaujamas fondas	Fondai reguliariai turi pateikinti

	seka tam tikrą indeksą, o jų sudėtis yra žinoma visada.	informaciją apie investicinio portfelio sudėtį priežiūros institucijoms. Tačiau yra fondų, kurie tokią informaciją pranešinėja tik porą kartų per metus, dėl to portfelio valdymo skaidrumas gali būti nepakankamai gerai užtikrinamas.
Likvidumas	Prekyba vyksta biržos prekybos sesijos metu, taigi investuotojas gali pirkti ir parduoti fondo vienetus, kada toks sprendimas yra priimamas.	Negalima įeiti ir išeiti iš fondo bet kuriuo dienos metu. Fondo vienetai yra perkami dienos pabaigoje arba kitos dienos pradžioje, kai yra paskaičiuota grynoji aktyvų vertė. Investuotojas, pamatęs, kad rinkose vertybinių popierių kainos krenta, negali parduoti turimų fondo vienetų, kol nėra paskaičiuota tos dienos grynoji aktyvų vertė.
Laikas	ETF fondo vertės pokyčius galima stebėti realiu laiku. Todėl ETF fondo savininkas gali reaguoti fondo vertei bekrentant.	Investicinio fondo savininkas realiu laiku stebėti pokyčius galimybės neturi, jis sužino fondo vertę tik biržai užsidarius. Taigi investuotojas turintis investicinio fondo vienetų gali reaguoti tuomet kai jau būna vėlu.

Šaltinis: sudaryta autorės, remiantis <http://www.investologija.lt/LT/etf/53/6/etf-kas-tai/etf-fondu-privalumai-investiciniu-fondu-atzvilgiu/>

ETF lyginant su daugeliu finansinių priemonių, išsiskiria šiais privalumais:

- ✓ *Investavimo skaidrumas* – ETF kiekvieną dieną pateikia valdomo turto sudėtį, grynąją aktyvų vertę, pokytį per dieną bei skirtumą tarp grynosios aktyvų vertės ir kainos (R. Bollapragada, I. Savin ir L. Kerbache, 2009).
- ✓ *Didelė ETF įvairovė ir galimybės diversifikuoti* – tai leidžia investuotojui pasirinkti investavimo priemonę pagal rizikos ar grąžos lygį. Be to, fondas yra diversifikuotas ir todėl investicija yra mažiau rizikinga nei investiciją į atskirą investicinę priemonę.
- ✓ *Mažos sandorių sąnaudos* – mažos valdymo sąnaudos lyginant su kitais investiciniais fondais, indeksiniais fondais ir aktyviai valdomais fondais.
- ✓ *Patogi ir galima operatyvi prekyba* – ETF gali įsigyti bet kuris investuotojas, kaip ir bet kurią akciją ar investicinę priemonę, prekiaujamą vertybinių popierių biržoje. Šios priemonės prekyba vertybinių popierių biržoje taip pat leidžia investuotojui operatyviai reaguoti į rinkos pokyčius ir išvengti didesnių nuostolių ar greitai priimti investavimo sprendimus (M. Svetina ir S. Wahal, 2008).
- ✓ *Likvidumas* – ETF yra sudarytas iš skirtingų vertybinių popierių, todėl ypač stambiams investuotojams patogu prekiauti regionų, sektorių ar turto klasių investicinių priemonių paketais. Tokiu atveju ETF likvidumas būna didesnis nei atskirų investicinių priemonių (R. Winne, C. Gresse ir I. Platten, 2009).

Kiekviena investavimo priemonė kaip turi privalumus, taip turi ir trūkumus. Kai kurie investuotojai mato daugiau ETF fondų trūkumų nei privalumų. ETF fondų trūkumai investicinių fondų atžvilgiu yra šie:

✓ ETF fondai yra pasyvi investicija, todėl krentant sekamo indekso vertei mažėja ir ETF fondo vertė. Tuo tarpu krintant investicinio fondo vertei, investicinio fondo valdytojas gali imtis aktyvių veiksmų, siekdamas sumažinti investicinio fondo nuostolius.

✓ ETF fondai yra arbitražo objektas, t.y. ETF fondo vertė gali pakilti daugiau nei reali į ETF krepšelį įeinančių vertybinių popierių vertė. Dėl šios priežasties neapdairūs investuotojai gali permokėti už ETF fondą, mokėdami didesnę kainą nei reali į ETF įeinančių vertybinių popierių rinkos vertė.

✓ Yra be galo didelis ETF fondų pasirinkimas, todėl nepatyrusiam investuotojui yra sudėtinga išsirinkti jam tinkamą ETF fondą. Tuo labiau, kad kai kurie ETF fondai (sverto, atvirkštiniai) yra labai rizikingi, todėl pats investavimas į ETF fondus reikalauja specifinių žinių.

✓ ETF fondai turi nustatytą gan aukštą minimalią komisinių mokesčių sumą. Maži komisiniai (0.5 proc.) mokami tik tuomet, jei investuojama daugiau nei 10 000 ar 15 000 Lt. Ši suma gali pasirodyti per didelė smulkiems Lietuvos investuotojams. (<http://www.investologija.lt/LT/etf/53/7/etf-kas-tai/etf-fondu-trukumai-investiciniu-fondu-atzvilgiu/>)

Kaip ir kiekviena investicinė priemonė, ETF turi sau būdingas specifines rizikas, kurių nežinojimas ar nevaldymas gali lemti investicinius nuostolius. Prieš priimdami sprendimą investuoti į fondus, kurių vienetais prekiaujama biržoje, investuotojai turi patys ar padedami finansų konsultantų įvertinti, ar su šiais fondais susijusi rizika yra jiems priimtina. Pagrindines rizikos, su kuriomis susiduria biržoje prekiaujamu fondu investuotojai:

Rinkos rizika - tai rizika, kuomet ETF vertė gali sumažėti dėl nepalankių rinkos pokyčių. ETF investavimo objektas gali būti atskira turto klasė ar ekonomikos sektorius, todėl investuotojai gali susidurti su specifinėmis jiems būdingomis rizikomis. Nepalankūs pokyčiai rinkoje gali įvykti dėl makroekonominių veiksnių, išaugusios politinės rizikos, pinigų srautų krypties pasikeitimo ir kt.

Valiutos rizika - fondo vienetai gali būti denominuoti užsienio valiuta, todėl valiutos kurso pokyčiai gali turėti tiesioginės įtakos investavimo grąžai.

Likvidumo rizika - tai rizika, kai ETF prekyba vyksta nelikvidžioje rinkoje, todėl skirtumas tarp fondo vienetų pirkimo ir pardavimo kainų gali būti reikšmingas, o vidutinė dienos apyvarta - žema.

Vertės skirtumo rizika – tai rizika, kuomet fondo vieneto kaina biržoje gali skirtis nuo jos grynosios aktyvų vertės (angl. Net Asset Value, NAV). Tai gali lemti likvidumo trūkumas.

Indekso sekimo paklaidos rizika (angl. Tracking Error Risk) - tai rizika, kai ETF vieneto vertės pokyčiai gali neatitikti lyginamojo indekso reikšmės pokyčių. Viena iš galimų priežasčių, kad ETF sudėtis netiksliai atitinka sekamo indekso sudėtį.

Skolos svorto rizika - tai rizika, kuomet naudojant skolos svortą ETF grąžą gali būti mažesnė nei dėl svorto tikėtinas prieaugis. Svarbu pabrėžti, kad svertiniai ETF siekia atkartoti vienos dienos indekso grąžą, tačiau ilguoju laikotarpiu jų vertės pokytis gali skirtis nuo sekamo indekso kitokiu dydžiu nei dėl svorto poveikio laukiama grąža.

Kredito rizika tampa aktuali ETF, tuomet į kuriuos įeina išvestiniai vertybiniai popieriai, nes pastarųjų leidėjas gali neįvykdyti savo įsipareigojimų.

Teisinė rizika dažnai siejama su nepalankiais reguliavimo institucijų sprendimais. Taip pat rizika, kuomet kiekvienos šalies skirtingo teisinio reglamentavimo, skirtingų vertybinių popierių apskaitos standartų, galimo papildomo apmokestinimo toje valstybėje, kurioje vertybiniai popieriai išleisti ir galimo papildomo apmokestinimo, atsirandančio dėl vertybinių popierių registracijos vietos. (Finasta, Investicinis Bankas)

Taigi apibendrinus galima teigti, kad ETF suteikia tokius privalumus kaip ir kiti investiciniai fondai: investavimo sąnaudų masto ekonomiją, rizikos diversifikavimą, tačiau prekyba ETF vertybinių popierių biržoje išskiria ir papildomus privalumus, tokius kaip galimybę operatyviai reaguoti į rinkos pokyčius. Taip pat, būtina pabrėžti, jog potencialiam investuotojui į ETF svarbu atkreipti dėmesį ne tik į tradicinius investavimo mokesčius, bet ir į specifines galimas investavimo sąnaudas, kurios be abejonės veikia investicinio portfelio rezultatą – grynąją investicinę grąžą. O šių sąnaudų analizė ir valdymas padės pasiekti geresnius investavimo rezultatus.

1.6 Mokslinių darbų makroekonominių rodiklių įtakos ETF fondų grąžai tematika analizė

1.6.1. Makroekonominių rodiklių ir ETF sąveikos tyrimų metodikos apžvalga

Šiame darbe jau minėta, jog ETF fondai yra viena iš naujausių ir novatoriškiausių priemonių, suteikiančių įvairias investavimo galimybes, todėl analizuojant įvairių autorių mokslinius darbus šia tema straipsnių yra labai mažai. Dėl šios priežasties buvo analizuojama makroekonominių rodiklių įtaka akcijoms, indeksams bei investiciniams fondams.

Remiantis D. Pilinkaus ir P. Boreika (2009) darbu, galima teigti, jog egzistuoja daugybė įvairiausių tyrimo metodų, skirtų akcijų indeksų bei šalies makroekonominių rodiklių sąveikai nustatyti. Taip pat galima pastebėti, jog autoriai tarp populiariausių ir dažniausiai naudojamų tyrimo metodų išskiria ekonometrinius metodus, tokius kaip

arbitražinės kainos teorija, reakcijos į impulsą funkcija, paklaidų variacijos skaidymo analizė, vektorinių paklaidų korekcijos modelis, kointegracijos analizė ir Granger priežastingumo testai. D. Pilinkus ir P. Boreika, tiriant Baltijos šalių akcijų kainos ir makroaplinkos ryšį, naudojo surinktų statistinių duomenų interpoliavimą t.y. tarpinių reikšmių apytikslis nustatymas, remiantis žinomomis jos reikšmėmis bei koreliaciją – kuri traktuojama kaip statistinio ryšio tarp kintamųjų stiprumo matas.

S. Danilenko (2009), M. B. Ali (2011), R. Tan (2008), I. Ali1, K. U. Rehman, A. K. Yilmaz, M. A. Khan ir H. Afzal (2009), L. Mickutė, D. Navickaitė (2010), tiriamuosiuose darbuose naudojo Granger priežastingumo testą, kuris suteikia galimybę ištirti analizuojamųjų kintamųjų priežastinius ryšius. Šis testas buvo sukurtas 1969 metais, ekonometro ir Nobelio premijos laureato Clive Granger. C. Granger pristatė, jog jeigu X yra Y priežastis, tuomet, žinodami X praeities reikšmes, galėsime geriau prognozuoti Y negu žinodami tik Y praeities reikšmes. Kitais žodžiais tariant, jei dabarties Y matematinė viltis, esant duotoms Y praeities reikšmėms, priklauso nuo X praeities reikšmių, yra įrodymas, jog X veikia Y. Galiojant atvirkštiniam ryšiui, kai Y paveikia X, turėsime „grįžtamojo ryšio“ atvejį.

Analizuojant mokslinę literatūrą buvo nustatyta, jog įvairūs autoriai taiko ir kitokią tyrimo metodiką tarpusavio ryšiui ištirti. I. Koncevičienė, D. Janickaitė (2011), R. Bagdonas, D. Klimašauskas (2005), B. M. Paulo ir S. Ceretta (2014), I. Pekarskienė (2001), J. Marcišauskienė ir D. Cibulskienė (2013), M. B. Uddin (2009), P. F. Izedonmi ir I. B. Abdullahi (2011), D. Laskienė ir I. Pekarskienė (2007) moksliniuose darbuose tirdami tarpusavio sąveiką naudojo regresinės analizės metodą. O siekiant nustatyti statistinę priklausomybę buvo skaičiuojamas koreliacinis ryšys.

Y. S. Maluf ir P. H. M. Albuquerque (2012), D. Pilinkus bei V. Boguslauskas (2009) savo tiriamajame darbe naudojo Lietuvoje, ko gero, itin retai naudojamą vektorinės autoregresinės analizės modelį (VAR). Vektorinės autoregresijos (VAR) modelis buvo skaičiuojamas tam, kad būtų nustatytas ligo ilgis tarp finansinių priemonių ir pasirinktų makroekonominių rodiklių.

S. Baranauskas (2010), M. Jasienė ir A. Paškevičius (2010), tiesiniam ryšiui bei įtakai nustatyti naudojo koreliacijos metodą. Pasak, I. Jokšienė ir A. Žvirblis (2011), regresinė analizė, nors ir taikoma prognozuojant makroekonominės aplinkos veiksnių įtaką, vis tik negali būti pagrindiniu metodu kompleksiskai vertinant investicinių fondų aplinką. Anot I. Jokšienės ir A. Žvirblio (2011) vieni iš perspektyviausių kiekybinio vertinimo metodų yra daugiakriterio vertinimo metodai. Šių metodų grupę sudaro pagrindinių kriterijų reikšmių ir jų reikšmingų sandaugų sumavimo (KRRSS) metodas (angl. Simple Additive Weighting – SAW), analitinės hierarchijos proceso metodas (angl. Analytical Hierarchy Process – AHP),

artumo idealiam taškui nustatymo metodas (angl. Technique for Order Preference by Similar to Ideal Solution – TOPSIS) bei kompleksinis proporcingo įvertinimo metodas (angl. COmplex PROportional ASsessment – COPRAS). Todėl tyrimui atlikti buvo parinktas kriterijų reikšmių ir jų reikšmingumų sandaugų sumavimo metodas (KRRSS). A. Žvirblio ir V. Rimkevičiūtės (2012), tyrimui tarp Lietuvos investicinių fondų rodiklių ir makroveiksnių atlikti buvo naudojamas tas pats kriterijų reikšmių ir jų reikšmingumų sandaugų sumavimo metodas.

Taigi, apibendrinant galima teigti, jog egzistuoja daugybė įvairiausių tyrimo metodų, skirtų makroekonominių šalies rodiklių ir įvairių finansinių priemonių sąveikai iširti. Analizuojant užsienio autorių mokslinius darbus ekonomine tematika, galima nesunkiai pastebėti, jog analizuojamojo ryšio tyrimo bei koncepcinio vertinimo metodika ir jos specifika yra daug platesnė ir labiau išvystyta nei lietuvių atliktų mokslinių darbų.

1.6.2. Makroekonominių rodiklių ir ETF gražos sąveikos tyrimų rezultatų apžvalga

Kaip jau ir minėta ankstesniajame poskyryje dėl ETF fondų naujumo šia tema atliktų tyrimų nėra. Todėl kaip ir tyrimo metodai, taip ir tyrimo rezultatai bus aptariami šioms finansinėms priemonėms: akcijoms, indeksams bei investiciniams fondams. Rezultatai apibendrinti 1.4., 1.5. ir 1.6. lentelėse.

1.4. lentelė

Makroekonominių veiksnių poveikis akcijų gražai

Autorius, metai	Tyrimo šalis, laikotarpis	Objektas	Makroekonominių veiksnių reikšmingumas	
			Reikšmingi	Nereikšmingi
1. Famous Izedonmi, Ibrahim Bello Abdullahi, 2011	Nigerija, 2000-2004	Akcijų graža	-	Infliacija, valiutų kursas ir rinkos kapitalizacija
2. Imran Ali, Kashif Ur Rehman, Ayse Kucuk Yilmaz, Muhammad Aslam Khan ir Hasan Afzal, 2010	Pakistanas, 1990-2008	Akcijų kaina	Valiutų kursas, prekybos balansas.	Infliacija, pramonės produkcijos indeksas, pinigų pasiūla.
3. Paulius Boreika, Donatas Pilinkus, 2009	Baltijos šalys	Akcijų kaina	BVP, pinigų kiekis, individualaus vartojimo išlaidos, statybos sąnaudų indeksas.	Nedarbo lygis, TALIBOR, RIGI BOR, VILIBOR.
4. Donatas Pilinkus, Vytautas Boguslauskas, 2009	Lietuva, 2000-2009	Akcijų kaina	BVP, pinigų pasiūla.	Nedarbo lygis, valiutos kursas, trumpalaikės palūkanų normos.
5. Rui Tan, 2010	Kinija, 2005-2009	Akcijų graža	Užsienio valiutos atsargos, aukso kaina ir vartotojų pasitikėjimo indeksas.	Pinigų pasiūla (M2), infliacija (VKI), naftos žaliavos kaina, pramonės gamybos indeksas, importas ir eksportas.

6.Inga Koncevičienė, Donata Janickaitė, 2011	Lietuva, 2002- 2011 metai.	Akcijų grąža	BVP, pramonės produkcija, palūkanų norma.	Infliacija, pinigų pasiūla, valiutos kurso, naftos kainos pokyčiai.
---	-------------------------------	--------------	---	---

Mokslinėje literatūroje pirmiausiai pasirodė infliacijos poveikio akcijų pelningumui tyrimų rezultatai (Lintner, 1976; Modigliani ir Cohn, 1979; Fama, 1981; Feldstein, 1982; Stulz, 1986), vėliau į tyrimus įtraukti ir kiti makroekonominiai veiksniai (Keim ir Stambaugh, 1986; Friedman, 1988; Giovannini ir Jorion, 1989 ir kt.). A.D. Clare ir S.H. Thomas (1994), analizuodami makroekonominių veiksnių poveikį Dž. Britanijos akcijų rinkai, naudojo net dvidešimt makroekonominių rodiklių, tokių kaip: rizikos premija, 3 mėnesių išdo vekselių palūkanų norma, aukso kaina, pramonės gamybos apimtis, einamosios sąskaitos balansas, naftos kaina, nedarbo lygis, svaro sterlingo ir dolerio kursas bei kt. Tiriant priklausomumą tarp šalies makroekonominių veiksnių ir akcijų kainų, iki šiol didžiausio mokslininkų dėmesio susilaukdavo gerai išvystytos vertybinių popierių rinkos: JAV, Dž. Britanijos, Japonijos, Italijos, Ispanijos, Prancūzijos ir kt.

F. Izedonmi, I. B. Abdullahi (2011), I. Ali, K. U. Rehman, A. K. Yilmaz, M. A. Khan ir H. Afzal (2010), P. Boreika, D. Pilinkus (2009), D. Pilinkus, V. Boguslauskas (2009), R. Tan (2010), I. Koncevičienė, D. Janickaitė (2011) savo moksliniuose tyrimuose analizavo makroekonominių rodiklių poveikį akcijoms.

F. Izedonmi, I. B. Abdullahi (2011) atliko tyrimą kaip makroekonominiai indikatoriai įtakoja akcijų grąžą, Nigerijos akcijų biržoje, 2000-2004 metais. Atlikto tyrimo rezultatai parodė, jog neturi reikšmingos įtakos Nigerijos akcijų biržoje.

I. Ali, K. Ur Rehman ir kiti. (2010) analizavo ryšį tarp makroekonominių rodiklių ir akcijų kainos Pakistano rinkoje. Tyrimui buvo atrinkti šie rodikliai: pinigų pasiūla, pramonės indeksas, valiutų kursas, infliacija bei prekybos balansas. Apibendrinus atlikto tyrimo rezultatus, galima teigti, kad akcijų kainai Pakistane įtakos turėjo šie rodikliai: prekybos balansas bei valiutų kursas.

Makroekonominiai rodikliai tiesiogiai veikia vertybinių popierių rinką. Kiekvienas makroekonominis rodiklis svarbus akcijų kainų dinamikai rinkoje. Remiantis daugelio autorių darbais, galima daryti išvadą, kad akcijų kainos, tiesiogiai priklauso nuo makroekonomikos rodiklių. Tai taip pat patvirtina atliktas P. Boreika, D. Pilinkus (2009) tyrimas. Koreliacijos metodas parodė stiprų tarpusavio ryšį tarp akcijų kainų ir tokių svarbių makroekonomikos rodiklių kaip: BVP, pinigų kiekis, nedarbas, individualaus vartojimo išlaidos, statybos sąnaudų kainų indeksas. Tai patvirtina, kad kintant šiems rodikliams, akcijų kaina kinta atitinkamai.

D. Pilinkus, V. Boguslauskas (2009) atliko tyrimą kaip trumpuoju laikotarpiu makroekonominiai rodikliai veikia akcijų grąžą. Rezultatai parodė, jog BVP ir pinigų pasiūla įtakoja akcijų kainą, tuo tarpu nedarbo lygis, valiutos kursas bei trumpalaikės palūkanų normos neturi reikšmingos įtakos akcijos kainai.

R. Tan (2010) atliko tyrimą Kinijos akcijų biržoje 2005-2009 metais. Mokslininkas tyrimui atlikti naudojo šiuos rodiklius: užsienio valiutos atsargas, aukso kainą, vartotojų pasitikėjimo indeksą, pinigų pasiūlą (M2), infliaciją (VKI), naftos žaliavos kainą, pramonės gamybos indeksą, importą ir eksportą. Tyrimo rezultatai parodė, jog akcijų grąžai reikšmingos įtakos turėjo tik šie rodikliai t.y. užsienio valiutos atsargos, aukso kaina bei vartotojų pasitikėjimo indeksas.

Anot, I. Koncevičienės ir D. Janickaitės (2011), tyrimo rezultatai atskleidė, kad daugeliu atvejų pramonės produkcijos, naftos kainos įtaka akcijų pelno normoms buvo tiesioginė, o palūkanų normų, pinigų pasiūlos, vartojimo prekių ir paslaugų kainų, lito ir Rusijos rublio, lito ir JAV dolerio – atvirkštinė. Palūkanų normų pokyčiai veikė daugelį (93,75 proc.) analizuojamų sektorių įmonių akcijų pelno normų, o pramonės produkcijos pokyčiai buvo reikšmingi tik 6,25 proc. tiriamų sektorių įmonių akcijų pelno normoms. Vartojimo prekių ir paslaugų kainų, pinigų pasiūlos, lito ir JAV dolerio, lito ir Rusijos rublio santykių, naftos kainos pokyčiai buvo reikšmingi nuo 25 iki 62,50 proc. analizuojamų sektorių įmonių akcijų pelno normoms.

1.5. lentelė

Makroekonominių veiksnių poveikis vertybinių popierių indeksų pokyčiams

Autorius, metai	Tyrimo šalis, laikotarpis	Objektas	Makroekonominių veiksnių reikšmingumas	
			Reikšmingi	Nereikšmingi
1. Mohammad Bayezid Ali, 2011	Bangladešas, 2002-2009 metai.	DSI indeksas	Pramonės gamybos indeksas.	Infliacija, emigrantų piniginės perlaidos.
2. Laura Mickutė, Deimantė Navickaitė, 2010	Baltijos šalys, 2000-2009 metai.	OMX indeksai	Produkcijos kainų indeksas (PPI), vartotojų pasitikėjimo rodiklis.	Nedarbo lygis.
3. Daiva Laskienė, Irena Pekarskienė, 2007	Lietuva, 2000-2006 metai.	Lietuvos OMXV indeksas	Statybos kainų indeksas, pinigų kiekis P2, RBVP.	Nedarbo lygio, vyriausybės vertybinių popierių palūkanų norma ir valiutos kurso tarp JAV dolerio bei lito
4. Simas Baranauskas, 2010	Lietuva, 2008-2009 metai.	OMX Vilnius indeksas	DB nedarbo lygis, JAV gamintojų kainų Indeksas.	DB palūkanų norma, DB gamybos užsakymų indeksas, DB mažmeninio pardavimo indeksas, DB verslo aktyvumo indeksas paslaugų sektoriuje, DB prekybos balansas, JAV naujų namų pardavimas, JAV tikėtinas naujas

				pardavimas, JAV mažmeninės prekybos indeksas, JAV nedarbo lygis, JAV prekybos balansas.
5. Svetlana Danilenko, 2009	Lietuva, 2000-2008 metai.	OMXV indekso grąža	BVP, infliacija, eksportas, importas, užimtumas, statybos sąnaudų kainų pokyčiai.	BVP tenkantis vienam gyventojui, TUI, nedarbo lygis, pastatytų butų sk., valdžios sektoriaus pajamos, valdžios sektoriaus išlaidos.
6. Ričardas Bagdonas, Darius Klimašauskas, 2005	Centrinės ir Rytų Europos šalys, 2000-2004 metai.	Indeksai: PX50, RIGSE, WIG20, VILSE, BUX.	Gamintojų kainų indekso pokytis, nedarbo lygis, pinigų kiekis, vartotojų kainų indeksas, metinės pramonės produkcijos apimties pokytis.	Palūkanų norma IBOR 6 mėn.
7. Jūratė Marcišauskienė, Diana Cibulskienė, 2013	Baltijos šalys, 2000-2012 metai.	OMXV, OMXR, OMXT.	BVP, pinigų kiekis, tiesioginės užsienio investicijos, pramonės kainų indeksas, suderintas vartotojų kainų indeksas.	Valdžios sektoriaus skola.

M. B. Ali (2011), atliko tyrimą tarp Bangladešo DSI indekso ir šių makroekonominių rodiklių: rinkos dividendų pelningumo, rinkos kainos, mėnesinės vidutinės rinkos kapitalizacijos ir vidutinės mėnesinės prekybos apimtys. Tyrimas atskleidė, jog visi atrinkti rodikliai turėjo teigiamos įtakos šiam indeksui, išskyrus rinkos dividendų pelningumas neigiamai veikė šį indeksą.

L. Mickutė ir D. Navickaitė (2010) atliko tyrimą tarp Baltijos šalių OMX indeksų, akcijų kainos ir makroekonominių rodiklių (palūkanų norma, nedarbo lygis, vartotojų kainų indeksas, harmonizuotas vartotojų kainų indeksas, produkcijos kainų indeksas, rinkos sentimentu rodikliai (ekonominio vertinimo rodiklis, vartotojų pasitikėjimo rodiklis). Atliktas tyrimas parodė, jog tarp OMX Vilnius ir produkcijos kainų indeksas (PPI), vartotojų pasitikėjimo rodiklis egzistuoja reikšmingas ryšys, tuo tarpu nedarbo lygis neturėjo reikšmės šiam indeksui. OMX Ryga ir produkcijos kainų indeksas (PPI) pasižymėjo reikšmingu ryšiu, o nedarbo lygis nereikšmingu. Tuo tarpu, OMX Talinas turėjo tik vieną reikšmingą ryšį t.y. su vartotojų pasitikėjimo rodikliu.

Atliktas, D. Laskienės ir I. Pekarskienės (2007), tyrimas parodė jog iš atrinktų 9 makroekonominių rodiklių įtakos Lietuvos įmonių akcijos kainai turėjo šie rodikliai: statybos kainų indeksas, pinigų kiekis P2 bei RBVP.

S. Baranauskas (2010), remiantis įvairiais JAV bei DB makroekonominiais rodikliais patikrino sudarytą investicijų portfelį remiantis adekvataus portfelio teorija. Atlikto tyrimo

rezultatai parodė, jog stipriausias tarpusavio ryšys yra tarp OMXV ir Didžiosios Britanijos nedarbo lygio rodiklio, JAV parduotų prekių indekso ir JAV naujų namų pardavimo.

Remiantis, S. Danilenko (2009), atliktu Granger testu buvo nustatyta priežastingumo ryšiai tarp Lietuvos akcijų indekso grąžos bei ekonominių rodiklių. Nustatyta, kad Lietuvos akcijų indekso grąžos priežastimi galima laikyti penkis (BVP, eksportas, importas, užimtumas, statybos sąnaudų kainų pokyčiai) ekonominius rodiklius iš 12 nagrinėjamų darbe.

Mokslinėje literatūroje Lietuvos vertybinių popierių rinka yra tyrinėta įvairiais aspektais. D. Cibulskienė ir Ž. Grigaliūnienė (2006) analizavo fundamentinius bei techninius veiksnius, įtakančius akcijų vertę rinkoje. Naudojant 2000–2012 m. I ketvirčio duomenis, nustatyta, kad stiprus tiesioginis ryšys egzistuoja tarp OMXV ir BVP, M1, tiesioginių užsienio investicijų, bei pramonės kainų indekso. OMXR įtakoja tik BVP bei M1, tuo tarpu tarp OMXT reikšmingos įtakos turi šie rodikliai: BVP, suderintas vartotojų kainų indeksas, M1, tiesioginės užsienio investicijos bei pramonės kainų indeksas.

1.6. lentelė

Makroekonominių veiksnių poveikis investicinių fondų grąžai

Autorius, metai	Tyrimo šalis, laikotarpis	Objektas	Makroekonominių veiksnių reikšmingumas	
			Reikšmingi	Nereikšmingi
1. Patrick Kuok-Kun Chu, 2011.	Honkongas, 2001-2009 metai.	Investicinių fondų grąža	Hang Seng indeksas, vartotojų kainų indeksas, pinigų kiekis.	Trumpalaikės palūkanų normos.
2. Doron Avramov, Robert Kosowski, Narayan Y. Naik, Melvyn Teo, 2010.	Izraelis, 1990-2008	Rizikos draudimo fondų grąža	VIX indeksas, kreditų apimtys.	-
3. Manuel Alcino R. da Fonseca, Larissa Sant'Ana Ponce, 2012	Brazilija, 2009-2011	Investicinių fondų grąža	BVP, vartotojų kainų indeksas.	Infliacija.

Investiciniai fondai yra patraukli investavimo priemonė ir geba konkuruoti su vertybiniais popieriais, alternatyviomis investicijomis (investicijos į nekilnojamąjį turtą, tauriuosius metalus) bei taupomaisiais indėliais bankuose. Mokslinių tyrimų atliktų šia tema yra itin mažai. Todėl iškyla poreikis tobulinti IF vertinimo metodus, tad turi būti plėtojami moksliniai tyrimai šioje srityje.

P. Kuok-Kun Chu (2011) atliko tyrimą kaip makroekonominiai rodikliai įtakoja investicinių fondų grąžą. Tyrimui atlikti buvo naudojami 2001-2009 laikotarpio duomenys. Remiantis atlikto tyrimo rezultatais galima teigti, jog reikšmingos įtakos turėjo šie rodikliai

t.y. Hang Seng indeksas, vartotojų kainų indeksas bei pinigų kiekis. Tuo tarpu trumpalaikės palūkanų normos neturi reikšmingos įtakos.

D. Avramov, R. Kosowski, N. Y. Naik, M. Teo (2010) analizavo, rizikos draudimo fondų grąžą, Izraelyje, 1990-2008 metais. Anot mokslininkų, fondams reikšmingos įtakos turėjo VIX indeksas bei kreditų apimčių skaičius.

M. A. R. da Fonseca, L. Sant'Ana Ponce (2012) atliktas tyrimas, tarp makroekonominių rodiklių bei investicinių fondų grąžos, parodė, jog BVP bei vartotojų kainų indeksas teigiamai veikia IF grąžą, tuo tarpu infliacija neturi reikšmingos įtakos.

1.7. JAV ekonomikos reikšmė pasaulio ekonomikos kontekste

Analizuodami situaciją pasaulio ekonomikoje privalome atsižvelgti į padėtį Jungtinėse Amerikos Valstijose (toliau – JAV). Sprendžiant pasaulio finansų ir pinigų valdymo klausimus, Amerikos lyderystė remiasi nauda, kurią pasauliui teikia ekonominė integracija. JAV yra pagrindinis pasaulinės paklausos ramstis, be to, ji parūpina pasauliui valiutą tarptautiniams atsiskaitymams, diktuoja finansų priežiūros tendencijas ir turi centrinę banką, atliekantį paskutinio skolintojo vaidmenį. JAV finansų rinkos gali pasigirti neprilygstamu gyliu, likvidumu ir saugumu, o tai traukia kapitalą iš viso pasaulio, ypač sunkmečiu. Ši traukos galia yra JAV finansinio dominavimo pamatas. Nepaisant to, kad išsivysčiusias šalis pamažu vejasi besivystančios šalys, JAV vis dar išlieka dominuojanti jėga pasaulio ekonomikos kontekste. JAV įtaka kitų šalių ekonomikoms yra akivaizdi pažvelgus į globalios prekybos duomenis. Būdama didžiausia pasaulyje prekių ir paslaugų importuotoja JAV prisideda prie kitų šalių ekonomikos augimo. Taip pat, tai pagrindžia mokslininkų atliktų tyrimų, kuriuose buvo analizuojama JAV reikšmė pasaulio ekonomikai.

V. Arora ir A. Vamvakidis (2001) atliko tyrimą kaip 1980 – 1998 metais JAV ekonomikos augimas įtakojo visą likusį pasaulį. Atliktas tyrimas atskleidė, jog JAV ekonomikos augimas turėjo teigiamos reikšmės visam pasauliui, ypač įsivysčiusioms šalims. Tyrimui atlikti buvo naudojama regresinė analizė, kurios imties laikotarpis 18 metų.

G. Roberts, B. Maniam ir J. Bexley (2011) atlikta mokslinės literatūros analizė, pagrindė jog JAV buvo ir yra pagrindinė pasaulio varomoji jėga. 2010 metais JAV sukurtas BVP siekė 14,66 trln. dolerių, o tai yra apie ketvirtadalis viso pasaulio ekonomikos dydžio. Taip pat, JAV perkamoji galia yra didžiausia pasaulyje ir sudaro apie penktadalį pasaulio perkamosios galios. Tačiau 2010 metais JAV valstybės skola (procentas nuo BVP) siekė–101,1 proc., o bendra užsienio skola sudarė 14,825 trln. dolerių. Taigi, investuojant į JAV VP

rinką investuotojui atsiveria žymiai didesnės galimybės, nei tai darant, bet kurioje kitoje šalyje. Be to JAV patirtis vertybinių popierių rinkoje yra ženkliai didesnė.

Atlikus mokslinės literatūros analizę, galima teigti, kad nors Lietuvoje kalbėti apie biržoje prekiaujamus fondus ir jų galimybes pradėta visai neseniai, tačiau JAV ir Europoje ši investavimo priemonė nėra nauja. Taip pat galima teigti, jog daugelis mokslininkų sutinka, jog biržoje prekiaujami fondai yra viena inovatyviausių paskutiniojo dešimtmečio finansinė priemonė, kuri iš esmės pakeitė investicinių portfelių sudarymą JAV ir Vakarų Europoje.

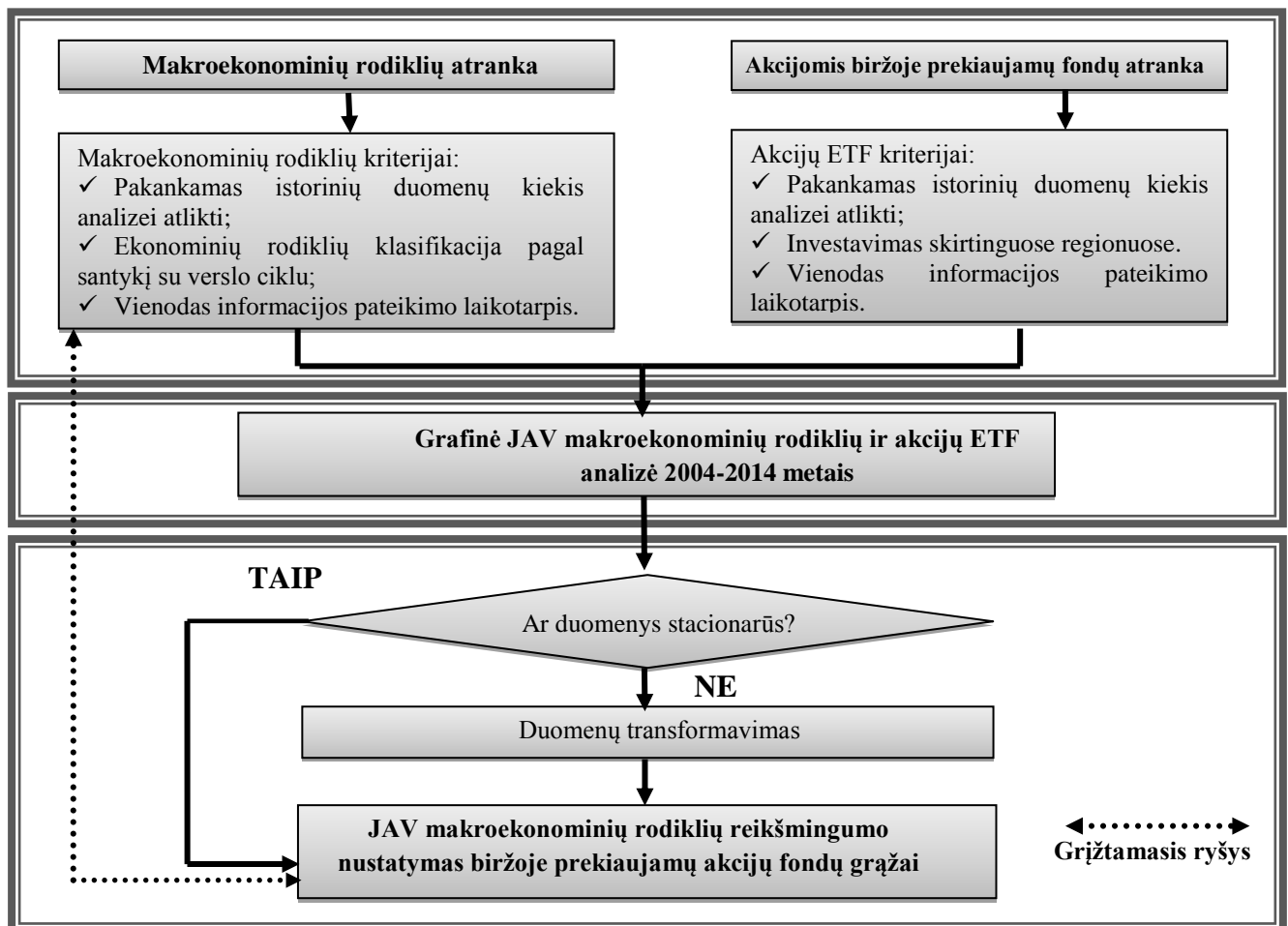
Makroekonominių rodiklių ir akcijų rinkos indekso sąryšiai vis labiau analizuojami mokslinėje literatūroje. Dauguma mokslinių darbų patvirtina makroekonominių rodiklių ir akcijų kainų sąryšio egzistavimą, tačiau pasigendama išsamaus makroekonominių rodiklių ir akcijų rinkos indekso priežastingumo ir priklausomybės įvertinimo laiko bei kintančių makroekonominių procesų atžvilgiu. Ekonominiai rodikliai turi didelę įtaką rinkoms, kadangi investuotojai jų duomenis naudoja priimdami investicinius sprendimus. Todėl labai svarbu tinkamai juos suprasti ir taikyti. Jei kai kurie ekonominiai rodikliai rodytų, kad ekonomikos augimas didės ar mažės labiau, negu buvo tikėtasi, investuotojai gali pakeisti nustatytą strategiją. Norėdami suprasti, ką reiškia ekonominiai rodikliai, turime suprasti, kuo jie skiriasi vieni nuo kitų. Vienas labai svarbus skirtumas – skirtingas laikas. Todėl makroekonominius rodiklius sugrupavus į atitinkamas laiko grupes, galima numatyti ateities, parodyti dabarties ir atvirtinti praeities tendencijas.

Sprendžiant pasaulio finansų ir pinigų valdymo klausimus, JAV lyderystė remiasi nauda, kurią pasauliui teikia ekonominė integracija. JAV yra pagrindinis pasaulinės paklausos ramstis, todėl analitinėje dalyje bus atlikta grafinė JAV makroekonominių rodiklių ir skirtingų regionų biržoje prekiaujamų akcijų fondų analizė.

II. JAV MAKROEKONOMINIŲ RODIKLIŲ IR BIRŽOJE PREKIAUJAMŲ AKCIJŲ FONDŲ GRAŽOS ANALIZĖ

2.1. Tyrimo metodika

Prieš pradėdant atlikti bet kokio tipo empirinį tyrimą, yra tikslinga apibūdinti empirinių tyrimų pagrindą, t. y., išskirti atliekamo tyrimo metodikos ir duomenų pagrindimą. Yra svarbu logiškai pagrįsti tyrimui naudojamų rodiklių, laikotarpio bei pačios tyrimo metodikos pasirinkimą. Taip pat itin svarbu apibūdinti atliekamos ekonominės analizės eigą. Būtent tuo tikslu, pirmiausiai buvo sudarytas modelis (Žr. 2.1. pav.), kuriame pavaizduota JAV makroekonominių rodiklių ir biržoje prekiaujamų akcijų fondų sąveikos ekonominės analizės koncepcinė eiga, kuri yra išskaidyta į 3 pagrindinius etapus.



2.1. pav. JAV makroekonominių rodiklių ir biržoje prekiaujamų akcijų fondų gražos sąveikos ekonominės analizės modelis

Šaltinis: sudaryta darbo autorės

Kaip matyti 2.1. pav. mokslinio darbo modelis susidaro iš trijų etapų. *Pirmajame etape* identifikuojami JAV makroekonominių rodiklių ir biržoje prekiaujamų akcijų fondų pasirinkimo kriterijai. Taip pat šiame etape analizuojama biržoje prekiaujamų fondų kitimo

dinamika. *Antrajame etape* atliekama grafinė JAV makroekonominių rodiklių ir biržoje prekiaujamų akcijų fondų analizė. Analizuojamos kitimo tendencijos. *Trečiame etape*, remiantis įvairių autorių moksliniais darbais ir atliktais teoriniais tyrimais, JAV makroekonominių rodiklių ir biržoje prekiaujamų akcijų fondų sąryšį siūloma įvertinti, išskiriant šiuos etapus: 1) JAV makroekonominių rodiklių ir biržoje prekiaujamų akcijų fondų reikšmių paruošimas; 2) JAV makroekonominių rodiklių ir biržoje prekiaujamų akcijų fondų reikšmingumo nustatymas.

Visų pirma prieš sudarant JAV makroekonominių rodiklių ir biržoje prekiaujamų akcijų fondų sąveikos ekonominės analizės modelį, turimus duomenis reikia transformuoti. Vienas iš taikomų metodų yra proceso diferencijavimas, t.y. kiekviena laiko eilutės reikšmė yra pakeičiama esamos ir ankstesnės reikšmių skirtumu. Stacionarumui pasiekti pradinių duomenų transformavimui taikomas antros eilės diferencijavimas.

Atliekant, JAV makroekonominių rodiklių ir biržoje prekiaujamų akcijų fondų sąryšį buvo naudojama regresinės analizės modelis. Buvo siekiama nustatyti, kaip skirtingų regionų biržoje prekiaujamų akcijų fondų grąžą (priklausomas kintamasis) įtakojo tam tikri ekonominiai veiksniai (nepriklausomi kintamieji). Esant daugiau nei vienam nepriklausomam kintamajam, regresinės lygties modelis įgyja tokį pavidalą:

$$\Delta \ln(Y) = \delta_0 + \beta_{y1} \Delta \ln(X_{i(t)}) + \beta_{y2} \Delta \ln(X_{i(t-1)}) + \beta_{y3} \Delta \ln(X_{i(t-2)}) + \eta_y \Delta \ln(Z_{it}) + \alpha_1 \Delta \ln(W_{t+1}) + \alpha_2 \Delta \ln(W_{t+2}) + \alpha_3 \Delta \ln(W_{t+3})$$

Čia:

Y - priklausomasis kintamasis;

X - nepriklausomas kintamasis, priklausantis aplenkiančių ekonominių rodiklių grupei;

Z – nepriklausomas kintamasis, priklausantis sutampančių ekonominių rodiklių grupei;

W – nepriklausomas kintamasis, priklausantis vėluojančių ekonominių rodiklių grupei;

t – laiko momentas realiu laiku;

(t-1), (t-2) – laiko momentas prieš vieną ir du mėnesius;

(t+1), (t+2), (t+3) – laiko momentas po vieno, dvejų ir trijų mėnesių;

i – nepriklausomų kintamųjų skaičius.

Regresijai įvertinti naudojamas paprastas mažiausiųjų kvadratų metodas (angl. Ordinary Least Squares). Šis modelis naudojamas, paaiškinti, kaip priklausomojo kintamojo esamą reikšmę veikia nepriklausomųjų kintamųjų reikšmės (t-1), (t-2), t, (t+1), (t+2), (t+3) laikotarpiu. Šis metodas yra dažniausiai naudojamas metodas regresijos skaičiavimuose. Šio metodo privalumas yra tas, jog analizės paklaidos yra keliamos kvadratu, taip padarant regresiją kuo tikslesnę. Paprastai sumuojant paklaidas gali kilti netikslumų, kadangi kai kurioms paklaidoms esant neigiamoms, sumuojant jos pasinaikina. Paklaidų kėlimas kvadratu išsprendžia šią problemą. Atliekant tokio tipo regresinę analizę, privaloma atsižvelgti į kelis

faktorius, kurie yra būtini teisingam tyrimo įvertinimui. Toliau buvo tikrinamos klasikinės prielaidos, tam, kad modelis būtų įvertintas teisingai:

1. Multikolinearumo testas;
2. Autokoreliacijos testas;
3. Heteroskedastiškumo testas;

Multikolinearumas yra situacija, kai regresoriai tarpusavyje koreliuoja, taip sukeldami problemų atskirti kiekvieno atskiro veiksnio efektą priklausomam kintamajam. Dauginės koreliacijos koeficientą tarp X_i ir kitų aiškinančiųjų veiksnių (R_i^2) išnaudoja VIF statistika,

kuri randama taip: $VIF = (\beta_i) = \frac{1}{1 - R_i^2}$. Multikolinearumas iš esmės gali būti sprendžiamas

keičiant (koreguojant) modelį bei įtraukiant naujų veiksnių. Tarp nepriklausomų kintamųjų yra stiprus multikolinearumas, jei $VIF(X_j) > 10$.

Nustatant ar modeliui būdinga autokoreliacija, buvo atliekamas Breusch Godfrey testas. Jis yra asimptotinis X^2 testas, kuris gerokai lankstesnis už Durbin Watson, nes leidžia įvertinti aukštesnės negu pirma eilė autokoreliaciją, be to, gali būti naudojamas esant endogeninių kintamųjų su pavėlavimais tarp regresorių (kaip žinoma, Durbin Watson tokiu atveju nepriimtinas). Naudojamas Breusch Godfrey testas, tikrina ar hipotezės $H_0 =$ autokoreliacija neegzistuoja, $H_1 =$ autokoreliacija egzistuoja. Jei p reikšmė daugiau nei 0,1, H_0 hipotezė yra priimama, o H_1 hipotezė atmetama.

Vienas iš regresiniam modeliui keliamų reikalavimų yra jo paklaidų dispersijos pastovumas: $DE_i = \sigma^2$ (tokiu atveju sakome, kad paklaidos yra homoskedastiškos). Jei pastaroji sąlyga nėra patenkinta, modelis vadinamas heteroskedastišku. Sudarytiems modeliams tikrinant ar būdingas heteroskedastiškumas buvo atliekamas White'o testas. Heteroskedastiškumas yra nustatomas tada, kai kintamųjų p-reikšmė atlikus testą yra mažesnė nei 0,05. Duomenims nustačius heteroskedastiškumą, naudojama HC funkcija, kuri atsižvelgia į tai, jog modeliui būdinga ši prielaida, todėl pasimato tikrasis veiksnių reikšmingumas, kuris anksčiau buvo netikslus.

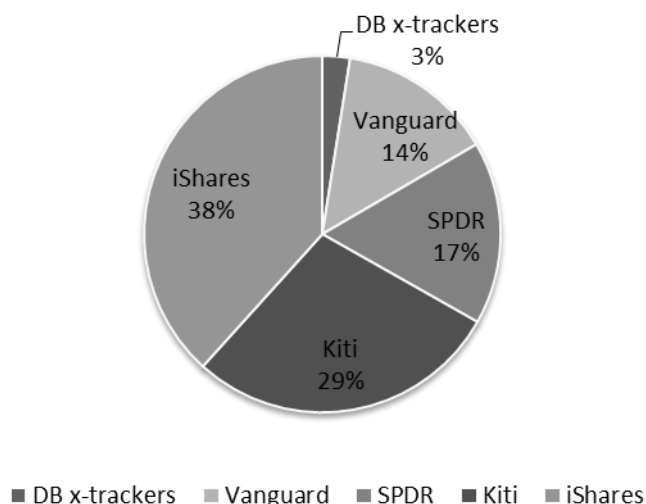
Orientuojantys ekonomikos ciklo sekos indikatoriai – tai rodikliai, kurie pasikeičia dar prieš pakintant realiai ekonomikai (Pilinkus, Boguslauskas, 2009). Šių indikatorių tikslas yra numatyti galimą nuosmukį ar pakilimą, todėl daug ekonomistų, stengiasi šiuos rodiklius tinkamai išanalizuoti ir, svarbiausia, tinkamai interpretuoti. Atsižvelgiant į šių rodiklių pokyčius, galima prognozuoti būsimą ekonomikos ciklą, tačiau tokios prognozės niekada nebus garantuotai pasitvirtinančios, nes tarp atskirų makroekonominių rodiklių pasitaiko nemažai klaidingų signalų, kuriems susidėjus gaunamas netikslus esamą situaciją atspindintis

indeksas. Kadangi investuotojams svarbu iš anksto numatyti ekonomikos pokyčius, buvo atliekama variacijos išskaidymo analizė. Variacija parodo, kokią dalį kiekvienas kintamasis prisideda prie kitų kintamųjų autoregresijos. Tai lemia kokią prognozuojamų paklaidų variacijos dalis gali būti paaiškinta kitų kintamųjų išoriniais šokais. Vektorinės autoregresijos modelis bus skaičiuojamas tam, kad būtų nustatyta, kuriuo laiko lago momentu biržoje prekiaujamų akcijų fondams turėjo įtakos pasirinktų makroekonominių rodiklių pokyčiai. Atliekant šį tyrimą tikrinama prielaida, ar biržoje prekiaujamų akcijų fondų rinkoms gali būti reikšmingi aplenkiantys makroekonominiai rodikliai ilguoju laikotarpiu.

2.2. Biržoje prekiaujamų fondų kitimo dinamika

Pasaulyje populiarėjant biržoje prekiaujamiems fondams, valdomas turtas skaičiuojamas jau trilijonais JAV dolerių. Seniausių ir iki šiol plačiai paplitusių ETF struktūra pateikta 2.2. pav.

Biržoje prekiaujamų fondų rinka

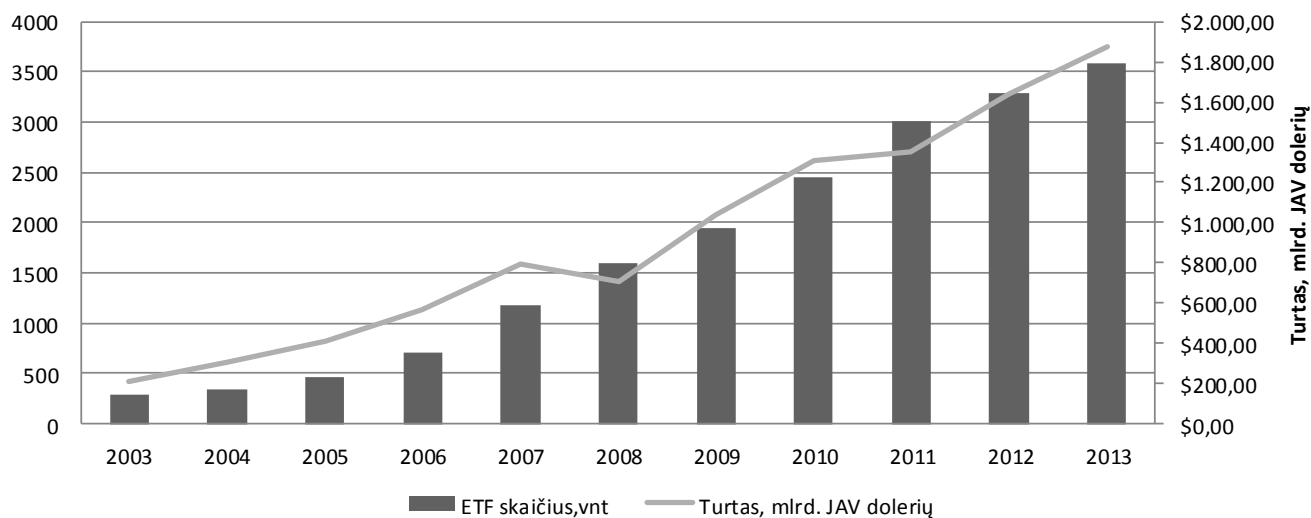


2.2. pav. ETF fondų rinka, 2013 m.

Šaltinis: sudaryta darbo autorės, remiantis: Global ETF Research and Implementation Strategy Team, BlackRock, 2014

Analizuojant 2.2. pav. matome, jog 2013 metų duomenimis didžiausią rinkos dalį užėmė iShares aktyvai (38,3 proc.). Po to, seka SPDR, kuris užėmė 16,6 proc. visos rinkos, o trečioje vietoje liko Vanguard su 14,1 proc. Dar 1995 metais buvo platinami tik keturi ETF fondai, kurių turtas siekė 2,3 mlrd. JAV dolerių. 2003 metais ETF skaičius išaugo net iki 282 fondų, o jų valdomas turtas lyginant su baziniais metais padidėjo net 10 kartų. (Žr. 2.3. pav.)

Pasaulio ETF fondų ir jų turto augimas, 2003-2013 metais



2.3. pav. ETF fondų ir jų turto augimas, 2003-2013 metais.

Šaltinis: sudaryta darbo autorės, remiantis: Global ETF Research and Implementation Strategy Team, BlackRock, 2014

Dajczman D. (2008) pažymi, kad ETF augimo tempai yra fenomenalūs. Kaip matyti 2.3. pav. ETF fondų skaičius didėja kasmet. Dalis ekspertų neatmeta galimybės, kad biržoje prekiaujami fondai užims didžiąją investavimo į fondus rinkos dalį per ateinantį dešimtmetį. 2007 metais, anot Dajczman D., ETF fondų skaičius 2010 metais turėjo padidėti dar 20 proc. Tačiau 2010 metų prognozės pranoko lūkesčius, kadangi 2010 metų pabaigoje ETF fondų skaičius buvo arti 2500, o jais prekiaujama buvo daugiau kaip 40 biržų visame pasaulyje. Taip pat, analizuojant 6 pav. matome, jog 2013 metų pabaigoje ETF fondų skaičius siekė net 3581, o jų prekyba buvo vykdoma 58 biržose visame pasaulyje. 2013 metais ETF fondų valdomas turtas siekė 1,8 trln. dolerių ir tai yra 9 kartus daugiau nei 2003 metais.

2.3. Biržoje prekiaujamų fondų atrankos kriterijai

Tolesniam tyrimui atlikti, pasirenkant konkrečią investavimo priemonę pagrindinis dėmesys buvo kreipiamas į kelis aspektus:

- pakankamas istorinių (grąžos) duomenų kiekis analizei atlikti;
- investavimas skirtinguose regionuose;
- vienodas duomenų pateikimo laikotarpis;

Iš viso tyrimui atlikti buvo atrinkti 16 biržoje prekiaujami fondai, kurie suskirstyti pagal regionus. Žr. 2.1. lentelę.

Biržoje prekiaujamų fondų rinkinys

Biržoje prekiaujamas fondas	Turto vertė, USD	Trumpinys
Europa		
iShares MSCI Germany	4,82 mlrd.	EWG
iShares MSCI Switzerland Capped	1,09 mlrd.	EWL
iShares MSCI France	269,93 mln.	EWQ
iShares MSCI United Kingdom	3,17 mlrd.	EWU
Azija ir Okeanija		
iShares MSCI Australia	1,93 mlrd.	EWA
iShares MSCI Hong Kong	3,4 mlrd.	EWB
iShares MSCI Japan	13,9 mlrd.	EWJ
iShares MSCI Singapore	907,28 mln.	EWS
iShares MSCI South Korea Capped	4,57 mlrd.	EWY
Pietų ir Šiaurės Amerikos		
iShares MSCI Canada	3,14 mlrd.	EWC
iShares MSCI Mexico Capped	3,09 mlrd.	EWX
iShares MSCI Brazil Capped	5,53 mlrd.	EWZ
iShares Latin America 40	1 mlrd.	ILF
Besivystančios rinkos		
iShares MSCI Emerging Markets	37,01 mlrd.	EEM
iShares MSCI South Africa	492,92 mln.	EZA
iShares MSCI Malaysia	753,80 mln.	EWM

Tyrimui atlikti buvo atrinkti keturi regionai t.y. Europa, Azija ir Okeanija, Pietų ir Šiaurės Amerika bei besivystančios rinkos. Europos regiono buvo atrinkti 4 didžiųjų šalių biržoje prekiaujami fondai. T.y. Vokietijos, Šveicarijos, Prancūzijos bei Didžiosios Britanijos fondai. Azijos ir Okeanijos regiono buvo atrinktos šios šalys: Australija, Honkongas, Japonija, Singapūras bei Pietų Korėja. Sekantis regionas yra Pietų ir Šiaurės Amerikos, šiam regionui pasirinkti šios šalys: Kanada, Meksika, Brazilija ir Lotynų Amerika. Paskutinis regionas, kuris buvo analizuojamas yra besivystančios rinkos. Šiai rinkai priskiriami Pietų Afrikos, Malaizijos bei mišrus biržoje prekiaujami fondai. Mišrus fondas sudarytas iš 15 šalių, priskiriamų besivystančioms rinkoms t.y. Kinija, Korėja, Taivanas, Brazilija, Pietų Afrika, Indija, Meksika, Malaizija, Rusija, Indonezija, Tailandas, Turkija, Lenkija, Čilė ir Filipinai.

2.4. JAV makroekonominių rodiklių atrankos kriterijai

Bendrajai prasme fundamentali analizė – tai įmonės esamos finansinės būklės ir ateities perspektyvų analizės metodas, kuriuo siekiama nustatyti tikrąją akcijos vertę. Akcijos vertė nustatoma analizuojant ne tik kompanijos vidinę būklę, bet ir ją įtakojančius išorės veiksnius pvz. konkurencinę aplinką, makroekonominę, politinę situaciją ir t.t. Pasak, D. Cibulskienės ir M. Butkaus (2009), fundamentalioji analizė - tai svarbiausių ekonominių rodiklių interpretacija bei šalies vystymosi veiksnių vertinimas. Fundamentalioji analizė tiria viską, kas yra už vertybinių popierių rinkų ribų ir apima šalies bendrą ekonominę analizę, šakos būklę ir įmonės veiklos analizę.

Mokslinėje literatūroje yra gana plačiai ištirtas įvairių ekonominių indikatorių sąryšis su ekonomikos ciklais, todėl yra sudaromi įvairūs makroekonominių rodiklių indeksai. Mokslinėje literatūroje yra išskiriami trys ekonomikos ciklo sekos indikatorių tipai pagal tai, kaip jie atsispindi bendrose ekonomikos pokyčiuose (Shiskin, Moore (1968), Stock, Watson, (1989), Skominas (2006)):

- ✓ aplenkiantys ekonominiai rodikliai (Leading economic indicators);
- ✓ sutampantys ekonominiai rodikliai (Coincident economic indicators);
- ✓ vėluojantys ekonominiai rodikliai (Lagging economic indicators).

Todėl tolesniam tyrimui atlikti buvo atrinkti būtent šie makroekonominiai rodikliai (Žr. 2.2. lentelę).

2.2. lentelė

Tipiniai aplenkiantys, sutampantys ir vėluojantys ekonomikos ciklo indikatoriai

Aplenkiantys	Sutampantys	Vėluojantys
1. Paraiškų dėl nedarbo pašalpos gavimo skaičius JAV	1. JAV vartotojų kainų indeksas	1. JAV nedarbo lygis
3. ISM instituto JAV gamybos pramonės indeksas	2. JAV mažmeninės prekybos apimtys	
4. JAV pinigų kiekis (M1)	3. Leidimų naujoms statyboms skaičius JAV	

Kaip matyti 2.2. lentelėje, tyrimui atlikti buvo atrinkti iš kiekvienos grupės po keletą indikatorių t.y.:

Aplenkiantys:

1. *Paraiškų dėl nedarbo pašalpos gavimo skaičius JAV (angl. Jobless claims)*, tai yra vienas iš rodiklių, kuris anksčiausiai numato pokyčius darbo rinkoje.

2. *ISM instituto JAV gamybos pramonės indeksas* (angl. *ISM Manufacturing index*) dažniausiai sukelia didelius rinkų svyravimus. Bendras indeksas susideda iš penkių sub-indeksų: nauji užsakymai, gamyba, įdarbinimas, tiekėjų darbo efektyvumas, atsargos.

3. *Pinigų kiekis M1* – siaurąja prasme, pinigų kiekis (M1) apima pinigus apyvartoje ir indėlius iki pareikalavimo bankinėje sistemoje.

Sutampantys:

4. *JAV vartotojų kainų indeksas* (angl. *Consumer price index*), grynasis vartotojų kainų indeksas skaičiuojamas neatsižvelgiant į energetinių išteklių ir maisto produktų komponentus, kurie dažniausiai pasižymi dideliu kintamumu. Dažniausiai šis rodiklis sutampa su verslo ciklu ar net truputį vėluoja. Aukštos reikšmės gali būti labai pavojingos ekonomikai ir finansų rinkoms dėl pinigų politikos griežtinimo galimybės.

5. *JAV mažmeninės prekybos apimtys* (angl. *retail sales*) išreiškiamos nacionaline valiuta, todėl tai yra svarbus infliacijos lygio indikatorius. Jeigu pardavimai išlieka tokie patys arba mažėja, vadinasi vartojimas mažėja. Tai gali būti signalas, kad artėja verslo ciklo pabaiga ir ekonomika tuoj pereis į recesijos fazę. Investuotojai gali matyti koki buvo kiekvieno pramonės sektoriaus rezultatai einamuoju laikotarpiu ir daryti išvadas kaip vystosi konkretus pramonės sektorius.

6. *Leidimų naujoms statyboms skaičius JAV* (angl. *Building permits*) yra vienas iš aplenkiančiųjų verslo ciklo rodiklių, kuris turi glaudų NT rinkos ryšį (ypatingai JAV) su verslo ciklu.

Vėluojantys:

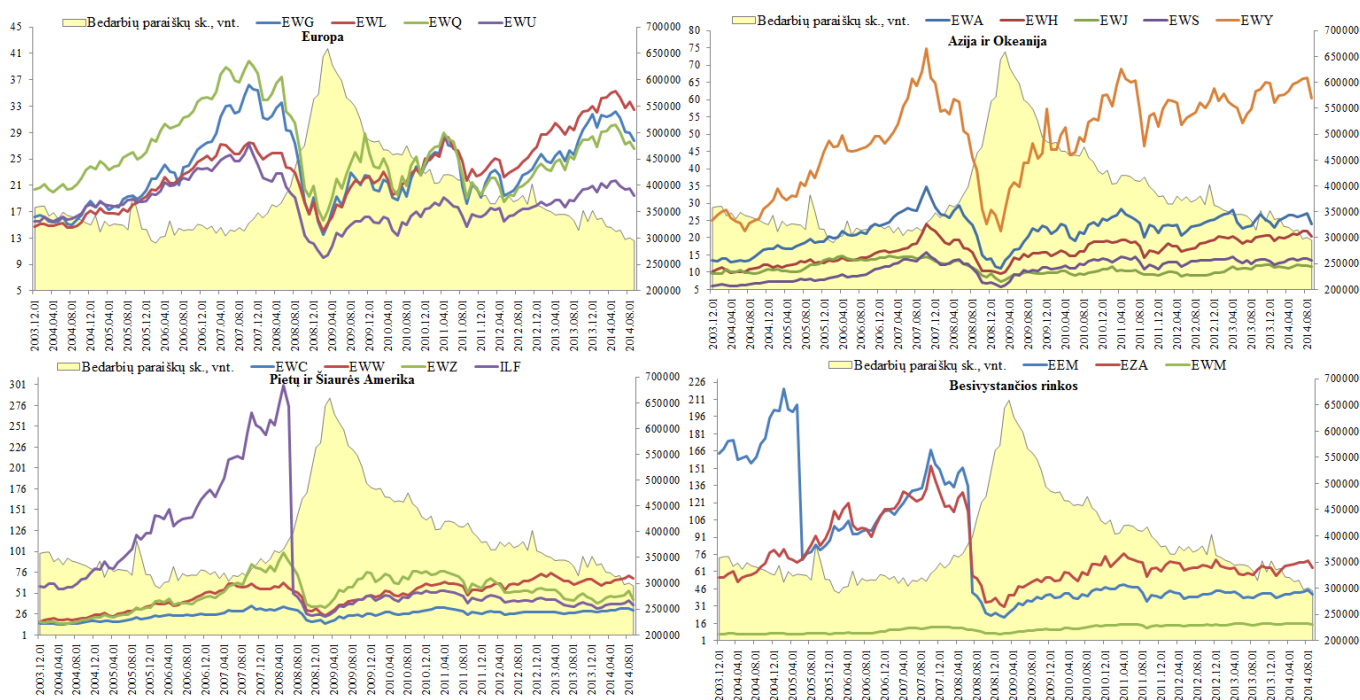
7. *JAV nedarbo lygis* - nedarbo lygis ir BVP yra glaudžiai susiję rodikliai: kuo daugiau darbuotojų, tuo daugiau paslaugų ir produkcijos ekonomika gali pagaminti. Augant nedarbui greičiausiai prasidės BVP mažėjimas.

2.5. Akcijų ETF fondų ir JAV makroekonominių rodiklių sąryšio dinamikos analizė

2.5.1. Paraiškų dėl nedarbo pašalpos gavimo skaičius JAV ir skirtingų regionų ETF fondų analizė

Bedarbių paraiškų skaičius parodo žmonių, kurie gauna bedarbio išmokas bei aktyviai ieško darbo, skaičiaus pokytį. Šiame skyrelyje šis rodiklis bus grafiškai lyginamas su ETF fondais suskirstytais pagal regionus t.y. Europos ETF, Azijos ETF, Pietų ir Šiaurės Amerikos

ETF bei besivystančių rinkų ETF, 2004 -2014 m. laikotarpiu. Skirtingų regionų ETF fondų ir paraiškų dėl nedarbo pašalpos gavimo skaičiaus JAV, grafinė kitimo tendencija pateikiama 2.4. pav.



2.4. pav. ETF fondų ir paraiškų dėl nedarbo pašalpos gavimo skaičiaus JAV analizė, 2004-2014 metais.
Šaltinis: sudaryta darbo autorės, remiantis www.tradingview.com duomenimis, 2014.

Analizuojant 2.4. pav. matome, jog 2004-2014 metų laikotarpyje bedarbių paraiškų skaičius yra priešingas ETF fondų rodiklių rezultatams, kadangi didėjant bedarbių paraiškų skaičiui, blogėja šalies ekonominė situacija. Kaip matyti 2.4. pav. Europos akcijų ETF vertės nuo 2004 metų iki 2008 metų kilo. 2007 metais paskutiniame ketvirtyje, visi analizuojami fondai, pasiekė maksimalią vertę per visą analizuojamą laikotarpį. Vokietijos (toliau EWG) biržoje prekiaujamo fondo vertė išaugo labiausiai ir siekė 36,28 USD t.y. 2,2 karto daugiau nei 2004-01-01. Šveicarijos (EWL) ETF fondo vertė išaugo iki 27,55 USD. Tuo tarpu Prancūzijos (EWQ) ETF išaugo 1,95 karto, o Didžiosios Britanijos (EWU) 1,74 karto. Po to sekė akcijų ETF vertės kritimas. Šis kritimas buvo matomas ir bedarbių paraiškų skaičiui. Tik šis rodiklis judėjo priešinga kryptimi. Nuo 2004 metų iki 2009 metų 1 ketvirčio bedarbių paraiškų skaičius išaugo net 1,78 karto. T.y. nuo 360200 iki 644000 vnt. Tam įtakos turėjo ekonomiškai stipriausios valstybės t.y. JAV ekonominė situacija, kurioje 2008 metais prasidėjo pasaulinis ekonominis nuosmukis. Akcijų rinkas labiausiai paveikė ketvirto pagal dydį JAV investicinio banko Lehman Brothers bankrotas, skubotas investicinio banko Merrill Lynch pardavimas Amerikos bankui ir JAV draudimo kompanijos AIG nacionalizavimas. 2009 metų pabaigoje akcijų ETF fondų vertės kilo, o bedarbių paraiškų skaičius atitinkamai

mažėjo. Akcijų rinkų smukimą ir investuotojų pesimizmą sustabdė 2009 m. pradžioje paskelbtas JAV Federalinio rezervų banko (FED) sprendimas skatinti ekonomiką, paremiant finansų sektorių. 2011 metais paskutiniame ketvirtyje visų fondų vertės krito. To priežastis galėjo būti ta, kad ETF akcijų rinkos atspindėjo Europos šalių, labiausiai Graikijos, skolų problemas, kurios, buvo baiminasi, kad gali paveikti visas Europos sąjungos šalis. Nuo 2013 metų matomos akcijų ETF verčių kilimas. Taip pat pastebėtina, jog paraišką bedarbio išmokai gauti pateikusių amerikiečių skaičius 2013 metais sumažėjo. Pasak ekspertų, didesnis, negu prognozuota, naujų paraiškų skaičiaus sumažėjimas rodo, kad padėtis JAV darbo rinkoje toliau gerėja. Taigi grafiškai išanalizavę, galime teigti, kad bedarbių paraiškų skaičiui didėjant, akcijų ETF vertės mažėjo.

Kaip matyti 2.4. pav. Azijos akcijų ETF vertės nuo 2004 metų iki 2008 metų taip pat kilo. 2007 metais paskutiniame ketvirtyje, visi analizuojami fondai, pasiekė maksimalią vertę per visą analizuojamą laikotarpį. Australijos ETF fondo vertė išaugo 2,6 karto. T.y. nuo 13,36 USD iki 34,71 USD. Tuo tarpu, kitų šio regiono fondų vertės atitinkamai didėjo, t.y. Kinijos 2,4 karto, Japonijos 1,5 karto, Singapūro 2,6 karto, o Pietų Korėjos vertė išaugo labiausiai net 3 kartus. Sunkumai antrinėje rizikingų būsto paskolų JAV rinkoje sukėlė problemų, kurių nebuvo tikėtasi. Jų poveikis pasireiškė ne žemesniu pragyvenimo lygiu, optimizmo ar paklausos sumažėjimu, o likvidumo krize. Todėl akcijų vertės ėmė kristi. Tik 2009 metais antrame ketvirtyje akcijų rinkos atsigavo, kuomet jų vertės ėmė kilti. Taip pat analizuojant 2.4. pav. matome, jog 2014 metais paskutiniame ketvirtyje akcijų vertės turi tendenciją mažėti, tuo tarpu bedarbių paraiškų skaičius taip pat mažėja. Galima daryti išvadą, jog ETF fondų rezultatai priklauso ir nuo kitų faktorių.

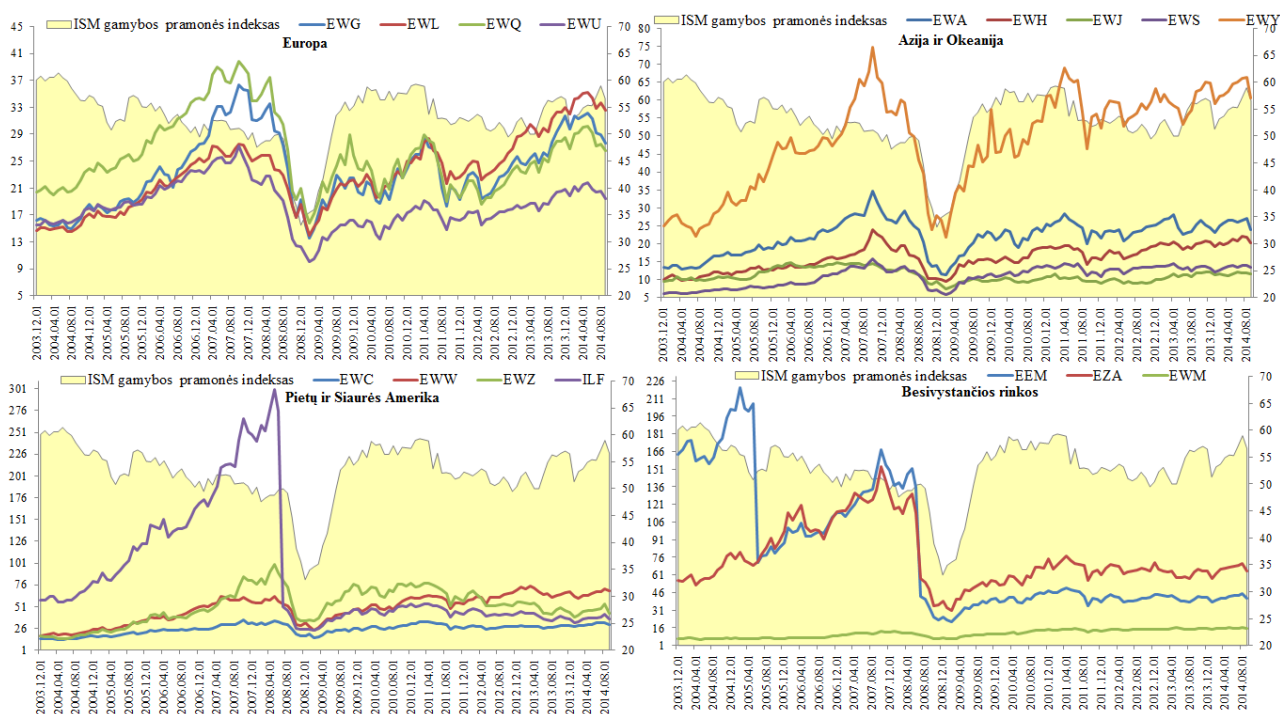
Sekantis akcijų ETF fondų rinkinys yra Pietų ir Šiaurės Amerikų rinkos ETF. Kaip matyti 2.4. pav. kitimo tendencijos išlieka tos pačios. Nuo 2004 metų iki 2007 metų akcijų vertės kilo, kuomet paskutiniame ketvirtyje, visi analizuojami fondai, pasiekė maksimalią vertę per visą analizuojamą laikotarpį. Kanados ETF akcijų vertė mažiausiai pakilo t.y. 2,5 karto. Kiek daugiau t.y. 3,6 karto pakilo Meksikos ETF fondo vertės. Tuo tarpu Brazilijos ir Lotynų Amerikos vertės pakilo net 5 kartus. Kaip ir ankstesnių regionų taip ir šio, po maksimalaus kilimo, sekė staigus kritimas. Pietų ir Šiaurės Amerika taip pat paveikė finansų krizė, kadangi investuotojai gyveno JAV nuotaikomis. Finansų rinkose sukėlė nuogąstavimų, kad ekonomikos nuosmukis gali būti toks pat skaudus kaip 4-tojo dešimtmečio Didžioji depresija.

Analizuojant besivystančias rinkas, matome tas pačias kitimo tendencijas. Besivystančios rinkoms priskiriami trys ETF akcijų fondai. T.y. Afrikos, Malaizijos bei mišrus besivystančių rinkų fondas. Investavimo į tokias šalis potencialas dažniausiai gali

atrodyti didesnis, tačiau atitinkamai ir rizika būna didesnė (valiutų devalvacijos grėsmė, didesnė politinio nestabilumo tikimybė ir pan.) Kaip matyti, 2.4. paveiksle, 2007 metais paskutiniame ketvirtyje, šių fondų vertės taip pat pasiekė maksimalią vertę. EEM fondas mažiausiai buvo jautrus kainų kilimui. Šio fondo vertė pakilo 1 kartą, tuo tarpu Afrikos ir Malaizijos fondų vertės pakilo daugiau nei 2 kartus. Atėjus pasaulinei finansų krizei, tai paveikė ir besivystančių šalių finansų rinkas. Kuomet sekė akcijų verčių kritimas. Žvelgiant 2014 metų, prasidėjusį paskutinįjį ketvirtį matomos tendencijos akcijų vertei mažėti, tuo tarpu bedarbių paraiškų skaičius taip pat mažėja. Galima daryti išvadą, kad besivystančių ETF fondų vertės yra mažiau jautrios JAV bedarbių paraiškų skaičiui.

2.5.2. ISM instituto JAV gamybos pramonės indeksas ir skirtingų regionų ETF fondų analizė

ISM instituto JAV gamybos pramonės indeksas yra kitas makroekonominis rodiklis, kurį mokslinės literatūros autoriai nurodo kaip aplenkiantį ekonomikos ciklo sekos indikatorius. Šiame skyrelyje šis rodiklis bus grafiškai lyginamas su ETF fondais suskirstytais pagal regionus t.y. Europos ETF, Azijos ETF, Pietų ir Šiaurės Amerikos ETF bei besivystančių rinkų ETF, 2004 -2014 m. laikotarpiu. Skirtingų regionų ETF fondų ir ISM instituto JAV gamybos pramonės indekso, grafinė kitimo tendencija pateikiama 2.5. pav.



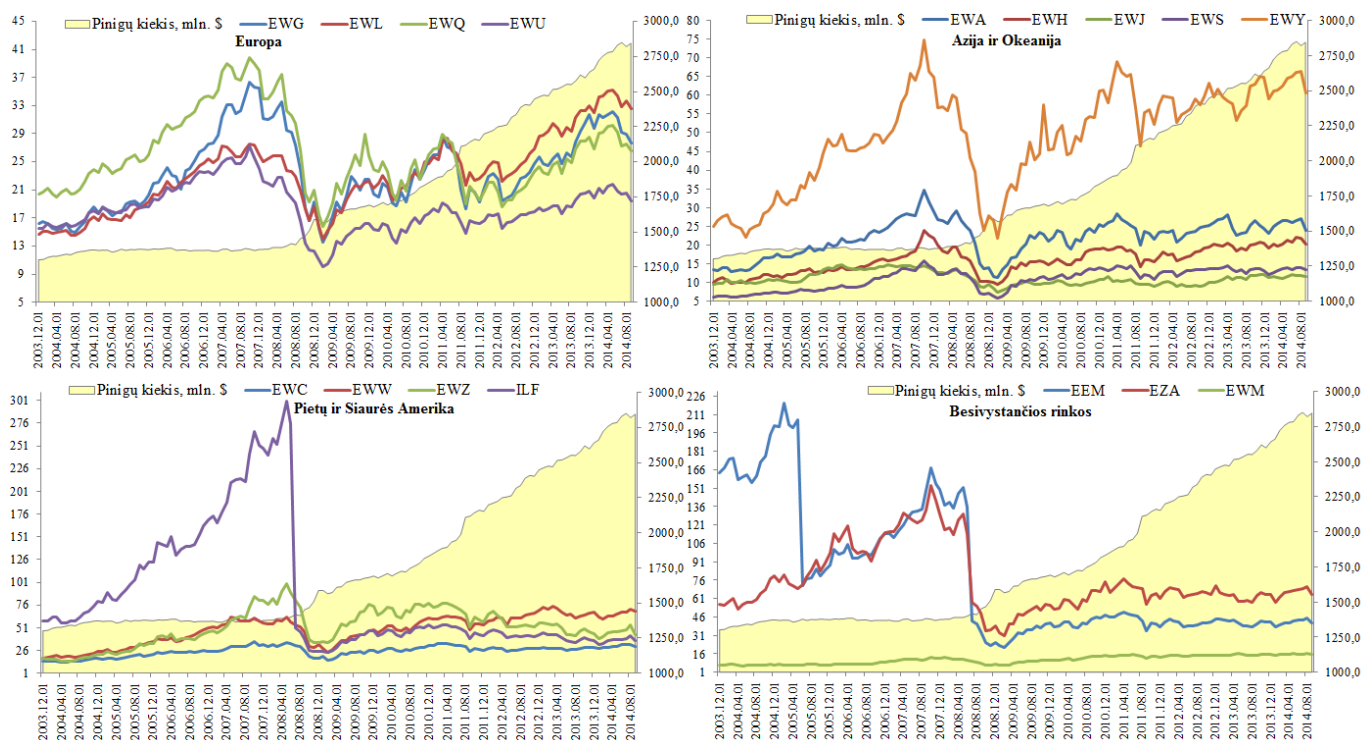
2.5. pav. ETF fondų ir ISM instituto JAV gamybos indekso analizė, 2004-2014 metais.
Šaltinis: sudaryta darbo autorės, remiantis www.tradingview.com duomenimis, 2014.

Kaip matyti 2.5. pav. ETF fondų tendencijos išlieka tos pačios. Tuo tarpu, ISM instituto JAV gamybos pramonės indeksas yra makroekonominis rodiklis, kurį mokslinės literatūros autoriai nurodo kaip aplenkiantį ekonomikos ciklo sekos indikatorių. Šį faktą taip pat pagrindžia 2.5. pav., kuriame matyti, kad prasidėjus JAV krizei, šis rodiklis daug anksčiau sureagavo nei finansų rinkos. 2004 metais šis rodiklis buvo pasiekęs maksimalią vertę per visą analizuojamą laikotarpį. 2004 metais pirmąjį ketvirtį, šio rodiklis vertė svyravo nuo 60,1 iki 61,4. Po to sekė kritimas, kuris tęsėsi iki 2005 metų pirmojo ketvirčio. Prastesni pramonės gamybos rodikliai leido įžvelgti pamažu lėtėjantį JAV ūkio augimą. Tačiau, kaip matyti 2.5. pav., po to ISM instituto JAV gamybos pramonės indeksas kilo. 2007 metais pirmajame ketvirtyje ISM gamybos pramonės indeksas viršijo 50 punktų lygį, o tai vėl sugražino doleriui palankų lėto ekonomikos augimo mažėjimo scenarijų. 2008 metų paskutinįjį ketvirtį ISM instituto JAV gamybos pramonės indeksas krito iki 33,1, tai buvo pati žemiausia rodiklio reikšmė per visą analizuojamą laikotarpį. Laikoma, kad jei indekso vertė yra didesnė nei 50, tuomet gamyba plečiasi. JAV gamintojų produkcijos paklausą vis labiau veikia ne tik vidaus, bet ir užsienio paklausos mažėjimas. Taip pat tokį kritimą lėmė tai, kad įmonės reaguodamos į susidariusią situaciją, t.y. prasidėjusią pasaulinę ekonominę krizę, buvo priverstos apkarpyti savo investicijas. 2009 metais trečiąjį ketvirtį ISM gamybos pramonės indeksas kilo, būtina pabrėžti, jog akcijų ETF vertės taip pat kilo. Galima daryti prielaidą, jog tam daugiausia įtakos turėjo geri šalies pramonės gamybos duomenys, kurie skatino viltis, jog JAV ekonomika atsigauna. Po nuosmukio, nuo 2010 metų trečiojo ketvirčio iki 2011 metų pirmojo ketvirčio JAV gamybos pramonės indekso reikšmė kilo aukštyn. Sumažėjęs užsakymų skaičius, dėl padidėjusių žaliavų kainų, 2011 metų antrąjį ketvirtį lėmė staigų indekso kritimą. Analizuojant 2.5. pav., matome, jog nuo 2012 metų iki 2014 metų ISM gamybos pramonės indekso reikšmė turėjo tendencija didėti. Tai išsklaidė investuotojų baimes dėl lėtėjančios ekonomikos. 2014 metais, rugpjūčio mėn. indekso reikšmė pasiekė naujas aukštumas. Kuomet rodiklio reikšmė siekė 59. Taigi dvyliką mėnesį iš eilės kilęs gamybos apimčių indeksas, turi tendencija ir toliau didėti.

2.5.3. Pinigų kiekio M1 ir skirtingų regionų ETF fondų dinamikos analizė

Pinigų kiekis M1 yra kitas makroekonominis rodiklis, kurį mokslinės literatūros autoriai nurodo kaip aplenkiantį ekonomikos ciklo sekos indikatorių. Šiame skyrelyje šis rodiklis bus grafiškai lyginamas su ETF fondais suskirstytais pagal regionus t.y. Europos ETF, Azijos ETF, Pietų ir Šiaurės Amerikos ETF bei besivystančių rinkų ETF, 2004 -2014 m.

laikotarpiu. Skirtingų regionų ETF fondų ir pinigų kiekio M1, grafine kitimo tendencija pateikiama 2.6. pav.



2.6. pav. ETF fondų ir pinigų kiekio M1 analizė, 2004-2014 metais.

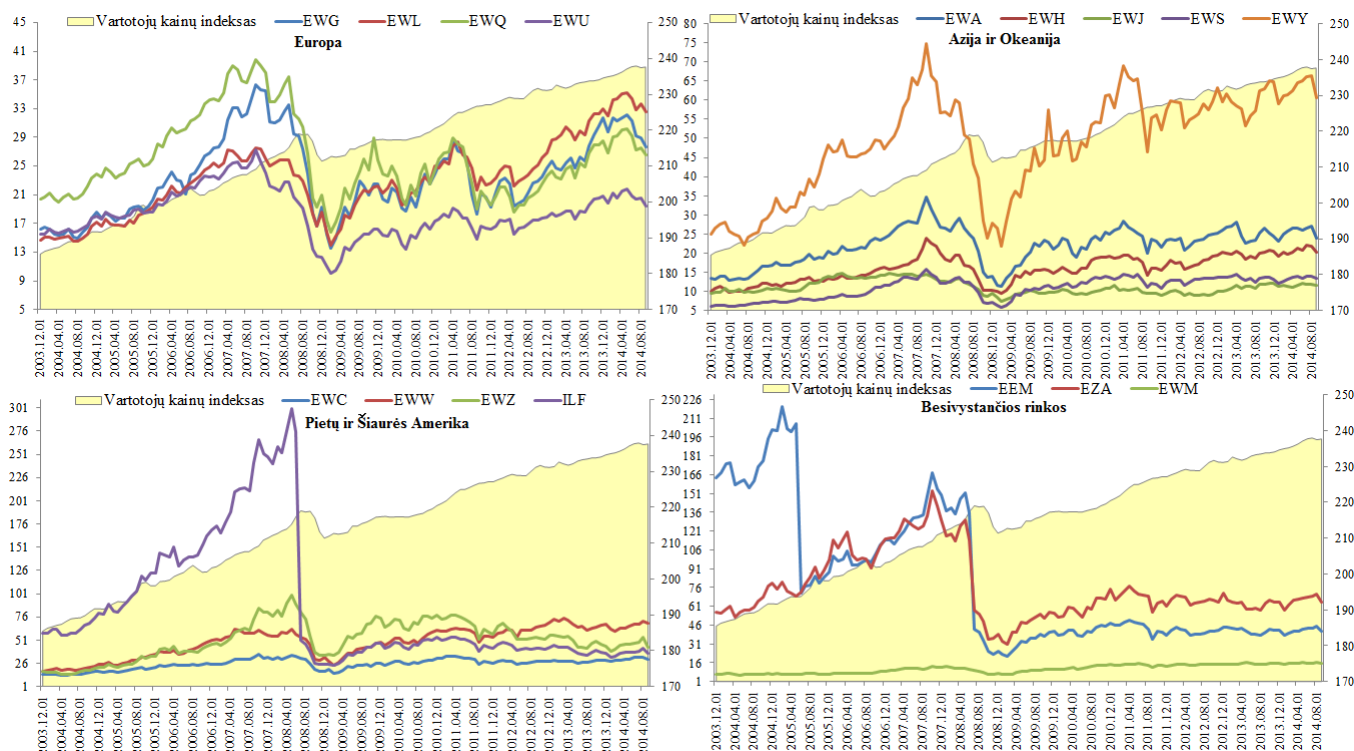
Šaltinis: sudaryta darbo autorės, remiantis www.tradingview.com duomenimis, 2014.

Kaip matyti 2.6. pav. visų analizuojamų regionų tendencijos išliko tokios pačios. Didėjant pinigų kiekiui, ETF fondų vertės didėjo. Pinigų pasiūla yra svarbi ekonomistams, bandantiems suprasti, kaip politika paveiks palūkanų normas ir vystymąsi. Pinigų kiekio rodiklis numato akcijų indekso kitimą, o akcijų indekso pasikeitimas numato pinigų srautų pasikeitimą. Kaip matyti, 9 pav., šis rodiklis visą analizuojamą laikotarpį turėjo tendenciją didėti. Todėl tai daro didelę įtaką finansų rinkoms. 2014 metais paskutinįjį ketvirtį nerimas dėl JAV Federalinio rezervų banko (FED) ekonomikos skatinimo programos mažinimo krypsta link abejonių dėl Europos ir Kinijos ekonomikų augimo. Investuotojai ir toliau nerimauja dėl įtampos Rusijoje ir artimuosiuose rytuose, o protestai Honkonge tik padidino neigiamą nuotaiką rinkose. Tačiau ir toliau stabilus JAV ekonomikos augimas ir centrinių bankų skatinimo programos Europoje išliks pagrindiniais veiksniais, kurie skatins investuotojus rizikuoti.

2.5.4. JAV vartotojų kainų indekso ir skirtingų regionų ETF fondų dinamikos analizė

JAV vartotojų kainų indeksas yra makroekonominis rodiklis, kurį mokslinės literatūros autoriai nurodo kaip sutampantį ekonomikos ciklo sekos indikatorių. Šiame

skyrelyje šis rodiklis bus grafiškai lyginamas su ETF fondais suskirstytais pagal regionus t.y. Europos ETF, Azijos ETF, Pietų ir Šiaurės Amerikos ETF bei besivystančių rinkų ETF, 2004-2014 m. laikotarpiu. Skirtingų regionų ETF fondų ir vartotojų kainų indekso, grafinė kitimo tendencija pateikiama 2.7. pav.



2.7. pav. ETF fondų ir vartotojų kainų indekso analizė, 2004-2014 metais.

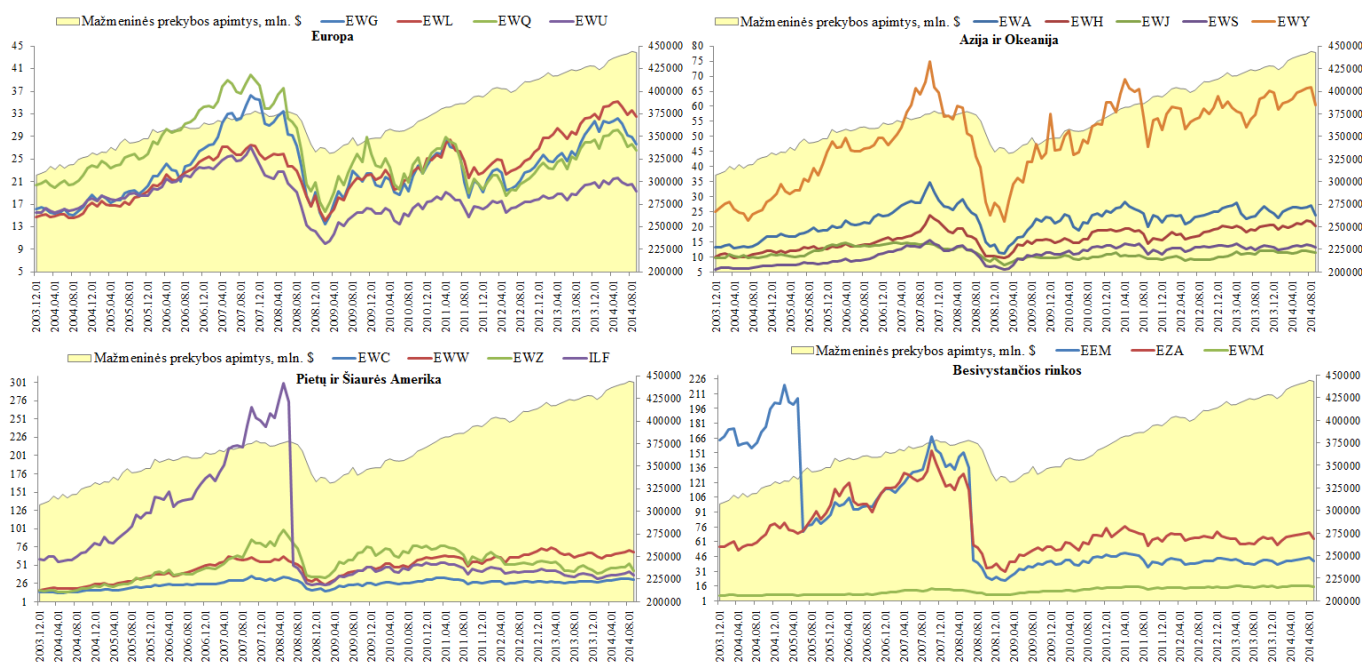
Šaltinis: sudaryta darbo autorės, remiantis www.tradingview.com duomenimis, 2014.

Analizuojant 2.7. pav. matome, jog vartotojų kainų indeksas per visą analizuojamą laikotarpį turėjo tendencija didėti. Visų analizuojamų ETF fondų vertės kito atitinkamai. Kaip ir minėta anksčiau infliacija lemia palūkanų normų didėjimą, o tai turi įtakos akcijų kainų kritimui. Ir akcijų, ir obligacijų kainos mažėja esant infliacijai, daugiausia dėl laukto palūkanų normų kilimo. Kaip matyti nuo 2004 metų vartotojų kainų indeksas kilo. Tai sustiprino rinkos dalyvių lūkesčius, kad Fed bazinę palūkanų normą didins iš lėto. 2006 metais fiksuotas VKI indekso mažėjimas. Lėtesnis ekonomikos augimas galėtų reikšti ir mažesnius infliacijos lygius. Infliacijos sumažėjimą iš dalies lėmė susilpnėjusi paklausa, dėl kurios mažėjo ir žaliavų kainos. Kaip matyti 2.7. pav., nuo 2007 metų iki 2009 metų VKI indeksas turėjo tendencija didėti. 2007 metais daugelis analitikų prognozavo, kad nors bazinė infliacija gali ir toliau išlikti aukšto lygio, bendras kainų augimas 2007 m. gali būti gana nedidelis dėl neigiamo naftos kainų poveikio. 2008 metais paskutiniame ketvirtyje infliacijai atslūgus ir ekonomikos plėtros perspektyvoms sumenkus, JAV Fed sumažino bazinės palūkanų normas greičiau nei manyta anksčiau, o tai padėjo sumažinti būsto paskolų

negražinimo problemas, būsto konfiskavimo atvejus bei pagerinti finansų sistemos padėtį. Analizuojant 2.7. pav. matome, jog nuo 2009 metų iki 2014 metų vartotojų kainų indeksas turėjo tendencija didėti. 2010 metais lėtam JAV vartotojų kainų kilimui įtaką darė silpna nekilnojamojo turto rinka bei aukštas nedarbo lygis. 2014 metas infliacija išliko nedidelė, tačiau ateityje ši tendencija keisis ir infliacija po truputį ims didėti.

2.5.5. JAV mažmeninės prekybos apimtys ir skirtingų regionų ETF fondų dinamikos analizė

JAV mažmeninės prekybos apimtys yra kitas makroekonominis rodiklis, kurį mokslinės literatūros autoriai nurodo kaip sutampantį ekonomikos ciklo sekos indikatorių. Šiame skyrelyje šis rodiklis bus grafiškai lyginamas su ETF fondais suskirstytais pagal regionus t.y. Europos ETF, Azijos ETF, Pietų ir Šiaurės Amerikos ETF bei besivystančių rinkų ETF, 2004 -2014 m. laikotarpiu. Skirtingų regionų ETF fondų ir mažmeninės prekybos apimčių, grafinė kitimo tendencija pateikiama 2.8. pav. Šis rodiklis tai vartojimo lygio indikatorius. Jei vartojimo lygis yra aukščiau gamybos lygio, tuomet tai paprastai sukelia infliacijos augimą.



2.8. pav. ETF fondų ir JAV mažmeninės prekybos apimčių analizė, 2004-2014 metais.

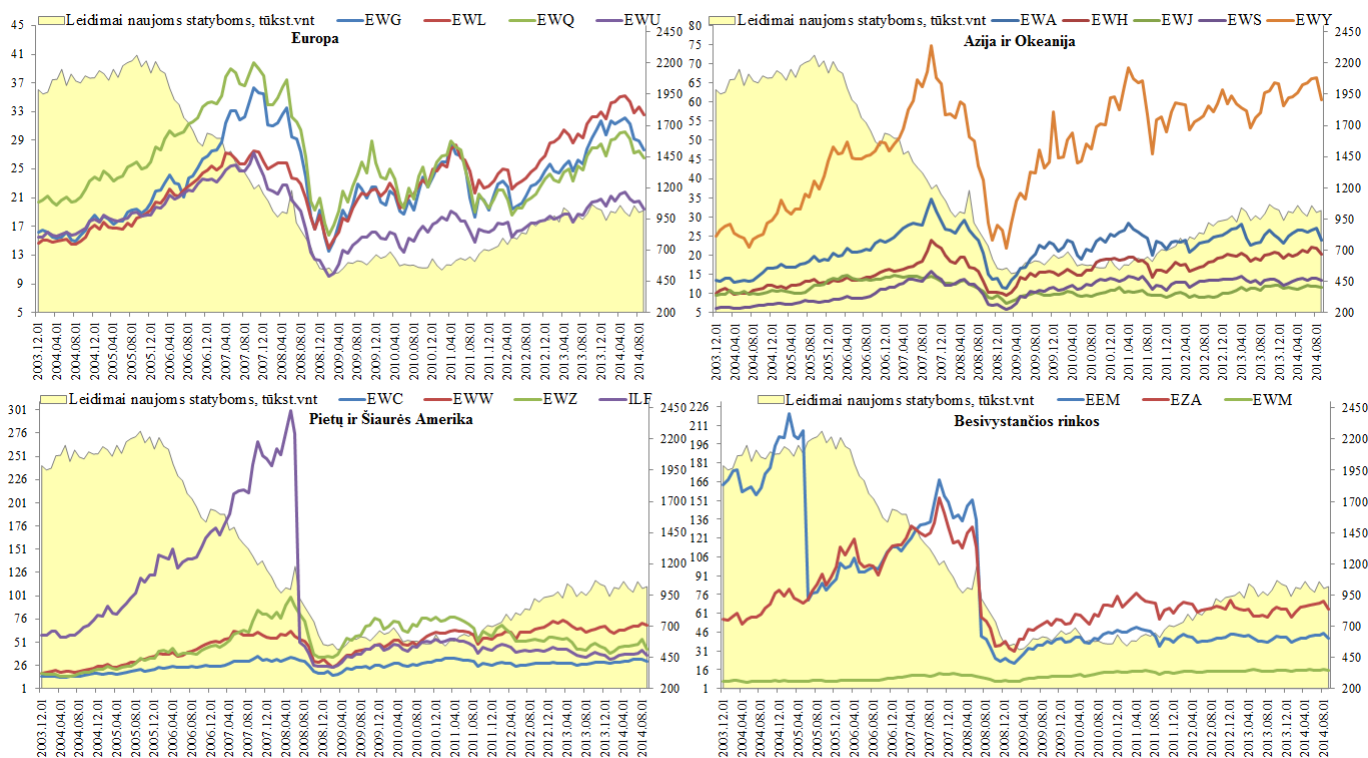
Šaltinis: sudaryta darbo autorės, remiantis www.tradingview.com duomenimis, 2014.

Analizuojant 2.8. pav. matome, kadangi mažmeninės prekybos apimtys yra sutampantis indikatorius, akcijų ETF vertės ir šis rodiklis tuo pačiu momentu sureaguoja į rinkų naujienas. Nuo 2004 metų iki 2008 metų paskutiniojo ketvirčio buvo fiksuojamas šio rodiklio kilimas. Prasidėjusi finansų krizė ypač paveikė mažmeninę prekybą. 2009 metais

vien tik gruodžio mėnesį panaikinta 2,6 mln. darbo vietų, o tai yra daugiau negu per visą Antrąjį pasaulinį karą. Žinoma tai paveikė ir mažmeninę prekybą, kadangi žmonės sumažino savo išlaidas. 2009 metais JAV ekonomika fiksavo didžiausią ūkio sulėtėjimą per 26 metus. Kaip matyti 2.8. pav., nuo 2009 metų iki 2014 metų mažmeninės prekybos apimtys turėjo tendencija didėti. 2014 metais JAV vyrauja atsigaunančios ekonomikos tendencijos, todėl gerėjant ekonomikai – gerėja mažmeninė prekyba.

2.5.6. Leidimų naujoms statyboms skaičius JAV ir skirtingų regionų ETF fondų dinamikos analizė

Leidimų naujoms statyboms skaičius yra kitas makroekonominis rodiklis, kurį mokslinės literatūros autoriai nurodo kaip sutampantį ekonomikos ciklo sekos indikatorius. Šiame skyrelyje šis rodiklis bus grafiškai lyginamas su ETF fondais suskirstytais pagal regionus t.y. Europos ETF, Azijos ETF, Pietų ir Šiaurės Amerikos ETF bei besivystančių rinkų ETF, 2004 -2014 m. laikotarpiu. Skirtingų regionų ETF fondų ir mažmeninės prekybos apimčių, grafinė kitimo tendencija pateikiama 2.9. pav.



2.9. pav. ETF fondų ir leidimų naujoms statyboms JAV skaičiaus analizė, 2004-2014 metais.

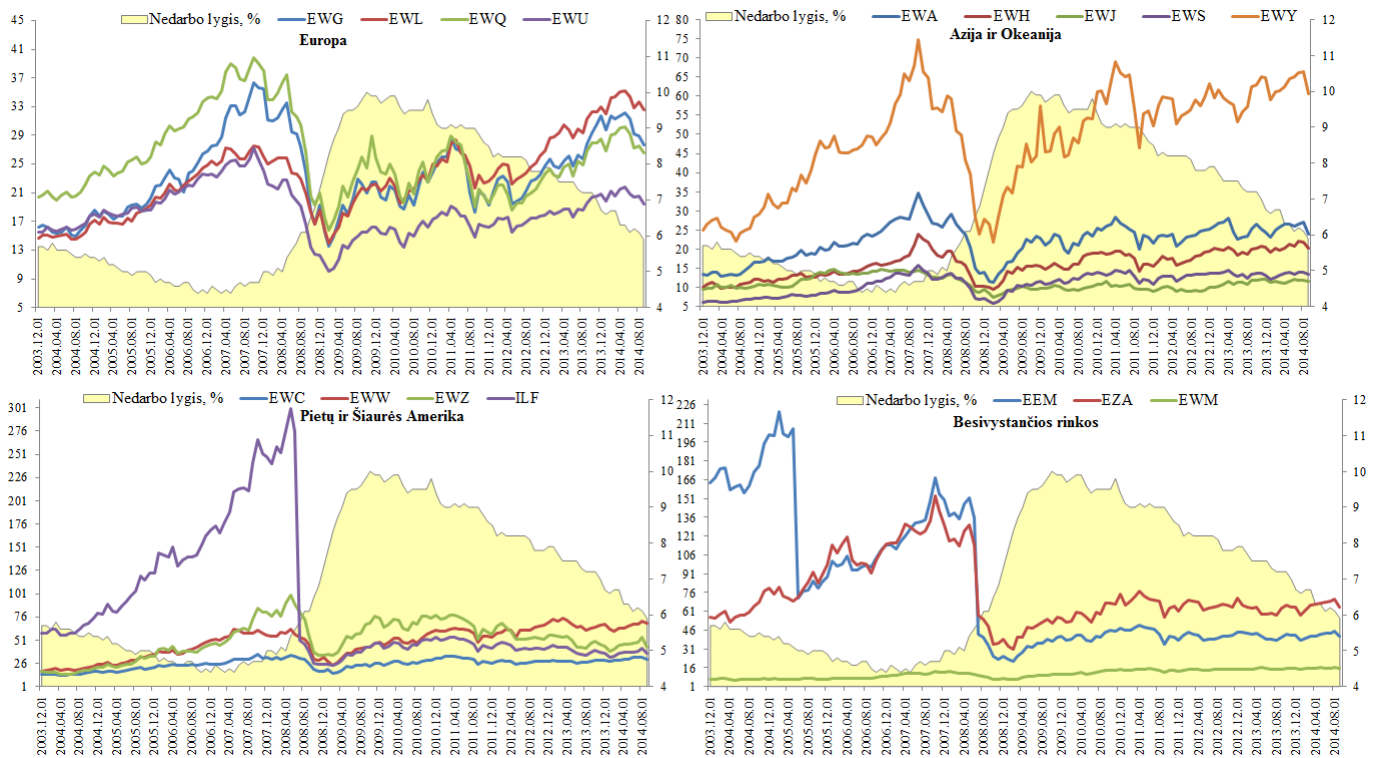
Šaltinis: sudaryta darbo autorės, remiantis www.tradingview.com duomenimis, 2014.

Indikatorius parodo leidimų kiekį naujų namų statyboms. Šis rodiklis yra itin jautrus pagrindinių palūkanų normų pokyčiams, kadangi statyboms būtina paimti kreditus iš bankų.

Šie duomenys dėl nekilnojamojo turto rinkos ypatumų yra sąlygojami sezoninių svyravimų. Statybų procesas yra tiesiogiai susijęs su gyventojų pajamų padėtimi. Todėl statybų apimtys didinimas apibūdina gyventojų gerovės pagerėjimą bei sveiką ekonomikos vystymąsi. Kaip matyti 2.9. pav. nuo 2006 metų iki 2009 metų šis rodiklis krito. 2009 metais šis rodiklis pasiekė mažiausią reikšmę per visą analizuojamą laikotarpį. 2005 metais rugsėjo mėnesį šis rodiklis siekė 2263 tūkst. vnt., tuo tarpu 2009 balandžio mėnesį vos 513 tūkst. vnt. Tai lėmė sunkumai antrinėje rizikingų būsto paskolų JAV rinkoje. Neaiškumas, susijęs su rizikingu būsto paskolų rinka, pasaulinės ekonomikos raidą veikė keliomis kryptimis. Pirma, išaugo rizikos maržos ir susidarė paskolų trūkumas, dėl kurio daugelis įmonių negalėjo gauti finansavimo. Antra, verslo pasitikėjimas buvo gerokai pakirstas ir kuo didesnis buvo neapibrėžtumas, tuo labiau mažėjo pasitikėjimas. Trečia, visa tai galiausiai paveikė vartotojų nuotaikas ir pragyvenimo lygį ir jau tiesiogiai darė įtaką paklausai ir gamybai. Tik nuo 2011 metų įžvelgiamos tendencijos leidimams didėti. 2014 metų gegužės mėnesį leidimų naujoms statyboms skaičius didėjo. Tai greičiausias augimo tempas per pastaruosius 5 mėnesius. Panašu, kad JAV statybų sektorius rodo atsigavimo ženklus po akivaizdaus sulėtėjimo žiemos mėnesiais.

2.5.7. JAV nedarbo lygio ir skirtingų regionų ETF fondų dinamikos analizė

Nedarbo lygis yra makroekonominis rodiklis, kurį mokslinės literatūros autoriai nurodo kaip atsiliekančią ekonomikos ciklo sekos indikatorių. Nedarbo rodikliai investuotojams yra ypač svarbūs, nes jie parodo kokia šiuo metu yra verslo ciklo fazė. Didėjant nedarbui mažėja ir bendra gyventojų perkamoji galia. Taip pat šis rodiklis yra glaudžiai susijęs su bazinėmis palūkanų normomis. Nedarbui augant, paprastai krenta akcijų kaina, kadangi investuotojai tikisi kompanijų pelno mažėjimo. Šiame skyrelyje šis rodiklis bus grafiškai lyginamas su ETF fondais suskirstytais pagal regionus t.y. Europos ETF, Azijos ETF, Pietų ir Šiaurės Amerikos ETF bei besivystančių rinkų ETF, 2004 -2014 m. laikotarpiu. Skirtingų regionų ETF fondų ir nedarbo lygio, grafinė kitimo tendencija pateikiama 2.10. pav.



2.10. pav. ETF fondų ir JAV nedarbo lygio analizė, 2004-2014 metais.

Šaltinis: sudaryta darbo autorės, remiantis www.tradingview.com duomenimis, 2014.

Šis rodiklis parodo bedarbių ir dirbingų gyventojų skaičiaus procentinį santykį. Nedarbo lygis yra priešingas finansų rinkoms, kadangi didėjant nedarbui, akcijų kainos krenta. Ištikus pasaulį finansų krizę, nedarbo lygis nuo 4,4 proc. išaugo net 2,3 karto t.y. iki 10 proc. 2009 metais, nedarbo lygis pasiekęs 10 %, buvo didžiausias nuo 1983 m. gruodžio. Kaip matyti, gerėjant JAV ekonominei situacijai, nedarbo lygis turėjo tendencija mažėti. 2014 metų spalio mėnesį JAV buvo sukurta 214,000 naujų darbo vietų, o nedarbas sumažėjo iki 5,8%. Šis rodiklis yra žemiausias nuo 2008 m. liepos. Pasiiekti rezultatai rodo JAV ekonomikos augimą, o FED atliktoje ekonominės situacijos apklausoje paaikškėjo, jog šalyje auga ne tik užimtumas, bet ir vartojimas.

Taigi apibendrinus galima teigti, jog JAV ekonominio atsigavimo tempai yra didžiausi. Makroekonomikos duomenys, įmonių finansiniai rezultatai ir toliau gerėja. 2014 m. paskutinįjį ketvirtį BVP vėl padidėjo ir JAV ekonomikos augimas žymiai paspartėjo. Darbo rinkos duomenys ir gerėjanti namų ūkių padėtis rodo, kad vartojimo sektorius turėtų dar labiau sustiprėti. Ateityje dėl sustiprėjusio JAV dolerio ir atpigusios naftos sumažėjusi infliacija darys teigiamą įtaką spartesniam ekonomikos augimui. Tai turėtų paskatinti JAV Federalinių rezervų banką (FED) susilaikyti nuo bazinių palūkanų didinimo. Gerėjant makroekonomikos duomenims ir augant ekonomikai, didės įmonių pajamos, todėl pasaulio įmonių akcijų kainos bus linkusios augti. Tačiau augant kainoms investuotojai taps jautresni įmonių finansinių duomenims. Akcijų kainų kilimo tendencijai palaikyti reikės informacijos srauto apie toliau gerėjančius įmonių finansinius rezultatus. Konstruktyvioje darbo dalyje bus

siekama išskirti pagrindinius JAV makroekonominius rodiklius, kurie lemia skirtingų regionų biržoje prekiaujamų akcijų fondų grąžą. Taip pat bus atliekama JAV aplenkančių ekonomikos ciklo sekos indikatorių variacijos išskaidymo analizė, kuria bus siekiama patvirtinti hipotezę, jog JAV makroekonominiai rodikliai turi reikšmingos įtakos ne tik trumpuoju, bet ir ilguoju laikotarpiu.

III. JAV MAKROEKONOMINIŲ RODIKLIŲ POVEIKIO BIRŽOJE PREKIAUJAMŲ AKCIJŲ FONDŲ GRAŽAI VERTINIMAS

3.1. JAV makroekonominių rodiklių reikšmingumo biržoje prekiaujamų akcijų fondų gražai vertinimas

Antroje mokslinio darbo dalyje, sudaryto modelio skirtingo periodo laiko eilučių integravimo metodo tikslumas gali būti įvertintas tik testuojamas realiomis rinkos sąlygomis. Šiuo tikslu buvo atliktas empirinis tyrimas, ar JAV makroekonominiai rodikliai turi įtakos skirtingų regionų biržoje prekiaujamų akcijų fondų gražai skirtingais laiko lagais. Iš viso tyrimui atlikti buvo atrinkti 16 biržoje prekiaujamų akcijų fondų. Tyrimui atlikti buvo naudojami mėnesiniai ETF akcijų uždarymo kainų pokyčių istoriniai duomenys. Duomenų analizės periodas buvo pasirinktas atsižvelgiant į istorinių duomenų pakankumą. Iš viso buvo sudaryti 16 regresijos modeliai. (Žr. 3 priedą) Atlikto tyrimo rezultatai pateikti 3.1., 3.2., 3.3. ir 3.4. lentelėse.

3.1. lentelė

JAV makroekonominių rodiklių reikšmingumo Europos biržoje prekiaujamų akcijų fondų gražai vertinimas

Makroekonominis rodiklis	EWG		EWL		EWQ		EWU	
	Koef.	p-reikšmė	Koef.	p-reikšmė	Koef.	p-reikšmė	Koef.	p-reikšmė
Δ Bedarbių paraiškų sk.	-0,080	0,517	-0,042	0,699	-0,076	0,673	-0,148	0,267
Δ Bedarbių paraiškų sk. _(t-1)	-0,216	0,168	-0,148	0,125	-0,216	0,211	-0,210	0,104
Δ Bedarbių paraiškų sk. _(t-2)	-0,058	0,678	-0,031	0,694	-0,021	0,894	-0,017	0,882
Δ Pinigų kiekis	0,759	0,510	0,976	0,141	0,378	0,552	0,126	0,791
Δ Pinigų kiekis _(t-1)	-1,301	0,104	-0,881	0,115	-1,090	0,089*	-0,701	0,141
Δ Pinigų kiekis _(t-2)	-0,943	0,316	-0,834	0,140	-0,706	0,250	-0,312	0,494
Δ ISM gamybos indeksas	0,158	0,440	0,051	0,683	0,135	0,520	0,242	0,123
Δ ISM gamybos indeksas _(t-1)	0,390	0,045**	0,324	0,018**	0,278	0,150	0,224	0,119
Δ ISM gamybos indeksas _(t-2)	-0,053	0,830	0,024	0,879	0,050	0,805	-0,006	0,970
Δ Vartotojų kainų indeksas	-3,565	0,096*	-1,261	0,420	-2,822	0,222	-2,032	0,237
Δ Leidimai naujoms statyboms	-0,066	0,614	0,043	0,696	-0,014	0,911	0,005	0,960
Δ Mažmeninių pardavimų apimtys	2,291	0,003***	0,945	0,072*	1,782	0,064*	1,207	0,091*
Δ Nedarbo lyg. _(t+1)	0,029	0,466	0,002	0,949	0,059	0,173	0,034	0,280
Δ Nedarbo lyg. _(t+2)	0,006	0,875	0,015	0,591	-0,006	0,891	-0,014	0,673
Δ Nedarbo lyg. _(t+3)	-0,030	0,439	-0,027	0,260	-0,046	0,257	-0,039	0,197

Sudarius Europos regiono, biržoje prekiaujamų akcijų fondų, regresinės analizės modelius, buvo atlikti 3 testai modelio tinkamumui įvertinti. Buvo atliktas Breusch - Godfrey testas autokoreliacijai nustatyti, multikolinerumo bei heteroskediškumo testas. Visi modeliai yra tinkami ir gali būti naudojami, kadangi nei vienam nebūdinga autokoreliacija bei multikolinerumas. Multikolinerumo testas buvo atliktas tik vienas, kadangi visuose modeliuose nepriklausomi kintamieji yra vienodi. (Žr. 3 priedą) Tuo tarpu heteroskediškumo testas parodė, kad dviem fondams t.y. Vokietijos ir Šveicarijos būdingas heteroskediškumas. To pasakoje buvo naudojama robust standart errors funkcija, kuri atsižvelgdama į tai, pateikia tikslesnius reikšmingumo duomenis. Analizuojant 3.1. lentelę matome, jog EWG fondo grąžai mažmeninių pardavimų apimtys yra reikšmingos su 99 proc. tikimybe, kadangi p-reikšmė yra mažesnė už 0,01. ISM pramonės gamybos indeksas realiu laiku neturėjo jokios reikšmingos įtakos, tačiau šis rodiklis yra traktuojamas kaip aplenkiantis ekonomikos indikatorius. Todėl buvo tiriama ar šis rodiklis buvo reikšmingas prieš 1 ir 2 mėnesius. Gauti rezultatai parodė, kad prieš vieną mėnesį šis turėjo reikšmingos įtakos su 95 proc. tikimybe. Kaip matome 3.1. lentelėje, vartotojų kainų indeksas turėjo reikšmės su 90 proc. tikimybe. Kitas Europos regiono fondas yra EWL. Šiam fondui reikšmingos įtakos turėjo tik du rodikliai t.y. ISM pramonės gamybos indeksas bei mažmeninių pardavimų apimtys. ISM pramonės gamybos indeksas buvo reikšmingas prieš vieną mėnesį su 95 proc. tikimybe, tuo tarpu mažmeninių pardavimų apimtys buvo reikšmingas su 90 proc. tikimybe. Prancūzijos biržoje prekiaujamas akcijų fondas (EWQ) buvo mažiau jautrus JAV makroekonominių rodiklių pokyčiams. Šiam fondui reikšmingos įtakos su 90 proc. tikimybe turėjo du rodikliai t.y. $M1_{(t-1)}$ bei mažmeninių pardavimų apimtys. Didžiosios Britanijos ETF akcijų fondas buvo mažiausiai jautrus JAV makroekonominių rodiklių pokyčiams, kadangi tik vienas rodiklis t.y. mažmeninių pardavimų apimtys buvo reikšmingas su 90 proc. tikimybe. Sekantis regionas, kuris buvo analizuojamas yra Azijos ir Okeanijos biržoje prekiaujami akcijų fondai. Tyrimo rezultatai pateikti 3.2. lentelėje.

3.2. lentelė

JAV makroekonominių rodiklių reikšmingumo Azijos biržoje prekiaujamų akcijų fondų grąžai vertinimas

Makroekonominis rodiklis	EWA		EWH		EWY		EWJ		EWS	
	Koef.	p-reikšmė	Koef.	p-reikšmė	Koef.	p-reikšmė	Koef.	p-reikšmė	Koef.	p-reikšmė
Δ Bedarbių paraiškų sk.	-0,085	0,633	-0,130	0,410	-0,187	0,399	-0,123	0,370	-0,123	0,330
Δ Bedarbių paraiškų sk. $_{(t-1)}$	-0,209	0,223	-0,137	0,369	-0,159	0,546	-0,175	0,106	-0,288	0,044**
Δ Bedarbių paraiškų sk. $_{(t-2)}$	-0,097	0,536	0,014	0,922	-0,046	0,828	-0,105	0,179	-0,109	0,358

Δ Pinigų kiekis	0,922	0,145***	0,580	0,303	1,094	0,354	0,812	0,202	0,778	0,229
Δ Pinigų kiekis _(t-1)	-1,856	0,004	-1,517	0,008***	-1,592	0,091*	-0,935	0,038**	-1,602	0,031**
Δ Pinigų kiekis _(t-2)	-0,387	0,524	-0,503	0,353	-0,849	0,426	-0,578	0,158	-0,945	0,229
Δ ISM gamybos indeksas	0,319	0,126	0,305	0,102	0,326	0,262	0,269	0,037**	0,279	0,171
Δ ISM gamybos indeksas _(t-1)	0,379	0,049**	0,250	0,143	0,301	0,172	0,184	0,120	0,456	0,024**
Δ ISM gamybos indeksas _(t-2)	0,058	0,772	-0,168	0,346	0,059	0,852	-0,144	0,372	-0,201	0,292
Δ Vartotojų kainų indeksas	-2,680	0,242	-3,583	0,080*	-2,248	0,438	-1,893	0,256	-4,825	0,009***
Δ Leidimai naujoms statyboms	0,080	0,527	0,019	0,865	0,085	0,650	-0,012	0,903	0,035	0,761
Δ Mažmeninių pardavimų apimtys	1,721	0,071*	1,990	0,020**	1,438	0,240	0,597	0,380	2,071	0,015**
Δ Nedarbo lygis _(t+1)	0,045	0,288	0,047	0,216	0,015	0,785	0,009	0,741	0,056	0,103
Δ Nedarbo lygis _(t+2)	0,004	0,916	0,005	0,901	0,023	0,671	0,022	0,364	-0,017	0,664
Δ Nedarbo lygis _(t+3)	-0,024	0,544	-0,024	0,500	-0,014	0,776	-0,046	0,062*	0,005	0,900

Sudarius Azijos regiono, biržoje prekiaujamų akcijų fondų, regresinės analizės modelius, taip pat buvo atlikti 3 testai modelio tinkamumui įvertinti. T.y. Breusch - Godfrey testas autokoreliacijai nustatyti, multikolinerumo bei heteroskediškumo testas. Trims fondams buvo nustatytas heteroskediškumas t.y. Japonijos, Singapūro bei Pietų Korėjos biržoje prekiaujamiems fondams. Todėl buvo naudojama robust standart errors funkcija, kuri atsižvelgdama į tai, kad duomenims būdingas heteroskediškumas, pateikia tikslesnius reikšmingumo duomenis. Autokoreliacija ir multikolinerumas buvo nenustatyti. (Žr. priedą) Kaip matyti 3.2. lentelėje EWA fondui reikšmingi buvo trys JAV makroekonominiai rodikliai. Šiam fondui pinigų kiekis realiu laiku buvo reikšmingas 99 proc. tikimybe. ISM pramonės gamybos indeksas realiu laiku neturėjo jokios reikšmingos įtakos, tačiau gauti rezultatai parodė, kad prieš vieną mėnesį šis turėjo reikšmingos įtakos su 95 proc. tikimybe. Mažmeninių pardavimų apimtys buvo reikšmingos su 90 proc. tikimybe. Honkongo (EWH) biržoje prekiaujamo fondo akcijų grąžai reikšmingos reikšmės turėjo taip pat trys makroekonominiai rodikliai. Vienas reikšmingiausių t.y. su 99 proc. tikimybe buvo $M1_{(t-1)}$. Taip pat šiam fondui su 90 proc. tikimybe buvo reikšmingas vartotojų kainų indeksas, tuo tarpu mažmeninių pardavimų apimtys su 95 proc. tikimybe. Pietų Korėjos biržoje prekiaujamas fondas buvo mažiausiai jautrus JAV makroekonominių rodiklių pokyčiams. Šio fondo akcijų grąžai reikšmingos įtakos su 90 proc. tikimybe turėjo tik pinigų kiekis. Tačiau ne realiu laiku, bet mėnesį prieš. Analizuojant 3.2. lentelę matome, jog Japonijos (EWJ) biržoje prekiaujamo fondo grąžai pinigų kiekis prieš mėnesį bei ISM pramonės gamybos indeksas yra reikšmingos su 95 proc. tikimybe, kadangi p-reikšmė yra mažesnė už 0,05. Taip pat atlikus

tyrimą, matome, jog nedarbo lygis šiam fondui buvo reikšmingas su 90 proc. tikimybe tik po 3 mėnesių, nors kai kurioje mokslinėje literatūroje šis rodiklis traktuojamas kaip esamos ekonomikos būklės indikatorius. Paskutinis Azijos ir Okeanijos regiono fondas yra EWS. Kaip matome 6 lentelėje, šis fondas jautriausiai reagavo į JAV ekonominę situaciją. Bedarbių paraiškų skaičius, pinigų kiekis bei ISM pramonės gamybos indeksas buvo reikšmingas su 95 proc. tikimybe ne realiu laiku, tačiau mėnesį prieš. Mažmeninės prekybos apimtys taip pat buvo reikšmingos su 95 proc. tikimybe, tuo tarpu vartotojų kainų indeksas buvo reikšmingiausias, kadangi reikšmingumo lygis siekė 99 proc. Sekantis regionas, kuris buvo analizuojamas yra Pietų ir Šiaurės Amerikos biržoje prekiaujami akcijų fondai. Tyrimo rezultatai pateikti 3.3. lentelėje.

3.3. lentelė

JAV makroekonominių rodiklių reikšmingumo Pietų ir Šiaurės Amerikos biržoje prekiaujamų akcijų fondų gražai vertinimas

Makroekonominis rodiklis	EWC		EWW		EWZ		ILF	
	Koef.	p-reikšmė	Koef.	p-reikšmė	Koef.	p-reikšmė	Koef.	p-reikšmė
Δ Bedarbių paraiškų skaičius	-0,269	0,052*	-0,144	0,417	-0,544	0,051*	-0,437	0,154
Δ Bedarbių paraiškų sk. _(t-1)	-0,306	0,053*	-0,175	0,292	-0,296	0,164	-0,392	0,133
Δ Bedarbių paraiškų sk. _(t-2)	0,043	0,714	0,053	0,645	0,077	0,666	0,010	0,958
Δ Pinigų kiekis	0,806	0,235	1,198	0,114	0,125	0,875	-1,222	0,422
Δ Pinigų kiekis _(t-1)	-0,460	0,611	-2,208	0,007***	-2,319	0,009***	-2,851	0,010***
Δ Pinigų kiekis _(t-2)	-1,257	0,186	-0,760	0,309	-0,715	0,492	-0,793	0,283
Δ ISM gamybos indeksas	0,287	0,176	0,333	0,132	0,502	0,092*	0,465	0,142
Δ ISM gamybos indeksas _(t-1)	0,193	0,351	0,358	0,057*	0,109	0,622	-0,078	0,806
Δ ISM gamybos indeksas _(t-2)	-0,046	0,833	-0,094	0,658	-0,290	0,244	-0,661	0,124
Δ Vartotojų kainų indeksas	0,034	0,985	-3,417	0,094*	-0,097	0,974	-10,610	0,194
Δ Leidimai naujoms statyboms	-0,040	0,753	-0,051	0,692	0,115	0,515	1,336	0,173
Δ Mažmeninių pardavimų apimtys	1,743	0,064*	2,572	0,004***	2,075	0,158	0,473	0,824
Δ Nedarbo lygis _(t+1)	0,043	0,246	0,019	0,581	0,115	0,026**	-0,034	0,728
Δ Nedarbo lygis _(t+2)	0,002	0,966	0,020	0,594	0,013	0,804	0,171	0,213
Δ Nedarbo lygis _(t+3)	-0,007	0,861	-0,058	0,155	-0,024	0,660	-0,156	0,177

Sudarius Pietų ir Šiaurės Amerikos regiono, biržoje prekiaujamų akcijų fondų, regresinės analizės modelius, taip pat buvo atlikti 3 testai modelio tinkamumui įvertinti. T.y. Breusch - Godfrey testas autokoreliacijai nustatyti, multikolinerumo bei heteroskediškumo

testas. Visiems fondams buvo nustatytas heteroskediškumas, todėl buvo naudojama robust standart errors funkcija, kuri atsižvelgdama į tai, kad duomenims būdingas heteroskediškumas, pateikia tikslesnius reikšmingumo duomenis. Autokoreliacija ir multikolinierumas buvo nenustatytas. (Žr. 3 priedą) Kanados (EWC) biržoje prekiaujamo fondo grąžai buvo reikšmingi 2 makroekonominiai rodikliai. Bedarbių paraiškų skaičius realiu laiku ir mėnesį prieš buvo reikšmingas su 90 proc. tikimybe. Taip pat mažmeninių pardavimų apimtys turėjo reikšmingos įtakos su 90 proc. tikimybe. Meksikos (EWW) biržoje prekiaujamo fondo grąžai reikšmingi buvo keturi makroekonominiai rodikliai. ISM pramonės gamybos indeksas $t-1$ bei vartotojų kainų indeksas buvo reikšmingi su 90 proc. tikimybe, tuo tarpu $M1_{t-1}$ bei mažmeninių pardavimų apimtys buvo reikšmingi su 99 proc. tikimybe. Kaip matyti 3.3. lentelėje, Brazilijos (EWZ) biržoje prekiaujamo fondo grąžai bedarbių paraiškų skaičius t laiko momentu bei ISM pramonės gamybos indeksas buvo reikšmingas su 90 proc. tikimybe. Tuo tarpu pinigų kiekio reikšmingumas pasireiškė prieš du mėnesius. Ir buvo reikšmingas su 99 proc. tikimybe. Nedarbo lygis buvo tiriamas trim laiko tarpais t.y. po mėnesio, dviejų ir trijų. Kadangi šis rodiklis yra vėluojantis ekonomikos indikatorius, EWZ fondo grąžai buvo reikšmingas po vieno mėnesio. ILF biržoje prekiaujamas fondas buvo mažiausiai jautrus JAV makroekonominių rodiklių pokyčiams. Kadangi vienintelis rodiklis t.y. pinigų kiekis $t-1$ buvo reikšmingas su 99 proc. tikimybe. Paskutinis regionas, kuris buvo analizuojamas yra besivystančių rinkų biržoje prekiaujami akcijų fondai. Tyrimo rezultatai pateikti 3.4. lentelėje.

3.4. lentelė

JAV makroekonominių rodiklių reikšmingumo besivystančių rinkų biržoje prekiaujamų akcijų fondų grąžai vertinimas

Makroekonominis rodiklis	EEM		EWM		EZA	
	Koef.	p-reikšmė	Koef.	p-reikšmė	Koef.	p-reikšmė
Δ Bedarbių paraiškų sk.	-0,503	0,127	-0,094	0,348	-0,217	0,350
Δ Bedarbių paraiškų sk. $(t-1)$	-0,400	0,094*	-0,085	0,418	-0,316	0,206
Δ Bedarbių paraiškų sk. $(t-2)$	0,069	0,757	-0,011	0,922	-0,248	0,090*
Δ Pinigų kiekis	-0,948	0,484	0,560	0,191	0,690	0,423
Δ Pinigų kiekis $(t-1)$	-1,550	0,216	-1,274	0,027**	-2,754	0,001***
Δ Pinigų kiekis $(t-2)$	1,066	0,559	-0,411	0,544	-0,321	0,601
Δ ISM gamybos indeksas	0,049	0,894	0,285	0,052*	0,293	0,258
Δ ISM gamybos indeksas $(t-1)$	0,118	0,657	0,224	0,054*	0,024	0,914
Δ ISM gamybos indeksas $(t-2)$	-0,004	0,994	-0,241	0,071*	-0,208	0,448
Δ Vartotojų kainų indeksas	-2,558	0,762	-2,693	0,068*	-7,742	0,063*

Δ Leidimai naujoms statyboms	0,828	0,229	0,061	0,552	0,501	0,221
Δ Mažmeninių pardavimų apimtys	-1,992	0,525	1,240	0,084*	2,035	0,144
Δ Nedarbo lygis _(t+1)	-0,033	0,672	0,027	0,315	0,004	0,942
Δ Nedarbo lygis _(t+2)	0,140	0,171	-0,027	0,418	0,094	0,188
Δ Nedarbo lygis _(t+3)	-0,154	0,120	0,011	0,693	-0,048	0,411

Sudarius besivystančių rinkų, biržoje prekiaujamų akcijų fondų, regresinės analizės modelius, taip pat buvo atlikti 3 testai modelio tinkamumui įvertinti. T.y. Breusch - Godfrey testas autokoreliacijai nustatyti, multikolinerumo bei heteroskediškumo testas. Visiems fondams buvo nustatytas heteroskediškumas, todėl buvo naudojama robust standart errors funkcija, kuri atsižvelgdama į tai, kad duomenims būdingas heteroskediškumas, pateikia tikslesnius reikšmingumo duomenis. Autokoreliacija ir multikolinerumas buvo nenustatyti. (Žr. priedą) EEM biržoje prekiaujamas fondas buvo mažiausiai jautrus. Šiam fondui vienintelis bedarbių paraiškų skaičius t_{-1} laiko tarpu buvo reikšmingas su 90 proc. tikimybe. Visi kiti analizuojami JAV makroekonominiai rodikliai neturėjo jokios reikšmingos įtakos. Malaizijos (EWM) fondo grąžai reikšmingos įtakos turėjo pinigų kiekis t_{-1} laiko tarpu. ISM pramonės gamybos indeksas yra aplenkiantis makroekonominis rodiklis, todėl buvo tiriama ar šis rodiklis turi reikšmingos įtakos t , $t-1$, $t-2$ laiko momentu. Šiam fondui su 90 proc. tikimybe šis rodiklis buvo reikšmingas visais analizuojamais laiko momentais. Kaip matyti 3.4. lentelėje, vartotojų kainų indeksas bei mažmeninių pardavimų apimtys taip pat buvo reikšmingos su 90 proc. tikimybe. Paskutinis analizuojamas fondas yra Pietų Afrikos (EZA) regiono. Analizuojant 3.4. lentelę, matome, jog su 90 proc. tikimybę buvo reikšmingi du JAV makroekonominiai rodikliai. T.y. bedarbių paraiškų skaičius t_{-2} laiko momentu bei vartotojų kainų indeksas. Pinigų kiekis t_{-1} buvo reikšmingas su 99 proc. tikimybe. Apibendrinti viso tyrimo rezultatai pateikti 3.5. lentelėje.

3.5. lentelė

Makroekonominių veiksnių reikšmingumas pagal ETF regioną

Makroekonominis rodiklis	Makroekonominių veiksnių reikšmingumas pagal ETF regioną
Aplenkiantys ekonominiai rodikliai	
1. Paraiškų dėl nedarbo pašalpos gavimo skaičius JAV	Azija, Šiaurės ir Pietų Amerika
3. ISM instituto JAV gamybos pramonės indeksas	Europa, Azija, Šiaurės ir Pietų Amerika, besivystančios rinkos
4. JAV pinigų kiekis	Europa, Azija, Šiaurės ir Pietų Amerika, besivystančios rinkos
Sutampantys ekonominiai rodikliai	
1. JAV vartotojų kainų indeksas	Azija, Šiaurės ir Pietų Amerika, besivystančios rinkos
2. JAV mažmeninės prekybos apimtys	Europa, Azija, Šiaurės ir Pietų Amerika, besivystančios rinkos
3. JAV leidimų naujoms statyboms skaičius	Šiaurės ir Pietų Amerika, besivystančios rinkos
Vėluojantis ekonomikos rodiklis	

Atliktas tyrimas, tarp JAV makroekonominių rodiklių bei biržoje prekiaujamų akcijų fondų gražos, parodė, jog paraiškų dėl nedarbo pašalpos gavimo skaičius buvo reikšmingas Azijos ir Okeanijos bei Šiaurės ir Pietų Amerikos regionams. ISM instituto JAV gamybos pramonės indeksas bei JAV pinigų kiekis reikšmingos įtakos turėjo visiems analizuojamiems regionams. Sekanti rodiklių grupė buvo sutampantys ekonominiai rodikliai. JAV vartotojų kainų indeksas buvo reikšmingas trims analizuojamiems regionams t.y. Azijai ir Okeanijai, Šiaurės ir Pietų Amerikai bei besivystančioms rinkoms. JAV mažmeninės prekybos apimtys turėjo teigiamos įtakos visiems analizuojamiems regionams. Tuo tarpu JAV leidimų naujoms statyboms skaičius buvo reikšmingas Šiaurės ir Pietų Amerikai bei besivystančioms rinkoms. Paskutinis rodiklis, kuris traktuojamas kaip vėluojantis makroekonominis rodiklis, buvo reikšmingas tik Šiaurės ir Pietų Amerikai. Taigi, apibendrinus galima teigti, jog analizuodami situaciją pasaulio ekonomikoje privalome atsižvelgti į padėtį Jungtinėse Amerikos Valstijose.

3.2. JAV orientuojančių ekonomikos ciklo sekos indikatorių reikšmingumo biržoje prekiaujamų akcijų fondų gražai vertinimas ilguoju laikotarpiu

Šio tipo indikatorių tikslas yra numatyti galimą nuosmukį ar pakilimą, todėl daug ekonomistų, stengiasi šiuos rodiklius tinkamai išanalizuoti ir, svarbiausia, tinkamai interpretuoti. Kadangi investuotojams svarbu iš anksto numatyti ekonomikos pokyčius, buvo atliekama variacijos išskaidymo analizė. (Žr. 4 priedą) Variacija parodo, kokią dalį kiekvienas kintamasis prisideda prie kitų kintamųjų autoregresijos. Tai lemia kokią prognozuojamų paklaidų variacijos dalis gali būti paaiškinta kitų kintamųjų išoriniais šokais. 3.6. lentelėje pateikta, kurio laiko momentu, aplenkiantys rodikliai buvo reikšmingi, analizuojamiems biržoje prekiaujamiems akcijų fondams.

3.6. lentelė

JAV orientuojančių ekonomikos ciklo sekos indikatorių reikšmingumo Europos biržoje prekiaujamų akcijų fondų vertinimas ilguoju laikotarpiu

Bedarbių paraiškų skaičius, tūkst. vnt.												
Biržoje prekiaujamas fondas	Laikotarpis, mėn.											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
EWG	0	2,95	6,98	8,12	8,12	8,37	8,42	8,29	9,53	8,73	8,71	8,63
EWL	0	2,99	4,69	7,03	6,26	7,75	8,50	8,42	8,31	7,83	8,35	8,54
EWQ	0	4,60	6,00	9,57	8,77	8,97	10,25	10,42	11,50	10,75	10,68	10,50
EWU	0	2,29	5,48	9,42	8,56	8,47	9,47	9,54	9,70	9,11	9,59	9,66
Pinigų kiekis, mln. \$												
Biržoje prekiaujamas	Laikotarpis, mėn.											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12

fondas												
EWG	0	1,50	4,56	4,29	5,92	6,34	6,44	6,37	6,28	13,36	13,23	13,61
EWL	0	1,77	5,81	5,73	6,55	6,95	6,96	7,01	8,49	13,69	13,20	13,19
EWQ	0	1,28	4,18	3,92	4,24	5,59	6,33	6,67	6,62	11,11	11,10	11,30
EWU	0	0,47	2,72	3,39	3,39	4,21	4,17	4,15	4,99	10,68	11,16	11,54
ISM pramonės gamybos indeksas												
Biržoje prekiaujamas fondas	Laikotarpis, mėn.											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
EWG	0	0,01	0,243	1,98	3,60	6,17	6,84	8,30	8,23	8,03	10,23	10,06
EWL	0	5,10	5,26	5,01	8,54	9,16	9,15	10,41	10,30	9,93	12,28	12,16
EWQ	0	3,33	3,44	3,74	6,60	6,87	6,91	6,95	6,92	6,56	7,07	8,13
EWU	0	1,02	1,26	1,23	3,10	4,83	4,74	5,30	5,26	4,93	5,10	5,95

Atlikus reikšmingumo testą ankstesniame skyriuje, buvo nustatyta, jog bedarbių paraiškų skaičius neturėjo įtakos nei vienam Europos biržoje prekiaujamam fondui. Tačiau, kaip matyti 3.6. lentelėje, bedarbių paraiškų skaičius tik ilguoju laikotarpiu darosi reikšmingas. Mažiausiai jautrus šiam rodikliui buvo Šveicarijos biržoje prekiaujami akcijų fondai. Tuo tarpu Vokietijos, Prancūzijos bei Didžiosios Britanijos biržoje prekiaujami fondai buvo jautresni, kadangi Vokietijos bei Prancūzijos biržoje prekiaujamam akcijų fondui reikšmingumas buvo didžiausias 9 laiko lažą, o Didžiosios Britanijos 12 laiko lažą. Analizuojant pinigų kiekį, matome jog visiems Europos biržoje prekiaujamiems fondams pinigų kiekis buvo reikšmingesnis ilguoju laiko tarpu nei trumpuoju. 9 mėnesį šio rodiklio reikšmingumas pasikeitė apie du kartus. ISM gamybos pramonės indeksas buvo mažiausiai reikšmingas rodiklis visiems analizuojamiems fondams. Tik Šveicarijos (EWL) fondui šis rodiklis buvo reikšmingas nuo 2 mėnesio ir toliau vis didėjo. Vokietijos fondui reikšmingumas pasireiškė 11 laiko lažą, Prancūzijos ir Didžiosios Britanijos 12 laiko lažą, tačiau tai sudarė labai mažą procentinį dydį. Sekantis regionas, kuris buvo analizuojamas yra Azijos ir Okeanijos, gauti duomenis pateikti 3.7. lentelėje.

3.7. lentelė

JAV orientuojančių ekonomikos ciklo sekos indikatorių reikšmingumo Azijos ir Okeanijos biržoje prekiaujamų akcijų fondų gražai vertinimas ilguoju laikotarpiu

Bedarbių paraiškų skaičius, tūkst. vnt.												
Biržoje prekiaujamas fondas	Laikotarpis, mėn.											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
EWA	0	6,94	11,26	11,98	12,27	11,36	13,37	14,25	14,20	13,77	14,56	14,67
EWH	0	0,53	2,72	3,88	4,24	4,18	4,18	4,23	4,35	4,27	4,78	6,82
EWY	0	2,87	7,78	6,79	6,91	7,95	11,08	11,98	11,91	11,65	12,57	14,30
EWJ	0	3,85	8,19	7,82	8,03	7,91	7,78	9,03	9,09	9,39	9,76	10,27
EWS	0	4,02	7,49	7,77	6,97	6,95	7,65	8,08	8,67	8,80	9,52	9,96
Pinigų kiekis, mln. \$												
Biržoje prekiaujamas fondas	Laikotarpis, mėn.											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
EWA	0	2,41	3,45	3,24	6,53	8,55	8,44	9,03	9,14	10,17	10,01	10,43

EWH	0	1,77	5,70	5,65	7,06	8,52	8,34	8,36	8,34	10,85	10,89	10,72
EWY	0	0,75	1,07	1,73	2,72	2,80	3,03	3,32	3,34	5,46	5,43	5,40
EWJ	0	4,48	4,91	4,78	7,20	8,57	8,71	8,36	8,35	9,33	9,07	9,02
EWS	0	3,32	6,59	8,25	13,04	14,34	14,23	13,96	13,95	18,57	18,77	18,87
ISM pramonės gamybos indeksas												
Biržoje prekiaujamas fondas	Laikotarpis, mėn.											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
EWA	0	1,09	2,10	2,32	3,77	7,12	7,16	7,06	7,29	7,04	8,07	8,37
EWH	0	0,84	0,84	0,81	2,49	3,25	3,39	4,46	4,65	4,70	5,02	4,92
EWY	0	1,53	1,61	2,53	3,59	4,16	4,92	5,62	6,52	6,51	6,73	6,98
EWJ	0	0,20	0,87	3,76	4,03	5,41	5,28	7,53	8,23	8,19	9,41	9,72
EWS	0	1,43	1,34	1,37	2,74	3,14	4,16	5,46	5,44	5,23	5,23	5,99

Atlikus variacijos išskaidymo analizę matome, jog Honkongo biržoje prekiaujamas akcijų fondas buvo mažiausiai jautrus bedarbių paraiškų skaičiaus pokyčiui. Kadangi tik 12 mėnesį buvo reikšmingas ir sudarė vos 6,82 proc. Australijos fondas labiausiai reagavo į bedarbių paraiškų skaičių, kadangi tiek trumpuoju, tiek ilguoju laikotarpiu sudarė nemažą procentinį dydį. Pietų Korėjos prekiaujamam fondui šis rodiklis buvo reikšmingas taip pat ilguoju laikotarpiu, kadangi nuo 6 laiko lago reikšmingumas ėmė ženkliai didėti. Japonijos biržoje prekiaujamas fondas buvo reikšmingas trumpuoju laikotarpiu, tuo tarpu Singapūro biržoje prekiaujamas akcijų fondas buvo ne ženkliai reikšmingas 12 mėnesį. Pinigų kiekis Australijos (EWA) biržoje prekiaujamam fondui buvo reikšmingas ilguoju laiko tarpu, kadangi 12 mėnesį sudarė didžiausią procentinį dydį. Honkongo (EWH) biržoje prekiaujamo akcijų fondo gražai pinigų kiekis buvo reikšmingiausias 11 laiko lago momentu. Japonijos (EWJ) ir Pietų Korėjos (EWY) biržoje prekiaujami fondai buvo mažiausiai jautrus, kadangi sudarė labai mažą procentinį dydį. Tuo tarpu Singapūro (EWS) biržoje prekiaujamas fondas reagavo jautriausiai, kadangi nuo 3 mėnesio reikšmingumas didėjo, todėl tiek trumpuoju, tiek ilguoju laikotarpiu šis rodiklis buvo reikšmingas šiam fondui. 12 mėnesį šis rodiklis siekė 18,87 proc., ir tai reiškia jog tokią dalį bedarbių paraiškų skaičius prisideda prie šio fondo autoregresijos. ISM gamybos pramonės indeksas buvo mažiausiai reikšmingas rodiklis visiems analizuojamiems fondams. Japonijos (EWJ) fondui šis rodiklis buvo reikšmingas nuo 7 mėnesio ir toliau vis didėjo. Honkongo (EWH) fondui reikšmingumas pasireiškė 11 laiko lagą, tuo tarpu Australijos, Singapūro ir Pietų Korėjos 12 laiko lagą, tačiau tai sudarė labai mažą dalį. Sekantis regionas, kuris buvo analizuojamas yra Šiaurės ir Pietų Amerika, gauti duomenis pateikti 3.8. lentelėje.

3.8. lentelė

JAV orientuojančių ekonomikos ciklo sekos indikatorių reikšmingumo Šiaurės ir Pietų Amerikos biržoje prekiaujamų akcijų fondų gražai vertinimas ilguoju laikotarpiu

Bedarbių paraiškų skaičius, tūkst. vnt.												
Biržoje prekiaujamas fondas	Laikotarpis, mėn.											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
EWC	0	8,98	12,43	15,03	13,08	13,04	12,23	11,81	12,85	12,56	13,09	12,93
EWV	0	5,07	6,87	7,50	6,50	6,59	6,76	6,81	6,86	7,21	7,73	8,74
EWZ	0	3,98	7,72	10,50	9,98	9,81	9,75	10,22	10,31	10,07	10,67	12,77
ILF	0	3,37	3,64	4,12	6,19	6,68	6,93	7,98	9,24	9,85	9,87	10,21
Pinigų kiekis, mln. \$												
Biržoje prekiaujamas fondas	Laikotarpis, mėn.											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
EWC	0	0,01	1,48	2,01	5,31	5,46	6,55	6,87	6,76	8,16	8,10	7,79
EWV	0	4,39	5,35	5,20	9,13	10,36	10,41	10,24	10,83	12,90	13,44	13,58
EWZ	0	0,25	1,78	2,36	3,12	5,51	5,34	6,76	6,62	8,80	8,71	8,37
ILF	0	0,91	1,26	1,28	1,40	1,86	2,17	2,90	2,98	2,93	3,03	3,02
ISM pramonės gamybos indeksas												
Biržoje prekiaujamas fondas	Laikotarpis, mėn.											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
EWC	0	3,13	4,12	4,46	5,11	5,16	5,43	6,96	6,89	6,80	6,97	9,70
EWV	0	2,75	3,82	3,97	5,24	5,23	5,19	7,41	7,36	7,35	7,26	7,74
EWZ	0	0,54	0,82	0,85	3,02	5,91	6,23	6,09	6,91	6,77	7,03	8,02
ILF	0	0,25	0,26	1,04	1,40	1,84	2,95	4,24	5,01	5,12	5,23	5,23

Atlikus variacijos išskaidymo analizę matome, jog Kanados (EWC) biržoje prekiaujamas akcijų fondas buvo labiausiai jautrus bedarbių paraiškų skaičiaus pokyčiui, kadangi reikšmingumas padidėjo jau nuo 2 mėnesio ir didžiausią įtaką sudarė 5 mėnesį. Kiti šio regiono fondai, buvo mažiau jautrus šio rodiklio pokyčiui. Meksikos (EWV) fondas reagavo tiek trumpuoju, tiek ilguoju laikotarpiu. 4 analizuojamą mėnesį sudarė 7,5 proc. tuo tarpu ilguoju laikotarpiu t.y. 12 mėnesį sudarė 8,74 proc. Brazilijos (EWZ) biržoje prekiaujamam fondui bedarbių paraiškų skaičius buvo reikšmingas nuo 3 mėnesio ir didėjo iki pat 12 mėnesio. Lotynų Amerikos (ILF) fondas buvo mažiau jautrus šio rodiklio pokyčiui ir tik 12 laiko momentu sudarė 10,21 proc. Pinigų kiekis Kanados (EWC) bei Lotynų Amerikos (ILF) biržoje prekiaujamiems fondams buvo mažiausiai jautrus. Kanados biržoje prekiaujamam fondui tik 10 mėnesį šis rodiklis buvo reikšmingas ir sudarė tik 8,16 proc. Tuo tarpu Lotynų Amerikos biržoje prekiaujamam fondui šis rodiklis beveik neturėjo jokios įtakos tiek trumpuoju, tiek ilguoju laikotarpiu. Kaip matyti 3.8. lentelėje, šio fondo reikšmingumas 11 mėnesį sudarė vos 3,03 proc. Brazilijos (EWZ) biržoje prekiaujamas akcijų fondas taip pat nepasizymėjo ženkliu reikšmingumu. Pinigų kiekio pokytis buvo reikšmingas ilguoju laikotarpiu t.y. 10 analizuojamą mėnesį, kadangi sudarė daugiausiai t.y. 8,80 proc. ISM gamybos pramonės indekso pokytis turėjo apylygį reikšmingumą. Šio rodiklio pokytis Pietų ir

Šiaurės Amerikos regionui turėjo reikšmingos įtakos tik ilguoju laikotarpiu, kadangi didžiausią procentinį dydį sudarė 12 mėnesį. EWC fondo 9,70 proc., EWW - 7,74 proc., EWZ – 8,02 proc., o ILF – 5,23 proc. Sekantis regionas, kuris buvo analizuojamas yra besivystančių rinkų regionas, gauti duomenis pateikti 3.9. lentelėje.

3.9. lentelė

JAV orientuojančių ekonomikos ciklo sekos indikatorių reikšmingumo Besivystančių rinkų biržoje prekiaujamų akcijų fondų gražai vertinimas ilguoju laikotarpiu

Bedarbių paraiškų skaičius, tūkst. vnt.												
Biržoje prekiaujamas fondas	Laikotarpis, mėn.											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
EEM	0	2,69	2,99	3,36	3,63	4,66	4,94	4,92	4,89	5,00	5,20	5,48
EWM	0	0,24	1,17	1,90	1,83	1,83	4,83	4,98	4,95	5,39	6,29	6,85
EZA	0	6,33	7,28	7,29	7,85	8,00	11,63	11,32	11,60	11,85	11,83	12,32
Pinigų kiekis, mln. \$												
Biržoje prekiaujamas fondas	Laikotarpis, mėn.											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
EEM	0	0,60	2,32	2,36	2,40	3,44	3,47	3,63	3,65	3,55	4,39	4,49
EWM	0	7,36	8,43	8,94	11,03	12,54	12,13	12,29	12,17	12,29	12,20	12,03
EZA	0	0,63	0,69	0,65	2,05	3,66	4,04	4,99	6,13	6,06	6,69	6,70
ISM pramonės gamybos indeksas												
Biržoje prekiaujamas fondas	Laikotarpis, mėn.											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
EEM	0	1,62	3,93	3,91	5,61	5,88	7,34	7,48	8,03	7,82	8,00	8,02
EWM	0	0	2,20	2,37	3,08	4,31	5,64	5,66	6,64	6,99	6,93	6,91
EZA	0	0,06	0,31	2,22	3,50	3,79	3,84	4,19	5,35	5,29	5,82	5,79

Atlikus variacijos išskaidymo analizę matome, jog bedarbių paraiškų skaičiaus pokyčio reikšmingumas EEM biržoje prekiaujamam akcijų fondui didėjo tik palaiptai ir labai nežymiai. Didžiausia reikšmė sudarė 12 mėnesį ir sudarė vos 5,48 proc. Afrikos (EWM) biržoje prekiaujamas akcijų fondas buvo taip pat mažai jautrus šio rodiklio pokyčiui. Tik nuo 7 mėnesio ši reikšmė didėjo ir 12 mėnesį sudarė 6,85 proc. Malaizijos fondas reagavo labiausiai į šio rodiklio pokytį, kadangi tiek trumpuoju, tiek ilguoju laikotarpiu šis rodiklis turėjo reikšmingos įtakos. Reikšmingiausias šio rodiklio pokytis buvo 12 mėnesį ir sudarė 12,32 proc. Pinigų kiekio pokytis buvo reikšmingiausias Malaizijos biržoje prekiaujamam fondui. Kadangi tiek trumpuoju, tiek ilguoju laikotarpiu sudarė nemažą procentinį dydį. Reikšmingiausias šiam fondui buvo 6 laiko lagą ir sudarė 12,54 proc. Tuo tarpu mišrus ir Pietų Afrikos biržoje prekiaujami fondai buvo mažiausiai jautrūs šio rodiklio pokyčiui. EEM fondui reikšmingiausias buvo ilguoju laikotarpiu, t.y. 12 mėnesį ir sudarė vos 4,49 proc. Tuo tarpu Pietų Afrikos fondui didžiausia įtaką buvo 11 mėnesį ir sudarė 6,69 proc. ISM gamybos pramonės indekso pokytis turėjo apylygį reikšmingumą. Šio rodiklio pokytis besivystančių

rinkų regionui turėjo reikšmingos įtakos tik ilguoju laikotarpiu. EEM fondo didžiausias reikšmingumas pasireiškė 9 mėnesį ir sudarė 8,03 proc., EWM fondo - 10 mėnesį, ir sudarė 6,99 proc., o EZA fondui reikšmingos įtakos turėjo tik 11 analizuojamą mėnesį ir sudarė vos 5,82 proc.

Taigi apibendrinus galima teigti, jog atliktas tyrimas, tarp JAV makroekonominių rodiklių bei biržoje prekiaujamų akcijų fondų grąžos, parodė, jog visi JAV makroekonominiai rodikliai daugiau ar mažiau buvo reikšmingi skirtinguose regionuose biržoje prekiaujamiems akcijų fondams. Paraiškų dėl nedarbo pašalpos gavimo skaičius buvo reikšmingas Azijos ir Okeanijos bei Šiaurės ir Pietų Amerikos regionams. JAV vartotojų kainų indeksas turėjo teigiamos įtakos šiems regionams: Azijai ir Okeanijai, Šiaurės ir Pietų Amerikai bei besivystančioms rinkoms. JAV leidimų naujoms statyboms skaičius buvo reikšmingas Šiaurės ir Pietų Amerikai bei besivystančioms rinkoms. Nedarbo lygis buvo reikšmingas tik Šiaurės ir Pietų Amerikai. Tuo tarpu ISM instituto JAV gamybos pramonės indeksas, JAV pinigų kiekis bei JAV mažmeninės prekybos apimtys reikšmingos įtakos turėjo visiems analizuojamiems regionams. Kadangi investuotojams svarbu iš anksto numatyti ekonomikos pokyčius, taip pat buvo atlikta variacijos išskaidymo analizė. Atlikta analizė parodė, jog makroekonominiai rodikliai turi reikšmingos įtakos ne tik trumpuoju, bet ir ilguoju laikotarpiu. Taigi, darbo pradžioje iškelta hipotezė pasitvirtina.

IŠVADOS IR PASIŪLYMAI

Biržoje prekiaujami fondai (ETF) – viena inovatyviausių paskutiniojo dešimtmečio finansinė priemonė, kuri iš esmės pakeitė investicinių portfelių sudarymą JAV ir Vakarų Europoje. 67 procentai investavimo profesionalu ETF laiko inovatyviausia pastarųjų dviejų dešimtmečių investicine priemone. Tarp seniausių ir iki šiol plačiai paplitusių ETF yra žinomi šie: SPDRS, DIAMONDS, WEBS, QQQ bei iSHARES. Yra išskiriamos dvi pagrindinės ETF rūšys - aktyviai valdomi ir pasyviai valdomi ETF. Aktyviai valdomi ETF nesiekia atkartoti jokie indekso. Aktyviai valdomo ETF investuoja lėšas į fondo valdytojo parinktus vertybinius popierius. Šių ETF tikslas yra siekti didesnės investicijų grąžos nei rinkos vidurkis. Pasyviai valdomi fondai siekia atkartoti nustatytą rinkos indeksą. Šie fondai vadinami pasyviais, nes neturi fondo valdytojo, kuris aktyviai valdydamas fondą siektų uždirbti daugiau nei rinkos vidurkis. Pasyviai valdomi fondai yra išskiriami šie: indekso ETF, sektoriaus ETF, ETF susieti su prekių rinkų indeksais, valiutos ETF, obligacijų ETF, rizikos fondų ETF, svertiniai ETF, atvirkštiniai ETF.

Apibendrinant mokslinių darbų atliktus tyrimus galima teigti, jog egzistuoja daugybė įvairiausių tyrimo metodų, skirtų makroekonominių šalies rodiklių ir įvairių finansinių priemonių sąveikai ištirti. Analizuojant užsienio autorių mokslinius darbus ekonomine tematika, galima nesunkiai pastebėti, jog analizuojamojo ryšio tyrimo bei koncepcinio vertinimo metodika ir jos specifika yra daug platesnė ir labiau išvystyta nei lietuvių atliktų mokslinių darbų. Dažniausiai tyrimams atlikti naudojami šie metodai: Granger priežastingumo testas, regresinės analizės metodas, vektorinės autoregresinės analizės modelis, koreliacijos metodas ir kt.

ETF fondų skaičius didėja kasmet. Dalis ekspertų neatmeta galimybės, kad biržoje prekiaujami fondai užims didžiąją investavimo į fondus rinkos dalį per ateinančią dešimtmetį. 2013 metų pabaigoje ETF fondų skaičius siekė net 3581, o jų prekyba buvo vykdoma 58 biržose visame pasaulyje. 2013 metais ETF fondų valdomas turtas siekė 1,8 trln. dolerių ir tai yra 9 kartus daugiau nei 2003 metais. Tyrimui atlikti buvo atrinkti keturių regionų fondai t.y. Europos, Azijos ir Okeanijos, Pietų ir Šiaurės Amerikos bei besivystančios rinkos. 2004-2014 metų laikotarpyje bedarbių paraiškų skaičius yra priešingas ETF fondų rodiklių rezultatams, kadangi didėjant bedarbių paraiškų skaičiui, blogėja šalies ekonominė situacija. ISM instituto JAV gamybos pramonės indeksas yra makroekonominis rodiklis, kurį mokslinės literatūros autoriai nurodo kaip aplenkiantį ekonomikos ciklo sekos indikatorių. Tai taip pat pagrindžia tai, jog prasidėjus JAV krizei, šis rodiklis daug anksčiau sureagavo nei finansų rinkos.

Sekantis rodiklis, kuris buvo analizuojamas yra pinigų pasiūla. Šis rodiklis yra svarbus ekonomistams, bandantiems suprasti, kaip politika paveiks palūkanų normas ir vystymąsi. Pinigų kiekio rodiklis numato akcijų indekso kitimą, o akcijų indekso pasikeitimas numato pinigų srautų pasikeitimą. Kaip žinoma, 2014 metais paskutinįjį ketvirtį FED sumažino kiekybinio skatinimo programos apimtį. Vartotojų kainų indeksas per visą analizuojamą laikotarpį turėjo tendencija didėti. Visų analizuojamų ETF fondų vertės kito atitinkamai. Kaip ir minėta anksčiau infliacija lemia palūkanų normų didėjimą, o tai turi įtakos akcijų kainų kritimui. Ir akcijų, ir obligacijų kainos mažėja esant infliacijai, daugiausia dėl laukto palūkanų normų kilimo. 2014 metų gegužės mėnesį leidimų naujoms statyboms skaičius didėjo. Tai greičiausias augimo tempas per pastaruosius 5 mėnesius. Panašu, kad JAV statybų sektorius rodo atsigavimo ženklus po akivaizdaus sulėtėjimo žiemos mėnesiais. Nedarbo lygis yra priešingas finansų rinkoms, kadangi didėjant nedarbui, akcijų kainos krenta. Ištikus pasaulį finansų krizę, nedarbo lygis nuo 4,4 proc. išaugo net 2,3 karto t.y. iki 10 proc. 2009 metais, nedarbo lygis pasiekęs 10 %, buvo didžiausias nuo 1983 m. gruodžio.

Atliekant JAV makroekonominių rodiklių poveikio skirtingų regionų akcijų ETF grąžai tyrimą buvo sudaryta 16 regresijos modelių. Šiems modeliams buvo atlikti 3 testai modelio tinkamumui įvertinti t.y. Breusch - Godfrey testas autokoreliacijai nustatyti, multikolinerumo bei heteroskediškumo testas. Visi modeliai yra tinkami ir gali būti naudojami, kadangi nei vienam nebūdinga autokoreliacija bei multikolinerumas. Tačiau kai kuriems modeliams buvo nustatytas heteroskediškumas, to pasakoje buvo naudojama robust standart errors funkcija, kuri atsižvelgdama į tai, pateikia tikslesnius reikšmingumo duomenis. Atliktas tyrimas, tarp JAV makroekonominių rodiklių bei biržoje prekiaujamų akcijų fondų grąžos, parodė, jog paraiškų dėl nedarbo pašalpos gavimo skaičius buvo reikšmingas Azijos ir Okeanijos bei Šiaurės ir Pietų Amerikos regionams. ISM instituto JAV gamybos pramonės indeksas bei JAV pinigų kiekis reikšmingos įtakos turėjo visiems analizuojamiems regionams. Sekanti rodiklių grupė buvo sutampantys ekonominiai rodikliai. JAV vartotojų kainų indeksas buvo reikšmingas trims analizuojamiems regionams t.y. Azijai ir Okeanijai, Šiaurės ir Pietų Amerikai bei besivystančioms rinkoms. JAV mažmeninės prekybos apimtys turėjo teigiamos įtakos visiems analizuojamiems regionams. Tuo tarpu JAV leidimų naujoms statyboms skaičius buvo reikšmingas Šiaurės ir Pietų Amerikai bei besivystančioms rinkoms. Paskutinis rodiklis, kuris traktuojamas kaip vėluojantis makroekonominis rodiklis, buvo reikšmingas tik Šiaurės ir Pietų Amerikai. Taigi, apibendrinus galima teigti, jog analizuodami situaciją pasaulio ekonomikoje investuotojai privalo atsižvelgti į padėtį Jungtinėse Amerikos Valstijose. Kadangi investuotojams svarbu iš anksto numatyti ekonomikos pokyčius, taip pat buvo atliekama variacijos išskaidymo analizė. Šiai analizei atlikti buvo naudojami JAV

aplenkiantys ekonomikos ciklo sekos indikatoriai. Mokslinio darbo pradžioje buvo iškelta hipotezė, jog JAV makroekonominiai rodikliai įtakoja skirtingų regionų biržoje prekiaujamų akcijų fondų grąžą tiek ilguoju, tiek ir trumpuoju laikotarpiu. Atlikta variacijos išskaidymo analizė patvirtino, jog makroekonominiai rodikliai turi reikšmingos įtakos ne tik trumpuoju, bet ir ilguoju laikotarpiu.

Tyrimo rezultatai leidžia formuluoti šiuos *siūlymus*: naujienos – yra biržos variklis. Žmonės reaguoja į naujienas ir priima investicinius sprendimus. Tačiau dažnas ir lieka nesupratęs, kodėl rinka kilo paskelbus BVP, infliaciją, nedarbo lygį ir kitus makroekonominius rezultatus. Makroekonominių rodiklių yra begalė. Vieni jų yra svarbesni, kiti ne tiek svarbūs. Vieni konstatuoja tik ekonomikos būklę prieš kelis mėnesius, kiti parodo kokia ekonominė situacija yra šiuo metu. Investuotojui nebūtina žinoti ir gebėti analizuoti visus makroekonominius rodiklius, tačiau žinoti keletą svarbiausių yra tiesiog privalu. Atliktas tyrimas parodė, kad tarp JAV makroekonominių rodiklių bei biržoje prekiaujamų akcijų fondų grąžos egzistuoja teigiamas ryšys, todėl galima teigti, jog analizuodami situaciją pasaulio ekonomikoje investuotojai privalo atsižvelgti į padėtį Jungtinėse Amerikos Valstijose. Taip pat būtina pabrėžti, kad investuotojams svarbu iš anksto numatyti ekonomikos pokyčius, todėl kiekvienas investuotojas turėtų atkreipti dėmesį į aplenkiančius ekonominius rodiklius. Atkreipus dėmesį į JAV ekonominę situaciją bei numatant ekonomikos pokyčius iš anksto, investuotojams pavyks priimti geresnius investicinius sprendimus: identifikuoti perspektyvias valstybes ir pramonės šakas, laiku investuoti ir pasitraukti, be to investuotojai galės efektyviau valdyti sisteminę riziką.

LITERATŪRA

1. Agapova, A. (2011). *Conventional mutual index funds versus exchange-traded funds*. [interaktyvus] [žiūrėta 2014-09-17]. Prieiga per internetą: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1346644>.
2. Ali I., Rehman K.U., Yilmaz A.K., Khan M.A., Afzal H.,(2010) *Causal relationship between macro-economic indicators and stock exchange prices in Pakistan*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-10-08] Prieiga per internetą:<http://www.researchgate.net/publication/228632570_Causal_relationship_between_macro-economic_indicators_and_stock_exchange_prices_in_Pakistan>
3. Ali M. B. (2011) *Impact of Micro and Macroeconomic Variables on Emerging Stock Market Return: A Case on Dhaka Stock Exchange (DSE)*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-10-22] Prieiga per internetą:<http://www.academia.edu/2540496/Impact_of_Micro_and_Macroeconomic_Variables_on_Emerging_Stock_Market_Return_A_Case_on_Dhaka_Stock_Exchange_DSE >
4. Amenc, N. and Goltz, F. (2009). *The Way Ahead for Exchange-Traded Funds: Results from a European Survey*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-10-26] Prieiga per internetą: <<http://www.ijournals.com/doi/full/10.3905/JAI.2009.12.1.050>>
5. Arora V., Vamvakidis A. (2001) *The impact of U.S. Economic growth on the rest of the world. How much does it matter?* [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-11-21]. Prieiga per internetą:<<http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2001/wp01119.pdf>>
6. Avramov D., Kosowski R., Naik N. Y., Teo M. (2010). *Hedge funds, managerial skill, and macroeconomic variables*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-11-21] Prieiga per internetą:<http://ink.library.smu.edu.sg/cgi/viewcontent.cgi?article=1008&context=bnp_research>
7. Bagdonas R., Klimašauskas D. (2005). *Vertybinių popierių kainai įtaką darantys veiksniai*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-11-21] Prieiga per internetą:<http://www.e-library.lt/resursai/DB/StatistikosDep/LEA/2005_02/lea05_2_07.pdf>
8. Baranauskas S. (2010). *Portfelio sudarymas ir valdymas remiantis makroekonominių rodiklių įtaka OMXV*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-10-24] Prieiga per internetą:<<http://www.btp.vgtu.lt/index.php/btp/article/viewFile/btp.2010.31/32>>
9. *Bloomberg*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-12-01]. Prieiga per internetą:<www.bloomberg.com>

10. Bollapragada, R., Savin, I., Kerbache, L. (2009). *Price Forecasting and Analysis of Exchange Traded Funds*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-10-26] Prieiga per internetą: <<http://www.scirp.org/journal/PaperInformation.aspx?PaperID=29338#.VKvWwdKUeSo>>
11. Boreika P., Pilinkus D.(2009). *Makroekonominių rodiklių ir akcijų kainų tarpusavio ryšys baltijos šalyse*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-11-05] Prieiga per internetą:<<http://internet.ktu.lt/lt/mokslas/zurnalai/ekovad/14/1822-6515-2009-692.pdf>>
12. Brentani C. (2004). *Portfolio Management in Practis*. [interaktyvus] [žiūrėta 2014-10-11]. Prieiga per internetą:< <http://www.scribd.com/doc/112054248/Christine-Brentani-Portfolio-Management-in-Practice-2004>>.
13. Bruno Milani, Paulo Sergio Ceretta, (2014). *Dynamic Correlation between Share Returns, NAV Variation and Market Proxy of Brazilian ETFs*, Inzinerine Ekonomika-Engineering Economics. [interaktyvus] [žiūrėta 2014-09-18]. Prieiga per internetą:<<http://www.inzeko.ktu.lt/index.php/EE/article/viewFile/4274/3425>>.
14. Chelley-Steeley, P.; Park, K. (2011). *Intraday patterns in London listed Exchange Traded Funds*, International Review of Financial Analysis. [interaktyvus] [žiūrėta 2014-09-17]. Prieiga per internetą:<<https://www.econbiz.de/Record/intraday-patterns-in-london-listed-exchange-traded-funds-chelley-steeley-patricia/10009492128>>.
15. Cibulskienė, D., Butkus, M. (2009). *Investicijų ekonomika: finansinės investicijos* (2 knyga), mokomoji knyga. VŠĮ Šiaulių universiteto leidykla. P. 99-116. ISBN 9789986389538.
16. da Fonseca M. A. R., Sant’Ana Ponce L. (2012). *A comparative analysis of the performance of mutual funds for “lower-end” and “upper-end” investors: an assessment based on Brazilian data*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-11-21] Prieiga per internetą:<www.ie.ufjf.br/fgr/arquivos/MutualFundsInBrazil.pdf>
17. Dajczman D. (2008). *ETFs vs. Index Mutual Funds*. [interaktyvus] [žiūrėta 2014-10-05]. Prieiga per internetą:< <http://connection.ebscohost.com/c/articles/34243531/etfs-vs-index-mutual-funds>>.
18. Danilenko S. (2009). *Makroekonominių procesų poveikio akcijų rinkai tyrimas*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-10-08] Prieiga per internetą:<<http://internet.ktu.lt/lt/mokslas/zurnalai/ekovad/14/1822-6515-2009-731.pdf>>
19. Deville L., (2007). *Handbook of Financial Engineering. Exchange Traded Funds: History, Trading and Research*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-10-21] Prieiga per internetą: <<https://halshs.archives-ouvertes.fr/file/index/docid/162223/filename/ETF-survey.pdf>>
20. DiLellio, J. A.; Stanley, D. J. (2011). *ETF trading strategies to enhance client wealth maximization*, Financial services review. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-09-17]. Prieiga per

interneta: <<http://www.academyfinancial.org/wp-content/uploads/2013/10/3C-DiLellio-Stanley.pdf>>.

21. ETF LANDSCAPE (2013). *Global handbook*, [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-10-21] Prieiga per internetą: <http://www.blackrockinternational.com/content/groups/international/site/documents/literature/etfl_globalhandbook_q111.pdf>

22. *ETF-biržoje prekiaujami fondai*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-09-21] Prieiga per internetą: <<http://www.investologija.lt/LT/etf/53/3/etf-kas-tai/etf-veikimo-principas/>>

23. Fabozzi F. J. *The Handbook of Financial Instruments*. [interaktyvus] [žiūrėta 2014-09-17]. Prieiga per internetą: <<http://seekingworldlywisdom.files.wordpress.com/2011/08/the-handbook-of-financial-instruments-fabozzi.pdf>>.

24. *Federalinių rezervų ekonomikos duomenų bazė* [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-12-01]. Prieiga per internetą: <<http://research.stlouisfed.org/fred2/>>

25. Harper, J. T.; Madura, J.; Schnusenberg, O. 2006. *Performance comparison between exchange-traded funds and closed-end country funds*, Journal of International Financial Markets, Institutions & Money. [interaktyvus] [žiūrėta 2014-09-18]. Prieiga per internetą: <http://www.researchgate.net/publication/223800113_Performance_comparison_between_exchange-traded_funds_and_closed-end_country_funds>.

26. *Investiciniai fondai*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-09-21] Prieiga per internetą: <<http://www.finasta.com/lit/lt/taupymas-ir-investavimas/investiciniai-fondai>>

27. Izedonmi P. F., Abdullahi I. B. (2011). *The Effects of Macroeconomic Factors on the Nigerian Stock Returns: A Sectoral Approach*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-10-21] Prieiga per internetą: <https://globaljournals.org/GJMBR_Volume11/4-The-Effects-of-Macroeconomic-factors-on-the-Nigerian.pdf>

28. Yamori, N. (2011). *Commodity ETFs in the Japanese stock exchanges*, Journal of Advanced Studies in Finance. [interaktyvus] [žiūrėta 2014-09-21]. Prieiga per internetą: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/31003/1/Commodity_EFT_20110502.pdf>.

29. Jasienė M., Paškevičius A. (2010). *Lietuvos pinigų ir kapitalo rinkų tarpusavio sąveiką lemiančių veiksnių analizė*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-10-22] Prieiga per internetą: <www.btp.vgtu.lt/index.php/btp/article/download/btp.2010.12/12>

30. *JAV ekonomikos būklė*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-11-21]. Prieiga per internetą: <<http://mruik.lt/2012/05/21/kodel-jav-ekonomikos-bukle-tokia-svarbi-visam-pasauiui/>>

31. Jokšienė I., Žvirblis A. (2011). *Ekonominių ir socialinių veiksnių įtakos investiciniams fondams vertinimo principai*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-10-21] Prieiga per internetą: <<http://www.vta.ttvam.eu/index.php/vta/article/viewFile/136/pdf>>

32. Jūras V. (2009). *Pinigų srautas į ETF teigiamas ir šiomet*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-10-21] Prieiga per internetą: <http://www.alfa.lt/straipsnis/10283450/?Pinigu.srautas.i.ETF.teigiamas.ir.siemet=2009-07-26_16-32>
33. Koncevičienė I., Janickaitė D. (2011) *Makroekonominių veiksnių įtaka NASDAQ OMX Vilnius listinguojamų įmonių akcijų pelno normoms*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-11-05] Prieiga per internetą: <http://vddb.library.lt/fedora/get/LT-eLABa-0001:J.04~2011~ISSN_1648-9098.N_2_22.PG_93-105/DS.002.0.01.ARTIC>
34. Kuok-Kun Chu P., (2011). *Relationship between macroeconomic variables and net asset values (NAV) of equity funds: Cointegration evidence and vector error correction model of the Hong Kong Mandatory Provident Funds (MPFs)* [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-11-21] Prieiga per internetą: <http://www.researchgate.net/publication/241106037_Relationship_between_macro-economic_variables_and_net_asset_values_%28NAV%29_of_equity_funds_Cointegration_evidence_and_vector_error_correction_model_of_the_Hong_Kong_Mandatory_Provident_Funds_%28MPFs%29>
35. Laskienė D., Pekarskienė I. (2007). *Ryšys tarp Lietuvos įmonių akcijų kainos ir makroekonominių veiksnių*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-10-21] Prieiga per internetą: <<http://etalpykla.lituanistikadb.lt/fedora/objects/LT-LDB-0001:J.04~2007~1367163923098/datastreams/DS.002.0.01.ARTIC/content>>
36. Lupu, A. (2010). *Modelling Liquidity Risk of Exchange Traded Funds*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-10-21]. Prieiga per internetą: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1542824>
37. Macijauskas, L. (2011). *Biržoje prekiaujamų fondų (ETF) bendrojo išlaidų rodiklio tyrimas*, Mokslas – Lietuvos ateitis 3(4). [interaktyvus] [žiūrėta 2014-09-18]. Prieiga per internetą: <http://www.mla.vgtu.lt/index.php/mla/article/viewFile/mla.2011.066/pdf_1>.
38. Maeda M. (2009). *Investing in exchange traded funds. How to earn high rates of return – safely*. Atlantic publishing group. ISBN – 10: 1-60138-290-1
39. *Makroekonominių rodiklių įtaka investicijoms*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-09-21.]. Prieiga per internetą: <<http://www.investologija.lt/LT/akcijos/419/8/makroekonominiu-rodikliu-itaka-investicijoms/makroekonominiai-rodikliai-nedarbas/>>
40. Marcišauskienė J., Cibulskienė D. (2013). *Baltijos šalių makroekonominių rodiklių ir akcijų rinkos kainų tarpusavio ryšio vertinimas*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-11-21] Prieiga per internetą: <http://vddb.laba.lt/fedora/get/LT-eLABa-0001:J.04~2013~ISSN_1648-9098.N_1_29.PG_51-61/DS.002.0.01.ARTIC>

41. Marco Avellaneda, (2011). *The ETF Revolution: International and Brazilian Perspectives*. [interaktyvus] [žiūrėta 2014-10-11]. Prieiga per internetą:<<https://www.math.nyu.edu/faculty/avellane/ETFRevolutionIngles.pdf>>.
42. Meric G., Welsh C. N., Weidman, S. M., Meric I., (2008). *Returns and Co-Movements of Domestic and Country Index Funds: Global Portfolio Diversification Implications*, The Journal of Global Business Issues. [interaktyvus] [žiūrėta 2014-10-05]. Prieiga per internetą:<<http://connection.ebscohost.com/c/articles/34410949/returns-co-movements-domestic-country-index-funds-global-portfolio-diversification-implications>>.
43. Mickutė L., Navickaitė D. (2010) *Pabaltijo šalių akcijų pelningumas lemiantys fundamentiniai ir psichologiniai veiksniai*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-10-21] Prieiga per internetą:<<http://etalpykla.lituanistikadb.lt/fedora/get/LT-LDB-001:J.04~2010~1367173567818/>>
44. Milani B., Ceretta P.S. (2014). *Dynamic Correlation between Share Returns, NAV Variation and Market Proxy of Brazilian ETFs*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-11-21] Prieiga per internetą:<<http://www.inzeko.ktu.lt/index.php/EE/article/view/4274>>
45. Mirkė V. (2008). *Fondai, kuriais realiuoju laiku galima prekiauti biržoje*, Investuok bal., Nr. 4(7).
46. *OECD duomenų bazė*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-12-01]. Prieiga per internetą:<http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=MEI_CLI>
47. Pilinkus D., Boguslauskas V. (2009) *The Short-Run Relationship between Stock Market Prices and Macroeconomic Variables in Lithuania: An Application of the Impulse Response Function*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-10-21] Prieiga per internetą:<<http://internet.ktu.lt/lt/mokslas/zurnalai/inzeko/65/1392-2758-2009-5-65-026.pdf>>
48. Right, J.M., Eaker, M.R. (2004). *Exchange Traded Fund*, Darden Business Publishing, UVA-F-1463.
49. Roberts G., Maniam B., Bexley J. (2011). *The Role of the U.S. in the Global Economy*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-11-21]. Prieiga per internetą: <<http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1034.pdf>>.
50. Rompotis, G.G. (2006). *A Cost-Performance Analysis of Exchange Traded Funds: Evidence from iShares*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-10-21] Prieiga per internetą: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=951617>
51. Rosenberg M. L., Weintraub T.N, Hyman S.A, (2008). *ETF Strategies and Tactics. Hedge your portfolio in a changing market*. [interaktyvus] [žiūrėta 2014-09-19]. Prieiga per internetą:<<http://www.goodreads.com/book/show/3208901-etf-strategies-and-tactics>>.

52. Shiskin J., Moore G. H. (1968). *Composite Indexes of Leading, Coinciding and Lagging Indicators*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-09-21]. Prieiga per internetą: <<http://www.nber.org/books/shis68-1>>.
53. Statistinių duomenų bazė. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-11-17]. Prieiga per internetą: <<https://www.tradingview.com/>>
54. Stock J. H., Watson M. W. (1989). *New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-10-21]. Prieiga per internetą: <<http://www.nber.org/chapters/c10968.pdf>>.
55. Svetina, M., Wahal, S. (2008). *Exchange Traded Funds: Performance and Competition*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-09-21] Prieiga per internetą: <<http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm>>
56. Tan R. (2010). *Relationship between stock returns and macroeconomic variables: a study of beverage and food companies listed on the shenzhen stock Exchange*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-10-24] Prieiga per internetą: <<http://www.assumptionjournal.au.edu/index.php/AU-GSB/article/view/505>>
57. Uddin M. B. (2009). *Determinants of market price of stock: A study on bank leasing and insurance companies of Bangladesh*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-10-21] Prieiga per internetą: <<http://www.davidpublishing.com/davidpublishing/upfile/11/26/2012/2012112604132439.pdf>>
58. *Viskas apie ETF*. [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-09-21]. Prieiga per internetą: <<http://etf.lt/apie-etf/>>
59. Winne R., Gresse C. and Platten I. (2009). *How Does the Introduction of an ETF Market with Liquidity Providers Impact the Liquidity of the Underlying Stocks?* [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-09-21] Prieiga per internetą: <http://www.carolegresse.com/medias/recherches/papiers-encours/abstract_etf_liquidity_200909.pdf?PHPSESSID=4e0b12d1a36c559b4863fc2251e8102b>
60. Žvirblis A., Rimkevičiūtė V. (2012). [Interaktyvus] [žiūrėta 2014-10-22] Prieiga per internetą: <www.mruni.eu/lt/mokslo_darbai/sms/archyvas/dwn.php?id=308157>

PRIEDAI

Biržoje prekiaujamų fondų kūrimosi istorija

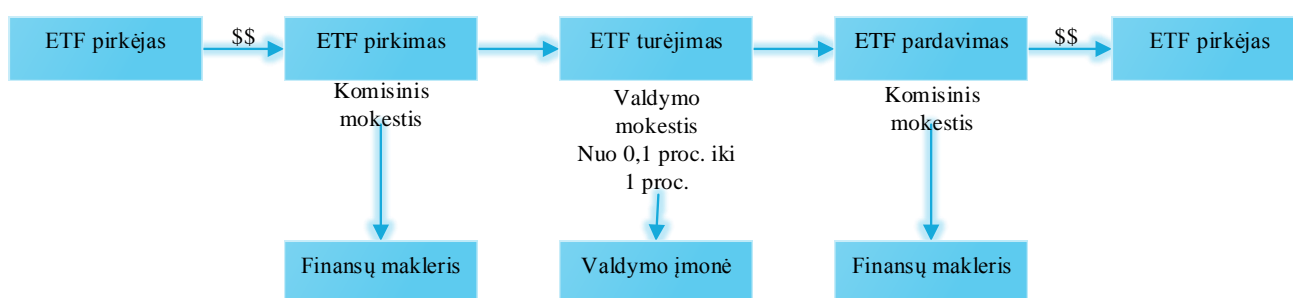
Per pastaruosius du dešimtmečius ETF yra laikomas vienu iš novatoriškiausių finansinių produktų. Nuo ETF atsiradimo 1993 m. JAV vertybinių popierių biržoje šis instrumentas atvėrė naujas galimybes investuotojams ir turto valdytojams. Kadangi ETF pradžia siejama su indekso fondais, trumpai apžvelgsime pastarųjų kūrimąsi ir kaip jie turėjo įtakos biržoje prekiaujamų fondų atsiradimui.

Remiantis Rosenberg M. L. (2008), pensijų fondas buvo įkurtas 1969 metais, Wells Fargo banko pensijų fondo valdytojų. Šį fondą sudarė lygios dalys Niujorko akcijų biržoje kotiruojamų akcijų indeksų. Kadangi fondo turtas buvo nekintamas, nereikėjo papildomų valdymo mokesčių, o tai sudarė sąlygas fondą valdyti labai taupiai. Kitas indekso fondas buvo įsteigtas 1974 metais, kuris sekė S&P 500 indeksą, o fondo vieneto vertė svyravo priklausomai nuo indeksą sudarančių akcijų vertės. S&P 500 indekso rodikliai rinkoje buvo vertinami labai teigiamai. Vėliau indeksavimą sėkmingai pritaikė Vanguard Group, o jų valdomas Vanguard Index Trust fondas tapo didžiausiu JAV valdomu fondu.

Pasak Fabozzi F. J. (2002), 1970 metų pabaigoje prekyba didelėmis portfelyje esančių akcijų grupėmis buvo pakankamai neįprastas reiškinys. Tuo metu atrodė keista vienu sandorio pavedimu pirkti ar parduoti visas „Standard & Poor’s“ 500 akcijas. Tačiau keletas pakeitimų elektroninės prekybos sistemoje ir toks veiksmas tapo įmanomu. Pirmasis biržoje kotiruojamais fondais prekybą pradėjo „Barclay’s“ bankas 1971 metais. Nuo to laiko jis tapo didžiausiu biržoje prekiaujamų fondų valdytoju, ir šiai dienai jis turi apie 180 fondų. Tačiau svarbu pažymėti, kad pirmieji biržoje platinami fondai neatitiko dabartinių ETF specifikacijų. Tik apie 1993 metais pasirodė ETF atitinka šiandieninius fondus. Anot V. Mirkės (2008), visa tai lėmė ETF formavimosi pradžią su pirmuoju SPDR („Spider“) biržoje platinamu fondu, kuris tuo metu buvo ir iki šiol tebėra susietas su „Standard & Poor’s 500 įmonių akcijų indeksu. SPDR šiai dienai tenka 16,6% visų biržoje parduodamų fondų rinkos aktyvų.

Biržoje prekiaujamų fondų mokesčiai

Potencialų ETF investuotoją turėtų dominti, kokius kaštus investuotojas gali patirti prekiaudamas ETF. Biržoje prekiaujamų fondų populiarumas yra siejamas su tuo, kad jų pagalba bene pigiausiai galima diversifikuoti savo investicinį portfelį investuojant į skirtingas turto klases, pavyzdžiui akcijas, obligacijas, žaliavas arba net nekilnojamą turtą. Kaip matyti 4 pav., ETF fondo mokesčius sudaro komisiniai bei valdymo mokesčiai.



4 pav. Biržoje prekiaujamo fondo mokesčių sistema

Šaltinis: sudaryta autorės remiantis, M.L. Rosenberg ir kiti, 2008

Komisiniai mokesčiai. Jie yra sumokami biržos makleriui įsigyjant arba parduodant finansines priemones tokias, kaip akcijos ir taip pat ETF. Šių mokesčių dydis priklauso nuo pasirinkto maklerio, kliento prekybos dažnumo, vidutinio sandorio dydžio, ar klientas pats prekiauja internetu ar pavedimus teikia telefonu. Europoje šis mokestis dažniausiai būna nustatytas procentinis dydis, pavyzdžiui 0.1% arba 0.6%. JAV komisinis mokestis dažniausiai skaičiuojamas nuo akcijos kainos – kintantis arba fiksuotas komisinis mokestis nepriklausomai nuo sandorio dydžio. Prekiaujant didelėmis sumomis komisinių procentinis dydis bus mažesnis nei prekiaujant mažesnėmis sumomis.

Valdymo mokesčiai. Šis mokestis yra mokamas ne biržos makleriui, o ETF valdytojui. Jį klientas moka tol, kol šias finansines priemones turi savo nuosavybėje. Vienas didžiausių ETF privalumų yra sąlyginai žemi valdymo mokesčiai palyginus su aktyviai valdomais investiciniais fondais. Netgi pasyviai valdomų ir indeksus atspindinčių fondų valdymo mokesčiai yra paprastai didesni už ETF. Šis mokestis yra išreikštas procentiniu dydžiu, dažniausiai taikomas mokestis gali būti nuo 0,1 proc. iki 1 proc. per metus. (<http://etf.lt/etf-mokesčiai/>)

Skirtumas tarp pirkimo ir pardavimo kainos. Tai investavimo sąnaudos, susijusios su pirkimo ir pardavimo kainomis. Remiantis J.M. Right ir M.R Eaker, šių kaštų atsiradimas yra įtakojamas ETF likvidumo ir valdomo turto, t.y. kuo mažesnis valdomas turtas, tuo atliekama mažiau sandorių per atitinkamą laikotarpį. Tada ETF tampa mažiau likvidus ir didėja tarpas tarp pirkimo ir pardavimo kainos, todėl turi aukštą likvidumo išlaidų koeficientą ir neigiamą poveikį rinkos rizikai (A. Lupu, 2010). Paprastai šie fondai turi rinkos formuotoją, kuris turi pirkimo ir pardavimų pasiūlymą, padidindamas investicinės priemonės likvidumą.

Skirtumas tarp ETF kainos ir jo grynosios aktyvų vertės. Tai potencialios investavimo sąnaudos, kurios gali pavirsti ir į papildomą pelną. Natūralu, kad nuolat kintančioje aplinkoje grynoji turto vertė nėra lygi kainai, todėl vyrauja tam tikras nuokrypis – premija arba nuolaida. G.Rompotis (2006) atliktas tyrimas rodo, kad dauguma ETF yra parduodami su premija, todėl rinkos dalyviams atsiranda arbitražo galimybės, kuriomis linkę pasinaudoti pelno be rizikos siekiantys investuotojai. Visgi pasitaiko, kad ilgesnį laiką nuokrypiai išlieka, tačiau jie nėra itin reikšmingi (N. Amenc ir F. Goltz, 2009). Pirmiausia tai susiję su investavimo būdais į šią investicinę priemonę. Pavyzdžiui, tokie nuokrypiai būdingi žaliavų ETF, kai perkama ne fizinė žaliava, o jos išvestinės finansinės priemonės dėl žaliavų ateities kainų. Svarbiausia tuomet yra pokytis tarp nuolaidos ir premijos pirkimo ir pardavimo metu.

Regresijos modeliai

Model 1: OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: ld_EWG

Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HCO

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,0144292	0,0110723	1,3032	0,19528	
ld_Jobless_claims	-0,0806429	0,124257	-0,6490	0,51771	
ld_Jobless_claims_1	-0,216858	0,156408	-1,3865	0,16845	
ld_Jobless_claims_2	-0,0589214	0,141871	-0,4153	0,67873	
ld_M1	0,759147	1,14925	0,6606	0,51030	
ld_M1_1	-1,30104	0,795225	-1,6361	0,10474	
ld_M1_2	-0,943422	0,937322	-1,0065	0,31642	
ld_ISM	0,158064	0,204037	0,7747	0,44022	
ld_ISM_1	0,390901	0,193044	2,0249	0,04534	**
ld_ISM_2	-0,0533907	0,249431	-0,2140	0,83091	
ld_CPI	-3,56506	2,12519	-1,6775	0,09633	*
ld_Building_permi	-0,0668743	0,132392	-0,5051	0,61450	
ld_Retail_sales	2,29182	0,763609	3,0013	0,00334	***
d_Un_rate1	0,0296821	0,0405971	0,7311	0,46628	
d_Un_rate2	0,0063913	0,0405689	0,1575	0,87511	
d_Un_rate3	-0,0308235	0,0397204	-0,7760	0,43944	

Heteroskedasticity test

White's test for heteroskedasticity

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat^2

coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,00248854	0,000975232	2,552 0,0123 **
ld_Jobless_claims	-0,00147007	0,0159606	-0,09211 0,9268
ld_Jobless_cla~_1	0,0197932	0,0155290	1,275 0,2056
ld_Jobless_cla~_2	-0,00993225	0,0133905	-0,7417 0,4601
ld_M1	-0,130974	0,0803693	-1,630 0,1066
ld_M1_1	-0,0111174	0,0834030	-0,1333 0,8942
ld_M1_2	-0,135276	0,0814666	-1,661 0,1002
ld_ISM	0,0306141	0,0190439	1,608 0,1113
ld_ISM_1	-0,0196953	0,0167620	-1,175 0,2430
ld_ISM_2	0,000694897	0,0169277	0,04105 0,9673
ld_CPI	0,176266	0,196127	0,8987 0,3711
ld_Building_perm~	0,00879879	0,0103647	0,8489 0,3981
ld_Retail_sales	-0,0951769	0,0732299	-1,300 0,1969

d_Un_rate1	-0,00521668	0,00355874	-1,466	0,1461
d_Un_rate2	0,00595986	0,00337942	1,764	0,0811 *
d_Un_rate3	-0,00273368	0,00323145	-0,8460	0,3997
sq_ld_Jobless_cl~	-0,348634	0,153824	-2,266	0,0257 **
sq_ld_Jobless_~_1	0,124194	0,128034	0,9700	0,3346
sq_ld_Jobless_~_2	0,0431988	0,134387	0,3215	0,7486
sq_ld_M1	12,8702	2,10251	6,121	2,19e-08 ***
sq_ld_M1_1	2,56064	2,02284	1,266	0,2087
sq_ld_M1_2	7,34851	2,02691	3,625	0,0005 ***
sq_ld_ISM	0,264172	0,237036	1,114	0,2679
sq_ld_ISM_1	-0,541619	0,267401	-2,025	0,0457 **
sq_ld_ISM_2	0,503635	0,247528	2,035	0,0447 **
sq_ld_CPI	3,86918	21,7555	0,1778	0,8592
sq_ld_Building_p~	0,0594859	0,0846188	0,7030	0,4838
sq_ld_Retail_sal~	-1,07478	3,55027	-0,3027	0,7628
sq_d_Un_rate1	-0,0153354	0,0130031	-1,179	0,2413
sq_d_Un_rate2	0,0188630	0,0134193	1,406	0,1632
sq_d_Un_rate3	0,00127719	0,0148308	0,08612	0,9316

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: **heteroskedasticity not present**

Test statistic: LM = 81,5656

with p-value = $P(\text{Chi-square}(30) > 81,5656) = \mathbf{1,17368e-006} < \mathbf{0.05}$

Autocorrelation test

Breusch-Godfrey test

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat

coefficient std. error t-ratio p-value

coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0,000280722	0,0108500	0,02587	0,9794
ld_Jobless_claims	-0,0353651	0,191796	-0,1844	0,8541
ld_Jobless_cla~_1	0,0522016	0,189077	0,2761	0,7831
ld_Jobless_cla~_2	0,0428275	0,174732	0,2451	0,8069
ld_M1	-0,412759	0,688324	-0,5997	0,5501
ld_M1_1	-0,176242	0,686240	-0,2568	0,7979
ld_M1_2	0,0741333	0,663754	0,1117	0,9113
ld_ISM	0,113568	0,233578	0,4862	0,6279
ld_ISM_1	-0,0108740	0,219534	-0,04953	0,9606
ld_ISM_2	-0,0716003	0,224275	-0,3193	0,7502
ld_CPI	2,24468	2,54067	0,8835	0,3792
ld_Building_perm~	0,0407160	0,137045	0,2971	0,7670
ld_Retail_sales	-0,407025	1,04938	-0,3879	0,6990
d_Un_rate1	-0,0108460	0,0466966	-0,2323	0,8168
d_Un_rate2	-0,00311267	0,0475161	-0,06551	0,9479
d_Un_rate3	0,00109012	0,0440151	0,02477	0,9803
uhat_1	-0,162085	0,109753	-1,477	0,1430
uhat_2	-0,279782	0,110830	-2,524	0,0132 **
uhat_3	-0,0308558	0,112408	-0,2745	0,7843

Unadjusted R-squared = 0,129497
Null hypothesis: **no autocorrelation**
Test statistic: LMF = 1,19009
with p-value = $P(F(12,96) > 1,19009) = 0,301276$

Collinearity test

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0
Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

ld_Jobless_claims 1,847
ld_Jobless_claims_1 1,710
ld_Jobless_claims_2 1,443
ld_M1 1,204
ld_M1_1 1,200
ld_M1_2 1,110
ld_ISM 1,615
ld_ISM_1 1,368
ld_ISM_2 1,496
ld_CPI 1,781
ld_Building_permits 1,555
ld_Retail_sales 2,611
d_Un_rate1 1,600
d_Un_rate2 1,615
d_Un_rate3 1,424

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, where $R(j)$ is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables

Properties of matrix $X'X$:

1-norm = 129,4206
Determinant = 2,6875144e-013
Reciprocal condition number = 4,9189839e-006

P value < 10, **a collinearity problem not present**

Model 2: OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: ld_EWL

Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC0

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,0111869	0,00661559	1,6910	0,09372	*
ld_Jobless_claims	-0,0418393	0,108028	-0,3873	0,69930	
ld_Jobless_claims_1	-0,147926	0,095752	-1,5449	0,12530	
ld_Jobless_claims_2	-0,0312694	0,0793215	-0,3942	0,69420	
ld_M1	0,976413	0,658395	1,4830	0,14098	
ld_M1_1	-0,8813	0,554864	-1,5883	0,11514	
ld_M1_2	-0,833975	0,560552	-1,4878	0,13972	
ld_ISM	0,0505464	0,123346	0,4098	0,68277	
ld_ISM_1	0,324097	0,135417	2,3933	0,01842	**
ld_ISM_2	0,0237542	0,156275	0,1520	0,87947	
ld_CPI	-1,26148	1,55944	-0,8089	0,42034	
ld_Building_permi	0,0425603	0,108804	0,3912	0,69645	
ts					
ld_Retail_sales	0,944861	0,519851	1,8176	0,07190	*
d_Un_rate1	0,00173013	0,0267535	0,0647	0,94856	
d_Un_rate2	0,0151439	0,0280805	0,5393	0,59079	
d_Un_rate3	-0,0268226	0,0236764	-1,1329	0,25977	

Mean dependent var	0,006600	S.D. dependent var	0,050627
Sum squared resid	0,243005	S.E. of regression	0,047435
R-squared	0,229184	Adjusted R-squared	0,122126
F(15, 108)	2,140745	P-value(F)	0,012866
Log-likelihood	210,6187	Akaike criterion	-389,2375
Schwarz criterion	-344,1130	Hannan-Quinn	-370,9069
rho	-0,139130	Durbin-Watson	2,255887

Hetereskedasticity test

White's test for heteroskedasticity

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat^2

coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,00117881	0,000586067	2,011 0,0472 **
ld_Jobless_claims	3,34345e-05	0,00959154	0,003486 0,9972
ld_Jobless_cla~_1	0,00568896	0,00933218	0,6096 0,5436
ld_Jobless_cla~_2	-0,00303049	0,00804705	-0,3766 0,7073
ld_M1	-0,0327134	0,0482980	-0,6773 0,4999
ld_M1_1	-0,0231945	0,0501211	-0,4628 0,6446
ld_M1_2	-0,0123053	0,0489575	-0,2513 0,8021
ld_ISM	-0,00127920	0,0114445	-0,1118 0,9112

ld_ISM_1	-0,0104875	0,0100731	-1,041	0,3005
ld_ISM_2	0,00744153	0,0101727	0,7315	0,4663
ld_CPI	0,0586460	0,117862	0,4976	0,6200
ld_Building_perm~	0,00999503	0,00622870	1,605	0,1120
ld_Retail_sales	-0,0533007	0,0440076	-1,211	0,2289
d_Un_rate1	-0,00238430	0,00213863	-1,115	0,2678
d_Un_rate2	0,00172716	0,00203087	0,8505	0,3973
d_Un_rate3	0,000436406	0,00194195	0,2247	0,8227
sq_ld_Jobless_cl~	0,0272447	0,0924405	0,2947	0,7689
sq_ld_Jobless_~_1	0,0134372	0,0769424	0,1746	0,8617
sq_ld_Jobless_~_2	-0,0953242	0,0807600	-1,180	0,2409
sq_ld_M1	2,65735	1,26351	2,103	0,0382 **
sq_ld_M1_1	1,88716	1,21563	1,552	0,1240
sq_ld_M1_2	1,35889	1,21807	1,116	0,2675
sq_ld_ISM	0,119043	0,142447	0,8357	0,4055
sq_ld_ISM_1	-0,141184	0,160695	-0,8786	0,3819
sq_ld_ISM_2	0,389900	0,148752	2,621	0,0102 **
sq_ld_CPI	-5,03199	13,0740	-0,3849	0,7012
sq_ld_Building_p~	0,113543	0,0508518	2,233	0,0280 **
sq_ld_Retail_sal~	-1,53360	2,13354	-0,7188	0,4741
sq_d_Un_rate1	0,00137172	0,00781421	0,1755	0,8610
sq_d_Un_rate2	0,00853195	0,00806434	1,058	0,2928
sq_d_Un_rate3	-0,0121392	0,00891261	-1,362	0,1765

Unadjusted R-squared = 0,437125

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: **heteroskedasticity not present**

Test statistic: LM = 54,2036

with p-value = $P(\text{Chi-square}(30) > 54,2036) = 0,00436312$

Autocorrelation test

Breusch-Godfrey test

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat

coefficient std. error t-ratio p-value

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,00331670	0,00750311	0,4420	0,6595
ld_Jobless_claims	-0,0192289	0,131396	-0,1463	0,8840
ld_Jobless_cla~_1	0,0156179	0,127305	0,1227	0,9026
ld_Jobless_cla~_2	0,0140797	0,116712	0,1206	0,9042
ld_M1	-0,126408	0,483145	-0,2616	0,7942
ld_M1_1	-0,311925	0,484064	-0,6444	0,5209
ld_M1_2	-0,0551601	0,471913	-0,1169	0,9072
ld_ISM	0,0624102	0,156504	0,3988	0,6909
ld_ISM_1	0,00418015	0,143847	0,02906	0,9769
ld_ISM_2	0,00321196	0,147944	0,02171	0,9827
ld_CPI	-0,207703	1,68659	-0,1231	0,9022
ld_Building_perm~	0,0169308	0,0943328	0,1795	0,8579
ld_Retail_sales	0,152102	0,704710	0,2158	0,8296

3 priedo tęsinys

d_Un_rate1	-0,00224555	0,0323367	-0,06944	0,9448
d_Un_rate2	-0,00166174	0,0331707	-0,05010	0,9601
d_Un_rate3	0,00260733	0,0304771	0,08555	0,9320
uhat_1	-0,206387	0,108380	-1,904	0,0599 *
uhat_2	-0,108085	0,113298	-0,9540	0,3425
uhat_3	-0,107201	0,115369	-0,9292	0,3551

Unadjusted R-squared = 0,112993

Null hypothesis: **no autocorrelation**

Test statistic: LMF = 1,01909

with p-value = $P(F(12,96) > 1,01909) = 0,437905$

Model 3: OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: ld_EWQ

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,0115798	0,0102178	1,1333	0,25960	
ld_Jobless_claims	-0,0756403	0,17857	-0,4236	0,67271	
ld_Jobless_claims_1	-0,216161	0,171828	-1,2580	0,21110	
ld_Jobless_claims_2	-0,0210603	0,158008	-0,1333	0,89421	
ld_M1	0,378363	0,634521	0,5963	0,55222	
ld_M1_1	-1,0898	0,634659	-1,7171	0,08882	*
ld_M1_2	-0,705956	0,610172	-1,1570	0,24983	
ld_ISM	0,13483	0,208972	0,6452	0,52016	
ld_ISM_1	0,27844	0,19221	1,4486	0,15034	
ld_ISM_2	0,0496852	0,201007	0,2472	0,80524	
ld_CPI	-2,82207	2,29783	-1,2281	0,22206	
ld_Building_permi	-0,014352	0,127701	-0,1124	0,91072	
ld_Retail_sales	1,78219	0,952044	1,8720	0,06392	*
d_Un_rate1	0,0585585	0,0427012	1,3714	0,17311	
d_Un_rate2	-0,00594348	0,0430744	-0,1380	0,89051	
d_Un_rate3	-0,0458167	0,0402356	-1,1387	0,25734	
Mean dependent var	0,002564	S.D. dependent var	0,069301		
Sum squared resid	0,477421	S.E. of regression	0,066487		
R-squared	0,191813	Adjusted R-squared	0,079565		
F(15, 108)	1,708832	P-value(F)	0,059501		
Log-likelihood	168,7492	Akaike criterion	-305,4983		
Schwarz criterion	-260,3738	Hannan-Quinn	-287,1677		
rho	-0,118797	Durbin-Watson	2,219402		

Hetereskedasticity test

White's test for heteroskedasticity

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat^2

coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0,00181131	0,000984492	1,840	0,0690 *

3 priedo tęsinys

ld_Jobless_claims	-0,0265818	0,0161122	-1,650	0,1024
ld_Jobless_cla~_1	-0,00633228	0,0156765	-0,4039	0,6872
ld_Jobless_cla~_2	-0,0126684	0,0135177	-0,9372	0,3511
ld_M1	-0,00398577	0,0811324	-0,04913	0,9609
ld_M1_1	-0,0198190	0,0841949	-0,2354	0,8144
ld_M1_2	-0,0584179	0,0822402	-0,7103	0,4793
ld_ISM	-0,00868426	0,0192248	-0,4517	0,6525
ld_ISM_1	-0,00700080	0,0169212	-0,4137	0,6800
ld_ISM_2	0,00571555	0,0170884	0,3345	0,7388
ld_CPI	0,225185	0,197989	1,137	0,2583
ld_Building_perm~	0,0195722	0,0104632	1,871	0,0645 *
ld_Retail_sales	-0,118122	0,0739253	-1,598	0,1135
d_Un_rate1	-0,00583438	0,00359253	-1,624	0,1078
d_Un_rate2	0,00733061	0,00341151	2,149	0,0342 **
d_Un_rate3	0,000296793	0,00326214	0,09098	0,9277
sq_ld_Jobless_cl~	-0,0711274	0,155284	-0,4580	0,6480
sq_ld_Jobless_~_1	0,0295033	0,129250	0,2283	0,8199
sq_ld_Jobless_~_2	-0,114264	0,135663	-0,8423	0,4018
sq_ld_M1	2,13179	2,12248	1,004	0,3178
sq_ld_M1_1	3,55969	2,04205	1,743	0,0846 *
sq_ld_M1_2	3,52688	2,04616	1,724	0,0881 *
sq_ld_ISM	0,314259	0,239287	1,313	0,1923
sq_ld_ISM_1	-0,212325	0,269940	-0,7866	0,4335
sq_ld_ISM_2	0,339309	0,249878	1,358	0,1778
sq_ld_CPI	-3,89167	21,9621	-0,1772	0,8597
sq_ld_Building_p~	0,150536	0,0854223	1,762	0,0813 *
sq_ld_Retail_sal~	-2,42501	3,58398	-0,6766	0,5003
sq_d_Un_rate1	-0,00259658	0,0131265	-0,1978	0,8436
sq_d_Un_rate2	0,0314281	0,0135467	2,320	0,0225 **
sq_d_Un_rate3	-0,00604784	0,0149717	-0,4040	0,6872

Unadjusted R-squared = 0,420535

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: **heteroskedasticity not present**

Test statistic: LM = 52,1463

with p-value = $P(\text{Chi-square}(30) > 52,1463) = 0,00734462$

Autocorrelation

Breusch-Godfrey test

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat

coefficient std. error t-ratio p-value

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,00289887	0,0103569	0,2799	0,7802
ld_Jobless_claims	-0,0109438	0,183255	-0,05972	0,9525
ld_Jobless_cla~_1	-0,0173591	0,177484	-0,09781	0,9223
ld_Jobless_cla~_2	0,0573270	0,166998	0,3433	0,7321
ld_M1	-0,404291	0,668408	-0,6049	0,5467
ld_M1_1	-0,296841	0,662519	-0,4480	0,6551
ld_M1_2	0,0733565	0,640418	0,1145	0,9090

3 priedo tęsinys

ld_ISM	0,0588762	0,225581	0,2610	0,7947
ld_ISM_1	0,0713251	0,212225	0,3361	0,7375
ld_ISM_2	-0,116427	0,214524	-0,5427	0,5886
ld_CPI	0,841571	2,41714	0,3482	0,7285
ld_Building_perm~	0,0547602	0,130183	0,4206	0,6750
ld_Retail_sales	-0,186933	0,985177	-0,1897	0,8499
d_Un_rate1	-0,0104179	0,0443685	-0,2348	0,8149
d_Un_rate2	0,00207934	0,0455350	0,04566	0,9637
d_Un_rate3	0,00600036	0,0418134	0,1435	0,8862
uhat_1	-0,175091	0,110539	-1,584	0,1165
uhat_2	-0,172818	0,113564	-1,522	0,1314
uhat_3	-0,0916137	0,112697	-0,8129	0,4183

Unadjusted R-squared = 0,122983

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 1,12183

with p-value = $P(F(12,96) > 1,12183) = 0,351882$

Model 4: OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: ld_EWU

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,00799864	0,00760425	1,0519	0,29521	
ld_Jobless_claims	-0,148296	0,132895	-1,1159	0,26695	
ld_Jobless_claims_1	-0,209823	0,127877	-1,6408	0,10374	
ld_Jobless_claims_2	-0,0174461	0,117592	-0,1484	0,88233	
ld_M1	0,125626	0,472222	0,2660	0,79072	
ld_M1_1	-0,700629	0,472324	-1,4834	0,14089	
ld_M1_2	-0,311855	0,4541	-0,6868	0,49371	
ld_ISM	0,242013	0,15552	1,5561	0,12260	
ld_ISM_1	0,224494	0,143046	1,5694	0,11948	
ld_ISM_2	-0,00572503	0,149593	-0,0383	0,96954	
ld_CPI	-2,0319	1,71008	-1,1882	0,23737	
ld_Building_permit	0,00483014	0,0950375	0,0508	0,95956	
ld_Retail_sales	1,20663	0,708527	1,7030	0,09144	*
d_Un_rate1	0,0344855	0,0317789	1,0852	0,28026	
d_Un_rate2	-0,0135744	0,0320567	-0,4234	0,67281	
d_Un_rate3	-0,0389051	0,029944	-1,2993	0,19662	
Mean dependent var	0,002027	S.D. dependent var	0,054293		
Sum squared resid	0,264424	S.E. of regression	0,049481		
R-squared	0,270708	Adjusted R-squared	0,169418		
F(15, 108)	2,672595	P-value(F)	0,001729		
Log-likelihood	205,3816	Akaike criterion	-378,7631		
Schwarz criterion	-333,6386	Hannan-Quinn	-360,4325		
rho	-0,110653	Durbin-Watson	2,196421		

Hetereskedasticity test

White's test for heteroskedasticity

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat^2

coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,00206274	0,000688367	2,997 0,0035 ***
ld_Jobless_claims	-0,00328986	0,0112658	-0,2920 0,7709
ld_Jobless_cla~_1	0,0135161	0,0109612	1,233 0,2207
ld_Jobless_cla~_2	0,00249974	0,00945169	0,2645 0,7920
ld_M1	-0,0266207	0,0567286	-0,4693 0,6400
ld_M1_1	0,0235209	0,0588700	0,3995 0,6904
ld_M1_2	-0,0154818	0,0575032	-0,2692 0,7883
ld_ISM	0,00822019	0,0134421	0,6115 0,5423
ld_ISM_1	-0,000602126	0,0118315	-0,05089 0,9595
ld_ISM_2	0,0107756	0,0119484	0,9018 0,3695
ld_CPI	0,0104074	0,138436	0,07518 0,9402
ld_Building_perm~	0,00976229	0,00731595	1,334 0,1853
ld_Retail_sales	-0,0723236	0,0516893	-1,399 0,1651
d_Un_rate1	-0,00248340	0,00251193	-0,9886 0,3254
d_Un_rate2	0,00241711	0,00238536	1,013 0,3135
d_Un_rate3	-0,000721811	0,00228092	-0,3165 0,7524
sq_ld_Jobless_cl~	-0,105083	0,108576	-0,9678 0,3356
sq_ld_Jobless_~_1	-0,0543735	0,0903729	-0,6017 0,5489
sq_ld_Jobless_~_2	-0,00465266	0,0948569	-0,04905 0,9610
sq_ld_M1	1,18558	1,48406	0,7989 0,4264
sq_ld_M1_1	0,725227	1,42782	0,5079 0,6127
sq_ld_M1_2	2,64145	1,43069	1,846 0,0680 *
sq_ld_ISM	0,113282	0,167312	0,6771 0,5000
sq_ld_ISM_1	-0,0698495	0,188745	-0,3701 0,7122
sq_ld_ISM_2	-0,0148237	0,174718	-0,08484 0,9326
sq_ld_CPI	1,66275	15,3561	0,1083 0,9140
sq_ld_Building_p~	0,0505674	0,0597281	0,8466 0,3994
sq_ld_Retail_sal~	-0,629340	2,50596	-0,2511 0,8023
sq_d_Un_rate1	0,000383424	0,00917821	0,04178 0,9668
sq_d_Un_rate2	0,00124200	0,00947200	0,1311 0,8960
sq_d_Un_rate3	-0,00274093	0,0104683	-0,2618 0,7940

Unadjusted R-squared = 0,226587

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: **heteroskedasticity not present**

Test statistic: LM = 28,0968

with p-value = $P(\text{Chi-square}(30) > 28,0968) = 0,565308$ **Autocorrelation test**

Breusch-Godfrey test

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat

3 priedo tęsinys

coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,000307709	0,00767366	0,04010 0,9681
ld_Jobless_claims	0,00897233	0,137096	0,06545 0,9480
ld_Jobless_cla~_1	0,0557041	0,133943	0,4159 0,6784
ld_Jobless_cla~_2	0,0999882	0,127040	0,7871 0,4332
ld_M1	-0,104652	0,492536	-0,2125 0,8322
ld_M1_1	-0,336826	0,495242	-0,6801 0,4981
ld_M1_2	-0,0750854	0,478678	-0,1569 0,8757
ld_ISM	0,0606704	0,164597	0,3686 0,7132
ld_ISM_1	0,0226785	0,153970	0,1473 0,8832
ld_ISM_2	-0,0224798	0,156384	-0,1437 0,8860
ld_CPI	1,35594	1,80176	0,7526 0,4536
ld_Building_perm~	0,0172273	0,0968830	0,1778 0,8592
ld_Retail_sales	0,274557	0,731574	0,3753 0,7083
d_Un_rate1	-0,00763836	0,0329738	-0,2316 0,8173
d_Un_rate2	-0,00504873	0,0337770	-0,1495 0,8815
d_Un_rate3	-0,0102422	0,0311725	-0,3286 0,7432
uhat_1	-0,244422	0,114068	-2,143 0,0347 **
uhat_2	-0,226799	0,114010	-1,989 0,0495 **
uhat_3	-0,226493	0,114397	-1,980 0,0506 *

Unadjusted R-squared = 0,128215

Null hypothesis: **no autocorrelation**

Test statistic: LMF = 1,17657

with p-value = $P(F(12,96) > 1,17657) = 0,310867$

Model 5: OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: ld_EWA

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,0139868	0,0101197	1,3821	0,16978	
ld_Jobless_claims	-0,0847685	0,176856	-0,4793	0,63269	
ld_Jobless_claims_1	-0,208599	0,170178	-1,2258	0,22295	
ld_Jobless_claims_2	-0,097139	0,156491	-0,6207	0,53608	
ld_M1	0,921681	0,628429	1,4666	0,14538	
ld_M1_1	-1,8564	0,628566	-2,9534	0,00386	***
ld_M1_2	-0,386536	0,604313	-0,6396	0,52377	
ld_ISM	0,319461	0,206966	1,5435	0,12562	
ld_ISM_1	0,379205	0,190364	1,9920	0,04889	**
ld_ISM_2	0,057893	0,199077	0,2908	0,77176	
ld_CPI	-2,68015	2,27577	-1,1777	0,24151	
ld_Building_permit	0,0803047	0,126475	0,6349	0,52681	
ld_Retail_sales	1,72121	0,942903	1,8254	0,07070	*
d_Un_rate1	0,045136	0,0422912	1,0673	0,28823	
d_Un_rate2	0,00449704	0,0426608	0,1054	0,91624	
d_Un_rate3	-0,0242468	0,0398493	-0,6085	0,54416	

3 priedo tęsinys

Mean dependent var	0,005061	S.D. dependent var	0,073097
Sum squared resid	0,468298	S.E. of regression	0,065849
R-squared	0,287440	Adjusted R-squared	0,188474
F(15, 108)	2,904419	P-value(F)	0,000707
Log-likelihood	169,9454	Akaike criterion	-307,8908
Schwarz criterion	-262,7663	Hannan-Quinn	-289,5602
rho	-0,075180	Durbin-Watson	2,143382

Heteroskedasticity test

White's test for heteroskedasticity

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat^2

coefficient std. error t-ratio p-value

coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0,00367157	0,00113698	3,229	0,0017 ***
ld_Jobless_claims	-0,00345628	0,0186078	-0,1857	0,8531
ld_Jobless_cla~_1	0,0269960	0,0181046	1,491	0,1393
ld_Jobless_cla~_2	-0,000108005	0,0156115	-0,006918	0,9945
ld_M1	0,0285724	0,0936993	0,3049	0,7611
ld_M1_1	-0,0551381	0,0972361	-0,5671	0,5720
ld_M1_2	-0,0180148	0,0949786	-0,1897	0,8500
ld_ISM	0,00875031	0,0222025	0,3941	0,6944
ld_ISM_1	-0,0168664	0,0195421	-0,8631	0,3903
ld_ISM_2	0,0250910	0,0197353	1,271	0,2068
ld_CPI	0,111556	0,228656	0,4879	0,6268
ld_Building_perm~	0,00346435	0,0120838	0,2867	0,7750
ld_Retail_sales	-0,156204	0,0853758	-1,830	0,0705 *
d_Un_rate1	-0,00166616	0,00414899	-0,4016	0,6889
d_Un_rate2	0,00473896	0,00393993	1,203	0,2321
d_Un_rate3	-0,00141316	0,00376742	-0,3751	0,7084
sq_ld_Jobless_cl~	-0,215276	0,179337	-1,200	0,2330
sq_ld_Jobless_~_1	0,129169	0,149270	0,8653	0,3891
sq_ld_Jobless_~_2	-0,166197	0,156676	-1,061	0,2915
sq_ld_M1	-1,19503	2,45124	-0,4875	0,6270
sq_ld_M1_1	2,94818	2,35834	1,250	0,2144
sq_ld_M1_2	4,30822	2,36309	1,823	0,0715 *
sq_ld_ISM	0,127486	0,276351	0,4613	0,6456
sq_ld_ISM_1	-0,576047	0,311752	-1,848	0,0678 *
sq_ld_ISM_2	0,268260	0,288583	0,9296	0,3550
sq_ld_CPI	4,84652	25,3638	0,1911	0,8489
sq_ld_Building_p~	0,0599336	0,0986536	0,6075	0,5450
sq_ld_Retail_sal~	2,43204	4,13912	0,5876	0,5582
sq_d_Un_rate1	-0,00588196	0,0151598	-0,3880	0,6989
sq_d_Un_rate2	0,0215025	0,0156450	1,374	0,1726
sq_d_Un_rate3	-0,0159962	0,0172907	-0,9251	0,3573

Unadjusted R-squared = 0,327764

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: **heteroskedasticity not present**

Test statistic: LM = 40,6428

with p-value = $P(\text{Chi-square}(30) > 40,6428) = 0,0930032$

Autocorrelation test

Breusch-Godfrey test

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat

coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,00143711	0,0103562	0,1388 0,8899
ld_Jobless_claims	-0,0279232	0,183203	-0,1524 0,8792
ld_Jobless_cla~_1	0,0550345	0,183537	0,2999 0,7649
ld_Jobless_cla~_2	0,0986720	0,175541	0,5621 0,5754
ld_M1	-0,344982	0,666235	-0,5178 0,6058
ld_M1_1	-0,405922	0,667401	-0,6082 0,5445
ld_M1_2	-0,295463	0,650511	-0,4542 0,6507
ld_ISM	0,0422658	0,219901	0,1922 0,8480
ld_ISM_1	-0,0291595	0,206230	-0,1414 0,8879
ld_ISM_2	-0,0696985	0,209779	-0,3322 0,7404
ld_CPI	2,78579	2,50627	1,112 0,2691
ld_Building_perm~	0,0718327	0,131548	0,5461 0,5863
ld_Retail_sales	0,0305529	0,967832	0,03157 0,9749
d_Un_rate1	-7,06457e-05	0,0434436	-0,001626 0,9987
d_Un_rate2	-0,00300724	0,0442436	-0,06797 0,9460
d_Un_rate3	0,00208355	0,0414097	0,05032 0,9600
uhat_1	-0,184957	0,116844	-1,583 0,1167
uhat_2	-0,248970	0,115535	-2,155 0,0337 **
uhat_3	-0,118674	0,112989	-1,050 0,2962

Unadjusted R-squared = 0,113581

Null hypothesis: **no autocorrelation**

Test statistic: LMF = 1,02508

with p-value = $P(F(12,96) > 1,02508) = 0,432594$

Model 6: OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: ld_EWH

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,0151349	0,00902515	1,6770	0,09644	*
ld_Jobless_claims	-0,130331	0,157727	-0,8263	0,41045	
ld_Jobless_claims_1	-0,13703	0,151772	-0,9029	0,36860	
ld_Jobless_claims_2	0,0136982	0,139565	0,0981	0,92200	
ld_M1	0,579917	0,560459	1,0347	0,30311	
ld_M1_1	-1,51686	0,56058	-2,7059	0,00792	***
ld_M1_2	-0,503054	0,538951	-0,9334	0,35270	
ld_ISM	0,304526	0,18458	1,6498	0,10188	
ld_ISM_1	0,250252	0,169775	1,4740	0,14338	

3 priedo tęsinys

ld_ISM_2	-0,167988	0,177545	-0,9462	0,34617	
ld_CPI	-3,58306	2,02962	-1,7654	0,08033	*
ld_Building_permi	0,019248	0,112796	0,1706	0,86482	
ts					
ld_Retail_sales	1,9898	0,840919	2,3662	0,01975	**
d_Un_rate1	0,0469465	0,037717	1,2447	0,21593	
d_Un_rate2	0,00476605	0,0380467	0,1253	0,90054	
d_Un_rate3	-0,0240528	0,0355392	-0,6768	0,49998	
Mean dependent var	0,004959	S.D. dependent var	0,063075		
Sum squared resid	0,372475	S.E. of regression	0,058727		
R-squared	0,238832	Adjusted R-squared	0,133114		
F(15, 108)	2,259148	P-value(F)	0,008298		
Log-likelihood	184,1394	Akaike criterion	-336,2788		
Schwarz criterion	-291,1543	Hannan-Quinn	-317,9482		
rho	-0,066843	Durbin-Watson	2,108654		

Hetereskedasticity test

White's test for heteroskedasticity

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat^2

coefficient std. error t-ratio p-value

coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,00174399	0,000892133	1,955 0,0536 *
ld_Jobless_claims	0,00143714	0,0146006	0,09843 0,9218
ld_Jobless_cla~_1	0,00585334	0,0142058	0,4120 0,6813
ld_Jobless_cla~_2	0,00758627	0,0122495	0,6193 0,5372
ld_M1	-0,0372125	0,0735211	-0,5061 0,6140
ld_M1_1	-0,00454994	0,0762963	-0,05964 0,9526
ld_M1_2	-0,0218042	0,0745249	-0,2926 0,7705
ld_ISM	0,0165469	0,0174212	0,9498 0,3447
ld_ISM_1	0,0360723	0,0153337	2,352 0,0208 **
ld_ISM_2	0,00413290	0,0154853	0,2669 0,7901
ld_CPI	0,158750	0,179415	0,8848 0,3785
ld_Building_perm~	0,0116864	0,00948157	1,233 0,2209
ld_Retail_sales	-0,0385782	0,0669901	-0,5759 0,5661
d_Un_rate1	-0,00221709	0,00325550	-0,6810 0,4975
d_Un_rate2	0,00650484	0,00309146	2,104 0,0381 **
d_Un_rate3	-0,00182773	0,00295610	-0,6183 0,5379
sq_ld_Jobless_cl~	-0,0770746	0,140717	-0,5477 0,5852
sq_ld_Jobless_~_1	0,121728	0,117125	1,039 0,3014
sq_ld_Jobless_~_2	-0,104863	0,122936	-0,8530 0,3959
sq_ld_M1	1,71719	1,92336	0,8928 0,3743
sq_ld_M1_1	3,52499	1,85047	1,905 0,0599 *
sq_ld_M1_2	1,97756	1,85420	1,067 0,2889
sq_ld_ISM	0,147121	0,216838	0,6785 0,4992
sq_ld_ISM_1	-0,00752535	0,244616	-0,03076 0,9755
sq_ld_ISM_2	-0,173503	0,226436	-0,7662 0,4455

3 priedo tęsinys

sq_ld_CPI	1,33041	19,9017	0,06685	0,9468
sq_ld_Building_p~	0,0739257	0,0774085	0,9550	0,3420
sq_ld_Retail_sal~	5,42648	3,24776	1,671	0,0981 *
sq_d_Un_rate1	-0,0178786	0,0118951	-1,503	0,1362
sq_d_Un_rate2	0,00191916	0,0122758	0,1563	0,8761
sq_d_Un_rate3	0,00994733	0,0135671	0,7332	0,4653

Unadjusted R-squared = 0,314063

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: **heteroskedasticity not present**

Test statistic: LM = 38,9438

with p-value = $P(\text{Chi-square}(30) > 38,9438) = 0,126993$

Autocorrelation test

Breusch-Godfrey

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat

coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,000948964	0,00895330	0,1060 0,9158
ld_Jobless_claims	-0,0258320	0,163868	-0,1576 0,8751
ld_Jobless_cla~_1	0,0415339	0,160980	0,2580 0,7970
ld_Jobless_cla~_2	0,0364301	0,148058	0,2461 0,8062
ld_M1	0,289233	0,579802	0,4988 0,6190
ld_M1_1	-0,274725	0,585455	-0,4692 0,6400
ld_M1_2	-0,476799	0,561085	-0,8498 0,3976
ld_ISM	0,0313747	0,187396	0,1674 0,8674
ld_ISM_1	0,0282184	0,175823	0,1605 0,8728
ld_ISM_2	0,0611691	0,179194	0,3414 0,7336
ld_CPI	0,732386	2,16669	0,3380 0,7361
ld_Building_perm~	0,00174780	0,113988	0,01533 0,9878
ld_Retail_sales	0,159314	0,854408	0,1865 0,8525
d_Un_rate1	-0,0304252	0,0389871	-0,7804 0,4371
d_Un_rate2	0,00270526	0,0393319	0,06878 0,9453
d_Un_rate3	0,00161812	0,0364950	0,04434 0,9647
uhat_1	-0,151456	0,109938	-1,378 0,1715
uhat_2	0,00300162	0,108585	0,02764 0,9780
uhat_3	-0,154247	0,108160	-1,426 0,1571

Unadjusted R-squared = 0,151745

Null hypothesis: **no autocorrelation**

Test statistic: LMF = 1,43112

with p-value = $P(F(12,96) > 1,43112) = 0,165226$

Model 7: OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: ld_EWY

Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC0

3 priedo tęsinys

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,0158888	0,0144653	1,0984	0,27447	
ld_Jobless_claims	-0,186611	0,220161	-0,8476	0,39853	
ld_Jobless_claims_1	-0,159446	0,263109	-0,6060	0,54578	
ld_Jobless_claims_2	-0,045766	0,209565	-0,2184	0,82754	
ld_M1	1,09382	1,17603	0,9301	0,35439	
ld_M1_1	-1,59202	0,934663	-1,7033	0,09139	*
ld_M1_2	-0,84883	1,06303	-0,7985	0,42633	
ld_ISM	0,325784	0,289006	1,1273	0,26213	
ld_ISM_1	0,301086	0,218792	1,3761	0,17163	
ld_ISM_2	0,0590779	0,315724	0,1871	0,85192	
ld_CPI	-2,24811	2,88502	-0,7792	0,43754	
ld_Building_permits	0,0852648	0,187412	0,4550	0,65005	
ld_Retail_sales	1,43812	1,21786	1,1809	0,24025	
d_Un_rate1	0,0145745	0,053163	0,2741	0,78450	
d_Un_rate2	0,0233972	0,0549152	0,4261	0,67091	
d_Un_rate3	-0,0135401	0,0473788	-0,2858	0,77559	
Mean dependent var	0,006904	S.D. dependent var	0,090968		
Sum squared resid	0,854839	S.E. of regression	0,088967		
R-squared	0,160157	Adjusted R-squared	0,043512		
F(15, 108)	1,373029	P-value(F)	0,173693		
Log-likelihood	132,6333	Akaike criterion	-233,2666		
Schwarz criterion	-188,1421	Hannan-Quinn	-214,9360		
rho	-0,212635	Durbin-Watson	2,424309		

Heteroskedasticity test

White's test for heteroskedasticity

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat^2

coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0,00659136	0,00201197	3,276	0,0015 ***
ld_Jobless_claims	-0,0469284	0,0329278	-1,425	0,1575
ld_Jobless_cla~_1	-0,0331080	0,0320375	-1,033	0,3041
ld_Jobless_cla~_2	-0,0437090	0,0276256	-1,582	0,1170
ld_M1	-0,425272	0,165808	-2,565	0,0119 **
ld_M1_1	-0,265260	0,172066	-1,542	0,1266
ld_M1_2	-0,102465	0,168071	-0,6096	0,5436
ld_ISM	0,0845101	0,0392890	2,151	0,0341 **
ld_ISM_1	-0,0151756	0,0345812	-0,4388	0,6618
ld_ISM_2	0,00231024	0,0349230	0,06615	0,9474
ld_CPI	-0,254092	0,404623	-0,6280	0,5316
ld_Building_perm~	0,0327967	0,0213832	1,534	0,1285
ld_Retail_sales	-0,344715	0,151079	-2,282	0,0248 **
d_Un_rate1	0,000102975	0,00734193	0,01403	0,9888

d_Un_rate2	0,0232493	0,00697198	3,335	0,0012	***
d_Un_rate3	-0,00243086	0,00666672	-0,3646	0,7162	
sq_ld_Jobless_cl~	0,0268991	0,317349	0,08476	0,9326	
sq_ld_Jobless_~_1	0,521290	0,264144	1,974	0,0514	*
sq_ld_Jobless_~_2	-0,337495	0,277250	-1,217	0,2266	
sq_ld_M1	15,1860	4,33764	3,501	0,0007	***
sq_ld_M1_1	7,42076	4,17326	1,778	0,0786	*
sq_ld_M1_2	7,65011	4,18166	1,829	0,0705	*
sq_ld_ISM	0,948875	0,489022	1,940	0,0554	*
sq_ld_ISM_1	-1,73391	0,551668	-3,143	0,0022	***
sq_ld_ISM_2	0,636023	0,510668	1,245	0,2161	
sq_ld_CPI	-4,59261	44,8831	-0,1023	0,9187	
sq_ld_Building_p~	0,388482	0,174575	2,225	0,0285	**
sq_ld_Retail_sal~	7,80302	7,32446	1,065	0,2895	
sq_d_Un_rate1	-0,0182419	0,0268263	-0,6800	0,4982	
sq_d_Un_rate2	0,0633349	0,0276850	2,288	0,0244	**
sq_d_Un_rate3	-0,0471243	0,0305971	-1,540	0,1269	

Unadjusted R-squared = 0,517440

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: **heteroskedasticity not present**

Test statistic: LM = 64,1626

with p-value = $P(\text{Chi-square}(30) > 64,1626) = 0,000280429$

Autocorrelation test

Breusch-Godfrey test

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat

coefficient std. error t-ratio p-value

coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0,000718867	0,0129897	0,05534	0,9560
ld_Jobless_claims	-0,137201	0,234116	-0,5860	0,5592
ld_Jobless_cla~_1	-0,0944028	0,224202	-0,4211	0,6747
ld_Jobless_cla~_2	-0,0348851	0,205489	-0,1698	0,8656
ld_M1	-0,928134	0,840808	-1,104	0,2724
ld_M1_1	-0,243138	0,824633	-0,2948	0,7688
ld_M1_2	0,125962	0,801202	0,1572	0,8754
ld_ISM	0,0424956	0,275398	0,1543	0,8777
ld_ISM_1	-0,0579306	0,259625	-0,2231	0,8239
ld_ISM_2	-0,131898	0,270199	-0,4881	0,6266
ld_CPI	2,80201	3,01723	0,9287	0,3554
ld_Building_perm~	0,0888763	0,171372	0,5186	0,6052
ld_Retail_sales	0,107401	1,26721	0,08475	0,9326
d_Un_rate1	0,0154917	0,0553020	0,2801	0,7800
d_Un_rate2	0,00885743	0,0551840	0,1605	0,8728
d_Un_rate3	0,00198404	0,0523268	0,03792	0,9698
uhat_1	-0,368470	0,115934	-3,178	0,0020 ***
uhat_2	-0,208250	0,122324	-1,702	0,0919 *
uhat_3	0,169875	0,121421	1,399	0,1650

Unadjusted R-squared = 0,233901

Null hypothesis: **no autocorrelation**

Test statistic: LMF = 2,44251

with p-value = $P(F(12,96) > 2,44251) = 0,00807811$

Model 8: OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: ld_EWJ

Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC0

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,00771295	0,00650378	1,1859	0,23826	
ld_Jobless_claims	-0,123337	0,137087	-0,8997	0,37028	
ld_Jobless_claims_1	-0,175173	0,107341	-1,6319	0,10561	
ld_Jobless_claims_2	-0,105088	0,077669	-1,3530	0,17887	
ld_M1	0,812096	0,632765	1,2834	0,20210	
ld_M1_1	-0,935115	0,446078	-2,0963	0,03839	**
ld_M1_2	-0,577838	0,406024	-1,4232	0,15757	
ld_ISM	0,26879	0,127249	2,1123	0,03696	**
ld_ISM_1	0,183787	0,117334	1,5664	0,12019	
ld_ISM_2	-0,144397	0,16096	-0,8971	0,37166	
ld_CPI	-1,89286	1,65724	-1,1422	0,25591	
ld_Building_permits	-0,0120239	0,0979578	-0,1227	0,90254	
ld_Retail_sales	0,596634	0,677397	0,8808	0,38040	
d_Un_rate1	0,00850357	0,0256518	0,3315	0,74091	
d_Un_rate2	0,0220355	0,0241915	0,9109	0,36439	
d_Un_rate3	-0,0461602	0,0244765	-1,8859	0,06199	*

Mean dependent var	0,001735	S.D. dependent var	0,050193
Sum squared resid	0,244861	S.E. of regression	0,047615
R-squared	0,209819	Adjusted R-squared	0,100072
F(15, 108)	1,911840	P-value(F)	0,029436
Log-likelihood	210,1471	Akaike criterion	-388,2943
Schwarz criterion	-343,1698	Hannan-Quinn	-369,9636
rho	-0,105363	Durbin-Watson	2,165190

Heteroskedasticity test

White's test for heteroskedasticity

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat^2

coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,00165973	0,000526385	3,153 0,0022 ***
ld_Jobless_claims	-0,00706263	0,00861479	-0,8198 0,4144
ld_Jobless_cla~_1	-0,00531657	0,00838185	-0,6343 0,5274

ld_Jobless_cla~_2	0,00100165	0,00722758	0,1386	0,8901
ld_M1	-0,0420403	0,0433796	-0,9691	0,3350
ld_M1_1	0,0385332	0,0450171	0,8560	0,3942
ld_M1_2	-0,0202350	0,0439719	-0,4602	0,6465
ld_ISM	0,00373662	0,0102790	0,3635	0,7170
ld_ISM_1	-0,0165172	0,00904735	-1,826	0,0711 *
ld_ISM_2	0,00327883	0,00913677	0,3589	0,7205
ld_CPI	0,0943606	0,105860	0,8914	0,3750
ld_Building_perm~	0,0150429	0,00559441	2,689	0,0085 ***
ld_Retail_sales	-0,109020	0,0395261	-2,758	0,0070 ***
d_Un_rate1	0,000497921	0,00192084	0,2592	0,7960
d_Un_rate2	0,00278521	0,00182405	1,527	0,1302
d_Un_rate3	-0,000180024	0,00174419	-0,1032	0,9180
sq_ld_Jobless_cl~	0,187383	0,0830269	2,257	0,0264 **
sq_ld_Jobless_~_1	0,0476118	0,0691070	0,6890	0,4926
sq_ld_Jobless_~_2	-0,140827	0,0725358	-1,941	0,0552 *
sq_ld_M1	2,45188	1,13484	2,161	0,0333 **
sq_ld_M1_1	0,260136	1,09183	0,2383	0,8122
sq_ld_M1_2	-0,408554	1,09403	-0,3734	0,7097
sq_ld_ISM	-0,0559381	0,127941	-0,4372	0,6630
sq_ld_ISM_1	-0,249599	0,144331	-1,729	0,0871 *
sq_ld_ISM_2	0,344069	0,133604	2,575	0,0116 **
sq_ld_CPI	-8,37303	11,7426	-0,7130	0,4776
sq_ld_Building_p~	0,0546235	0,0456733	1,196	0,2348
sq_ld_Retail_sal~	1,56225	1,91627	0,8153	0,4170
sq_d_Un_rate1	0,00448966	0,00701846	0,6397	0,5239
sq_d_Un_rate2	-0,00764115	0,00724311	-1,055	0,2942
sq_d_Un_rate3	-0,00241336	0,00800500	-0,3015	0,7637

Unadjusted R-squared = 0,436385

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: **heteroskedasticity not present**

Test statistic: LM = 54,1117

with p-value = $P(\text{Chi-square}(30) > 54,1117) = 0,00446738$

Autocorrelation test

Breusch-Godfrey test

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat

coefficient std. error t-ratio p-value

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,00574361	0,00747170	0,7687	0,4439
ld_Jobless_claims	-0,0655641	0,129552	-0,5061	0,6140
ld_Jobless_cla~_1	0,0441554	0,131088	0,3368	0,7370
ld_Jobless_cla~_2	0,00599625	0,120471	0,04977	0,9604
ld_M1	-0,143184	0,467585	-0,3062	0,7601
ld_M1_1	-0,377082	0,466211	-0,8088	0,4206
ld_M1_2	-0,126770	0,450445	-0,2814	0,7790
ld_ISM	0,162118	0,154981	1,046	0,2982

3 priedo tęsinys

ld_ISM_1	-0,0326918	0,140692	-0,2324	0,8168
ld_ISM_2	-0,0343398	0,146920	-0,2337	0,8157
ld_CPI	-0,479005	1,65747	-0,2890	0,7732
ld_Building_perm~	0,0418696	0,0932327	0,4491	0,6544
ld_Retail_sales	-0,176007	0,667617	-0,2636	0,7926
d_Un_rate1	-0,0128086	0,0310672	-0,4123	0,6810
d_Un_rate2	-0,00692144	0,0319574	-0,2166	0,8290
d_Un_rate3	0,00703246	0,0302746	0,2323	0,8168
uhat_1	-0,139155	0,104804	-1,328	0,1874
uhat_2	-0,256861	0,106364	-2,415	0,0176 **
uhat_3	0,0459971	0,113073	0,4068	0,6851

Unadjusted R-squared = 0,168346

Null hypothesis: **no autocorrelation**

Test statistic: LMF = 1,61939

with p-value = $P(F(12,96) > 1,61939) = 0,0988238$

Model 9: OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: ld_EWS

Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC0

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,020215	0,00860827	2,3483	0,02068	**
ld_Jobless_claims	-0,1233	0,125997	-0,9786	0,32997	
ld_Jobless_claims_1	-0,287574	0,141356	-2,0344	0,04436	**
ld_Jobless_claims_2	-0,10865	0,117693	-0,9232	0,35798	
ld_M1	0,77812	0,642736	1,2106	0,22868	
ld_M1_1	-1,6018	0,732356	-2,1872	0,03088	**
ld_M1_2	-0,944971	0,781085	-1,2098	0,22899	
ld_ISM	0,279148	0,20258	1,3780	0,17106	
ld_ISM_1	0,456015	0,199387	2,2871	0,02414	**
ld_ISM_2	-0,201377	0,190339	-1,0580	0,29242	
ld_CPI	-4,82526	1,81802	-2,6541	0,00915	***
ld_Building_permit	0,0353577	0,115853	0,3052	0,76081	
ld_Retail_sales	2,07133	0,842025	2,4599	0,01548	**
d_Un_rate1	0,055719	0,0339053	1,6434	0,10321	
d_Un_rate2	-0,0165008	0,0378402	-0,4361	0,66366	
d_Un_rate3	0,00478508	0,0379268	0,1262	0,89983	

Mean dependent var	0,005931	S.D. dependent var	0,068441
Sum squared resid	0,405684	S.E. of regression	0,061289
R-squared	0,295869	Adjusted R-squared	0,198073
F(15, 108)	3,025374	P-value(F)	0,000442
Log-likelihood	178,8443	Akaike criterion	-325,6886
Schwarz criterion	-280,5641	Hannan-Quinn	-307,3580

rho -0,125329 Durbin-Watson 2,238895

3 priedo tèsinys

Heteroskedasticity test

White's test for heteroskedasticity
 OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)
 Dependent variable: uhat^2

coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,00243455	0,000866381	2,810 0,0060 ***
ld_Jobless_claims	-0,00314378	0,0141791	-0,2217 0,8250
ld_Jobless_cla~_1	0,00534344	0,0137957	0,3873 0,6994
ld_Jobless_cla~_2	0,0108435	0,0118959	0,9115 0,3644
ld_M1	-0,116137	0,0713988	-1,627 0,1072
ld_M1_1	-0,0177920	0,0740939	-0,2401 0,8108
ld_M1_2	-0,0492724	0,0723737	-0,6808 0,4977
ld_ISM	0,0198983	0,0169183	1,176 0,2425
ld_ISM_1	0,0349367	0,0148911	2,346 0,0211 **
ld_ISM_2	0,00652620	0,0150383	0,4340 0,6653
ld_CPI	0,0561696	0,174236	0,3224 0,7479
ld_Building_perm~	0,00801410	0,00920787	0,8704 0,3863
ld_Retail_sales	-0,0664638	0,0650563	-1,022 0,3096
d_Un_rate1	-0,00390352	0,00316153	-1,235 0,2201
d_Un_rate2	0,00702684	0,00300222	2,341 0,0214 **
d_Un_rate3	-0,00118580	0,00287077	-0,4131 0,6805
sq_ld_Jobless_cl~	-0,0854023	0,136655	-0,6250 0,5335
sq_ld_Jobless_~_1	-0,0127841	0,113744	-0,1124 0,9108
sq_ld_Jobless_~_2	-0,106492	0,119387	-0,8920 0,3747
sq_ld_M1	3,85540	1,86784	2,064 0,0418 **
sq_ld_M1_1	2,33021	1,79706	1,297 0,1980
sq_ld_M1_2	4,03310	1,80067	2,240 0,0275 **
sq_ld_ISM	0,505604	0,210579	2,401 0,0183 **
sq_ld_ISM_1	0,0893750	0,237555	0,3762 0,7076
sq_ld_ISM_2	-0,319590	0,219900	-1,453 0,1495
sq_ld_CPI	-15,3541	19,3272	-0,7944 0,4290
sq_ld_Building_p~	0,0567617	0,0751740	0,7551 0,4521
sq_ld_Retail_sal~	6,81745	3,15401	2,162 0,0332 **
sq_d_Un_rate1	-0,0204080	0,0115517	-1,767 0,0806 *
sq_d_Un_rate2	0,0183166	0,0119215	1,536 0,1278
sq_d_Un_rate3	0,00254132	0,0131755	0,1929 0,8475

Unadjusted R-squared = 0,439008
 White's test for heteroskedasticity -
 Null hypothesis: **heteroskedasticity not present**
 Test statistic: LM = 54,437
 with p-value = P(Chi-square(30) > 54,437) = 0,00410827

Autocorrelation test

Breusch-Godfrey test
 OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,00116360	0,00962520	0,1209	0,9040
ld_Jobless_claims	0,0277516	0,171844	0,1615	0,8720
ld_Jobless_cla~_1	0,0456185	0,172190	0,2649	0,7916
ld_Jobless_cla~_2	0,0694836	0,163580	0,4248	0,6720
ld_M1	-0,135673	0,620437	-0,2187	0,8274
ld_M1_1	-0,594795	0,624473	-0,9525	0,3432
ld_M1_2	-0,121945	0,594989	-0,2050	0,8380
ld_ISM	0,0787659	0,203649	0,3868	0,6998
ld_ISM_1	-0,0452827	0,194378	-0,2330	0,8163
ld_ISM_2	-0,0370586	0,199761	-0,1855	0,8532
ld_CPI	1,51986	2,27109	0,6692	0,5050
ld_Building_perm~	0,0587494	0,122732	0,4787	0,6333
ld_Retail_sales	0,619041	0,927835	0,6672	0,5063
d_Un_rate1	-0,00797057	0,0417905	-0,1907	0,8491
d_Un_rate2	0,0176253	0,0421997	0,4177	0,6771
d_Un_rate3	0,00281965	0,0398166	0,07082	0,9437
uhat_1	-0,269718	0,120091	-2,246	0,0270 **
uhat_2	-0,140164	0,117483	-1,193	0,2358
uhat_3	-0,194343	0,117323	-1,656	0,1009

Unadjusted R-squared = 0,117023

Null hypothesis: **no autocorrelation**

Test statistic: LMF = 1,06025

with p-value = $P(F(12,96) > 1,06025) = 0,402092$

Model 10: OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: ld_EWC

Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC0

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,0062689	0,00910392	0,6886	0,49256	
ld_Jobless_claims	-0,269119	0,137082	-1,9632	0,05219	*
ld_Jobless_claims_	-0,306101	0,156302	-1,9584	0,05276	*
1					
ld_Jobless_claims_	0,0433672	0,117853	0,3680	0,71361	
2					
ld_M1	0,805564	0,674362	1,1946	0,23488	
ld_M1_1	-0,459964	0,901772	-0,5101	0,61105	
ld_M1_2	-1,2571	0,945227	-1,3299	0,18634	
ld_ISM	0,286648	0,210381	1,3625	0,17587	
ld_ISM_1	0,193304	0,206487	0,9362	0,35128	
ld_ISM_2	-0,0455817	0,216222	-0,2108	0,83343	
ld_CPI	0,0338555	1,84872	0,0183	0,98542	
ld_Building_permi	-0,0402062	0,127543	-0,3152	0,75319	
ts					
ld_Retail_sales	1,74325	0,93141	1,8716	0,06396	*
d_Un_rate1	0,0429095	0,0367844	1,1665	0,24598	

3 priedo tęsinys

d_Un_rate2	0,00155679	0,036671	0,0425	0,96622
d_Un_rate3	-0,00669382	0,0381729	-0,1754	0,86113
Mean dependent var	0,006332	S.D. dependent var	0,068640	
Sum squared resid	0,425591	S.E. of regression	0,062775	
R-squared	0,265603	Adjusted R-squared	0,163604	
F(15, 108)	2,603967	P-value(F)	0,002250	
Log-likelihood	175,8742	Akaike criterion	-319,7483	
Schwarz criterion	-274,6238	Hannan-Quinn	-301,4177	
rho	-0,269341	Durbin-Watson	2,532217	

Heteroskedasticity test

White's test for heteroskedasticity

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat^2

coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0,00130383	0,000840775	1,551	0,1244
ld_Jobless_claims	-0,00881727	0,0137601	-0,6408	0,5232
ld_Jobless_cla~_1	-0,000966295	0,0133880	-0,07218	0,9426
ld_Jobless_cla~_2	0,0102771	0,0115443	0,8902	0,3756
ld_M1	-0,194807	0,0692886	-2,812	0,0060 ***
ld_M1_1	-0,0891265	0,0719040	-1,240	0,2183
ld_M1_2	-0,0628325	0,0702347	-0,8946	0,3733
ld_ISM	0,0142442	0,0164183	0,8676	0,3879
ld_ISM_1	0,0172675	0,0144510	1,195	0,2352
ld_ISM_2	0,0142838	0,0145938	0,9788	0,3302
ld_CPI	0,373705	0,169086	2,210	0,0295 **
ld_Building_perm~	0,0136939	0,00893574	1,532	0,1288
ld_Retail_sales	-0,125709	0,0631336	-1,991	0,0494 **
d_Un_rate1	-0,00167677	0,00306809	-0,5465	0,5860
d_Un_rate2	0,00345466	0,00291349	1,186	0,2387
d_Un_rate3	0,00177961	0,00278593	0,6388	0,5245
sq_ld_Jobless_cl~	-0,0829924	0,132616	-0,6258	0,5330
sq_ld_Jobless_~_1	0,0929386	0,110382	0,8420	0,4020
sq_ld_Jobless_~_2	-0,155073	0,115859	-1,338	0,1840
sq_ld_M1	2,81001	1,81264	1,550	0,1245
sq_ld_M1_1	5,96280	1,74395	3,419	0,0009 ***
sq_ld_M1_2	7,45311	1,74746	4,265	4,80e-05 ***
sq_ld_ISM	0,560294	0,204355	2,742	0,0073 ***
sq_ld_ISM_1	-0,0248479	0,230534	-0,1078	0,9144
sq_ld_ISM_2	0,140373	0,213401	0,6578	0,5123
sq_ld_CPI	-20,6178	18,7560	-1,099	0,2745
sq_ld_Building_p~	0,0551670	0,0729522	0,7562	0,4514
sq_ld_Retail_sal~	7,74340	3,06079	2,530	0,0131 **
sq_d_Un_rate1	-0,0136119	0,0112103	-1,214	0,2277
sq_d_Un_rate2	0,0143303	0,0115691	1,239	0,2186
sq_d_Un_rate3	0,00993601	0,0127861	0,7771	0,4391

Unadjusted R-squared = 0,628298
 White's test for heteroskedasticity -
 Null hypothesis: heteroskedasticity not present
 Test statistic: LM = 77,909
 with p-value = $P(\text{Chi-square}(30) > 77,909) = 3,93023\text{e-}006$

Autocorrelation test

Breusch-Godfrey test
 OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)
 Dependent variable: uhat

coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0,00219554	0,00882324	-0,2488 0,8040
ld_Jobless_claims	-0,00529976	0,154756	-0,03425 0,9728
ld_Jobless_cla~_1	-0,0511028	0,154177	-0,3315 0,7410
ld_Jobless_cla~_2	0,0540363	0,146402	0,3691 0,7129
ld_M1	-0,0911828	0,589251	-0,1547 0,8773
ld_M1_1	-0,801976	0,597145	-1,343 0,1824
ld_M1_2	0,123807	0,587546	0,2107 0,8336
ld_ISM	-0,0258363	0,191327	-0,1350 0,8929
ld_ISM_1	0,0224872	0,180355	0,1247 0,9010
ld_ISM_2	0,0399856	0,182124	0,2196 0,8267
ld_CPI	2,29279	2,24429	1,022 0,3095
ld_Building_perm~	-0,0221668	0,111007	-0,1997 0,8421
ld_Retail_sales	0,533954	0,844236	0,6325 0,5286
d_Un_rate1	-0,0155346	0,0373238	-0,4162 0,6782
d_Un_rate2	0,0496620	0,0377736	1,315 0,1917
d_Un_rate3	-0,0112992	0,0353072	-0,3200 0,7496
uhat_1	-0,368613	0,129352	-2,850 0,0054 ***
uhat_2	-0,187938	0,129462	-1,452 0,1498
uhat_3	-0,328668	0,124102	-2,648 0,0095 ***

Unadjusted R-squared = 0,300290
 Null hypothesis: no autocorrelation
 Test statistic: LMF = 3,4333
 with p-value = $P(F(12,96) > 3,4333) = 0,00324922$

Model 11: OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)
 Dependent variable: ld_EWW
 Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC0

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,0200325	0,00911362	2,1981	0,03008	**
ld_Jobless_claims	-0,143913	0,176531	-0,8152	0,41674	
ld_Jobless_claims_	-0,175102	0,165444	-1,0584	0,29225	
1					
ld_Jobless_claims_	0,0525329	0,113549	0,4626	0,64455	
2					
ld_M1	1,19833	0,751643	1,5943	0,11380	

3 priedo tęsinys

ld_M1_1	-2,20799	0,805916	-2,7397	0,00720	***
ld_M1_2	-0,759745	0,743836	-1,0214	0,30935	
ld_ISM	0,333467	0,219926	1,5163	0,13237	
ld_ISM_1	0,358439	0,186516	1,9218	0,05727	*
ld_ISM_2	-0,0941762	0,212408	-0,4434	0,65838	
ld_CPI	-3,41687	2,0205	-1,6911	0,09370	*
ld_Building_permi ts	-0,0513382	0,129427	-0,3967	0,69240	
ld_Retail_sales	2,57206	0,882578	2,9143	0,00433	***
d_Un_rate1	0,01912	0,0345128	0,5540	0,58073	
d_Un_rate2	0,0198122	0,0370226	0,5351	0,59365	
d_Un_rate3	-0,0576337	0,0402491	-1,4319	0,15505	
Mean dependent var	0,009973	S.D. dependent var	0,074453		
Sum squared resid	0,459367	S.E. of regression	0,065218		
R-squared	0,326264	Adjusted R-squared	0,232690		
F(15, 108)	3,486682	P-value(F)	0,000074		
Log-likelihood	171,1393	Akaike criterion	-310,2785		
Schwarz criterion	-265,1540	Hannan-Quinn	-291,9479		
rho	-0,146229	Durbin-Watson	2,290533		

Heteroskedasticity test

White's test for heteroskedasticity

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat^2

coefficient std. error t-ratio p-value

coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,00226890	0,00102194	2,220 0,0288 **
ld_Jobless_claims	0,00316853	0,0167250	0,1894 0,8502
ld_Jobless_cla~_1	0,00575422	0,0162728	0,3536 0,7244
ld_Jobless_cla~_2	0,0105746	0,0140319	0,7536 0,4530
ld_M1	-0,158064	0,0842186	-1,877 0,0637 *
ld_M1_1	-0,0448834	0,0873976	-0,5136 0,6088
ld_M1_2	0,0229231	0,0853685	0,2685 0,7889
ld_ISM	0,0153947	0,0199560	0,7714 0,4424
ld_ISM_1	0,00332061	0,0175648	0,1890 0,8505
ld_ISM_2	-0,0217208	0,0177384	-1,225 0,2239
ld_CPI	0,123243	0,205520	0,5997 0,5502
ld_Building_perm~	0,0203293	0,0108612	1,872 0,0644 *
ld_Retail_sales	-0,224008	0,0767373	-2,919 0,0044 ***
d_Un_rate1	-0,00386995	0,00372918	-1,038 0,3021
d_Un_rate2	0,00542386	0,00354128	1,532 0,1290
d_Un_rate3	-0,00231369	0,00338622	-0,6833 0,4961
sq_ld_Jobless_cl~	0,141738	0,161191	0,8793 0,3815
sq_ld_Jobless~_1	0,131795	0,134167	0,9823 0,3285
sq_ld_Jobless~_2	-0,145281	0,140823	-1,032 0,3049
sq_ld_M1	3,60001	2,20321	1,634 0,1056
sq_ld_M1_1	3,02759	2,11972	1,428 0,1566

sq_ld_M1_2	0,811329	2,12399	0,3820	0,7033
sq_ld_ISM	0,872521	0,248389	3,513	0,0007 ***
sq_ld_ISM_1	-0,410370	0,280209	-1,465	0,1464
sq_ld_ISM_2	0,156243	0,259383	0,6024	0,5484
sq_ld_CPI	-18,1776	22,7975	-0,7974	0,4273
sq_ld_Building_p~	0,125604	0,0886716	1,417	0,1600
sq_ld_Retail_sal~	10,3212	3,72031	2,774	0,0067 ***
sq_d_Un_rate1	-0,0269034	0,0136259	-1,974	0,0513 *
sq_d_Un_rate2	0,0198122	0,0140620	1,409	0,1622
sq_d_Un_rate3	-0,00491028	0,0155412	-0,3160	0,7527

Unadjusted R-squared = 0,539719

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: **heteroskedasticity not present**

Test statistic: LM = 66,9252

with p-value = $P(\text{Chi-square}(30) > 66,9252) = 0,000123738$

Autocorrelation test

Breusch-Godfrey test

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat

coefficient std. error t-ratio p-value

coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,000746348	0,0103500	0,07211 0,9427
ld_Jobless_claims	-0,0406107	0,183369	-0,2215 0,8252
ld_Jobless_cla~_1	-0,0649651	0,183852	-0,3534 0,7246
ld_Jobless_cla~_2	-0,0393718	0,173438	-0,2270 0,8209
ld_M1	-0,516104	0,680354	-0,7586 0,4500
ld_M1_1	-0,160264	0,665445	-0,2408 0,8102
ld_M1_2	0,289620	0,647076	0,4476 0,6555
ld_ISM	-0,0224923	0,217324	-0,1035 0,9178
ld_ISM_1	-0,0219196	0,200659	-0,1092 0,9132
ld_ISM_2	0,00931231	0,204774	0,04548 0,9638
ld_CPI	0,874733	2,30577	0,3794 0,7053
ld_Building_perm~	0,0761606	0,128342	0,5934 0,5543
ld_Retail_sales	0,0918007	0,963390	0,09529 0,9243
d_Un_rate1	0,00507869	0,0461049	0,1102 0,9125
d_Un_rate2	0,0276548	0,0474718	0,5826 0,5616
d_Un_rate3	0,0115061	0,0441715	0,2605 0,7950
uhat_1	-0,219135	0,111933	-1,958 0,0532 *
uhat_2	-0,196370	0,116015	-1,693 0,0938 *
uhat_3	-0,0604941	0,115455	-0,5240 0,6015

Unadjusted R-squared = 0,119124

Null hypothesis: **no autocorrelation**

Test statistic: LMF = 1,08186

with p-value = $P(F(12,96) > 1,08186) = 0,383997$

Model 12: OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: ld_EWZ

Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC0

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,0202668	0,011505	1,7616	0,08097	*
ld_Jobless_claims	-0,543666	0,275515	-1,9733	0,05102	*
ld_Jobless_claims_1	-0,296072	0,211081	-1,4027	0,16359	
ld_Jobless_claims_2	0,0767115	0,177043	0,4333	0,66567	
ld_M1	0,125145	0,794133	0,1576	0,87508	
ld_M1_1	-2,31903	0,872193	-2,6588	0,00903	***
ld_M1_2	-0,714551	1,03606	-0,6897	0,49187	
ld_ISM	0,502316	0,295038	1,7025	0,09153	*
ld_ISM_1	0,109314	0,221052	0,4945	0,62195	
ld_ISM_2	-0,290226	0,247902	-1,1707	0,24429	
ld_CPI	-0,0970351	2,92838	-0,0331	0,97363	
ld_Building_permits	0,115364	0,176681	0,6529	0,51518	
ld_Retail_sales	2,07499	1,4588	1,4224	0,15779	
d_Un_rate1	0,115365	0,0510834	2,2584	0,02593	**
d_Un_rate2	0,0133165	0,0535179	0,2488	0,80397	
d_Un_rate3	-0,0237623	0,0538293	-0,4414	0,65978	
Mean dependent var	0,008477	S.D. dependent var	0,095331		
Sum squared resid	0,785618	S.E. of regression	0,085289		
R-squared	0,297189	Adjusted R-squared	0,199576		
F(15, 108)	3,044572	P-value(F)	0,000411		
Log-likelihood	137,8687	Akaike criterion	-243,7374		
Schwarz criterion	-198,6129	Hannan-Quinn	-225,4068		
rho	-0,048522	Durbin-Watson	2,095441		

Heteroskedasticity test

White's test for heteroskedasticity

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat^2

coefficient std. error t-ratio p-value

coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,00358050	0,00166182	2,155 0,0338 **
ld_Jobless_claims	-0,00797191	0,0271973	-0,2931 0,7701
ld_Jobless_cla~_1	-0,0139362	0,0264619	-0,5267 0,5997
ld_Jobless_cla~_2	-0,0121699	0,0228178	-0,5334 0,5951
ld_M1	-0,0771082	0,136951	-0,5630 0,5748
ld_M1_1	-0,0437833	0,142121	-0,3081 0,7587
ld_M1_2	0,0106914	0,138821	0,07702 0,9388
ld_ISM	0,0554474	0,0324514	1,709 0,0909 *
ld_ISM_1	0,00344270	0,0285629	0,1205 0,9043
ld_ISM_2	-0,0209482	0,0288452	-0,7262 0,4695
ld_CPI	0,656751	0,334205	1,965 0,0524 *
ld_Building_perm~	0,0148570	0,0176618	0,8412 0,4024

3 priedo tęsinys

ld_Retail_sales	-0,394509	0,124786	-3,161	0,0021	***
d_Un_rate1	-0,000981779	0,00606419	-0,1619	0,8717	
d_Un_rate2	0,00523266	0,00575862	0,9087	0,3659	
d_Un_rate3	-0,000997931	0,00550648	-0,1812	0,8566	
sq_ld_Jobless_cl~	0,482685	0,262120	1,841	0,0687	*
sq_ld_Jobless_~_1	0,0910049	0,218174	0,4171	0,6776	
sq_ld_Jobless_~_2	-0,214547	0,228999	-0,9369	0,3512	
sq_ld_M1	1,41710	3,58274	0,3955	0,6934	
sq_ld_M1_1	2,80548	3,44697	0,8139	0,4178	
sq_ld_M1_2	4,02440	3,45391	1,165	0,2469	
sq_ld_ISM	0,808892	0,403916	2,003	0,0481	**
sq_ld_ISM_1	-0,713638	0,455659	-1,566	0,1207	
sq_ld_ISM_2	-0,307128	0,421794	-0,7281	0,4684	
sq_ld_CPI	-18,1836	37,0719	-0,4905	0,6249	
sq_ld_Building_p~	0,104630	0,144193	0,7256	0,4699	
sq_ld_Retail_sal~	17,8439	6,04976	2,950	0,0040	***
sq_d_Un_rate1	-0,0257209	0,0221576	-1,161	0,2487	
sq_d_Un_rate2	0,00778639	0,0228668	0,3405	0,7342	
sq_d_Un_rate3	0,00584553	0,0252722	0,2313	0,8176	

Unadjusted R-squared = 0,400022

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: **heteroskedasticity not present**

Test statistic: LM = 49,6027

with p-value = P(Chi-square(30) > 49,6027) = 0,0136338

Autocorrelation test

Breusch-Godfrey

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat

coefficient std. error t-ratio p-value

coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,00428181	0,0136021	0,3148 0,7536
ld_Jobless_claims	-0,156263	0,247834	-0,6305 0,5299
ld_Jobless_cla~_1	-0,0848640	0,243041	-0,3492 0,7277
ld_Jobless_cla~_2	0,121376	0,228977	0,5301 0,5973
ld_M1	-0,501928	0,894711	-0,5610 0,5761
ld_M1_1	-0,573481	0,909280	-0,6307 0,5297
ld_M1_2	-0,611399	0,887189	-0,6891 0,4924
ld_ISM	-0,0145407	0,289760	-0,05018 0,9601
ld_ISM_1	-0,0376616	0,266958	-0,1411 0,8881
ld_ISM_2	-0,000146342	0,277137	-0,0005280 0,9996
ld_CPI	2,65860	3,28017	0,8105 0,4197
ld_Building_perm~	0,0271757	0,170949	0,1590 0,8740
ld_Retail_sales	0,0297166	1,29378	0,02297 0,9817
d_Un_rate1	-0,00133911	0,0573496	-0,02335 0,9814
d_Un_rate2	0,0348262	0,0591586	0,5887 0,5575
d_Un_rate3	0,0223307	0,0556289	0,4014 0,6890
uhat_1	-0,104835	0,113841	-0,9209 0,3594
uhat_2	-0,136683	0,119951	-1,139 0,2573

uhat_3 -0,224144 0,117344 -1,910 0,0591 *

Unadjusted R-squared = 0,097868

Null hypothesis: **no autocorrelation**

Test statistic: LMF = 0,867885

with p-value = $P(F(12,96) > 0,867885) = 0,581603$

Model 13: OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: ld_ILF

Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC0

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,0514005	0,0279445	1,8394	0,06861	*
ld_Jobless_claims	-0,437131	0,304348	-1,4363	0,15381	
ld_Jobless_claims_1	-0,392297	0,259053	-1,5144	0,13286	
ld_Jobless_claims_2	0,0102451	0,195446	0,0524	0,95829	
ld_M1	-1,22218	1,51584	-0,8063	0,42186	
ld_M1_1	-2,85147	1,08393	-2,6307	0,00977	***
ld_M1_2	-0,793007	0,735685	-1,0779	0,28347	
ld_ISM	0,464983	0,314653	1,4778	0,14238	
ld_ISM_1	-0,0780669	0,316455	-0,2467	0,80561	
ld_ISM_2	-0,66137	0,426285	-1,5515	0,12371	
ld_CPI	-10,6098	8,11513	-1,3074	0,19385	
ld_Building_permi	1,33553	0,973221	1,3723	0,17282	
ts					
ld_Retail_sales	0,473183	2,1246	0,2227	0,82418	
d_Un_rate1	-0,0343955	0,0985095	-0,3492	0,72765	
d_Un_rate2	0,171121	0,136632	1,2524	0,21312	
d_Un_rate3	-0,155702	0,114484	-1,3600	0,17665	
Mean dependent var	-0,003948	S.D. dependent var	0,172076		
Sum squared resid	2,546886	S.E. of regression	0,153565		
R-squared	0,300698	Adjusted R-squared	0,203573		
F(15, 108)	3,095988	P-value(F)	0,000336		
Log-likelihood	64,94706	Akaike criterion	-97,89412		
Schwarz criterion	-52,76961	Hannan-Quinn	-79,56348		
rho	0,084080	Durbin-Watson	1,826920		

Heteroskedasticity test

White's test for heteroskedasticity

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat^2

coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-0,0372711	0,0124706	-2,989	0,0036 ***
ld_Jobless_claims	-0,0535948	0,204093	-0,2626	0,7934
ld_Jobless_cla~_1	0,0129449	0,198575	0,06519	0,9482

3 priedo tęsinys

ld_Jobless_cla~_2	0,110369	0,171229	0,6446	0,5208	
ld_M1	-1,02444	1,02771	-0,9968	0,3214	
ld_M1_1	1,35173	1,06650	1,267	0,2082	
ld_M1_2	-0,467394	1,04174	-0,4487	0,6547	
ld_ISM	0,220769	0,243521	0,9066	0,3670	
ld_ISM_1	0,0231082	0,214341	0,1078	0,9144	
ld_ISM_2	-0,0999756	0,216460	-0,4619	0,6453	
ld_CPI	6,72321	2,50793	2,681	0,0087	***
ld_Building_perm~	-0,562745	0,132537	-4,246	5,15e-05	***
ld_Retail_sales	0,259078	0,936416	0,2767	0,7826	
d_Un_rate1	0,0747911	0,0455068	1,644	0,1037	
d_Un_rate2	-0,0739590	0,0432137	-1,711	0,0903	*
d_Un_rate3	0,00640026	0,0413217	0,1549	0,8772	
sq_ld_Jobless_cl~	4,11861	1,96699	2,094	0,0390	**
sq_ld_Jobless_~_1	-2,04916	1,63722	-1,252	0,2138	
sq_ld_Jobless_~_2	1,93937	1,71845	1,129	0,2620	
sq_ld_M1	10,1756	26,8855	0,3785	0,7059	
sq_ld_M1_1	-25,9147	25,8667	-1,002	0,3190	
sq_ld_M1_2	-21,6079	25,9188	-0,8337	0,4066	
sq_ld_ISM	-1,93902	3,03106	-0,6397	0,5239	
sq_ld_ISM_1	3,39608	3,41935	0,9932	0,3232	
sq_ld_ISM_2	-1,70995	3,16522	-0,5402	0,5903	
sq_ld_CPI	-1137,45	278,194	-4,089	9,21e-05	***
sq_ld_Building_p~	16,4463	1,08205	15,20	6,04e-027	***
sq_ld_Retail_sal~	39,9478	45,3985	0,8799	0,3812	
sq_d_Un_rate1	0,0147523	0,166275	0,08872	0,9295	
sq_d_Un_rate2	-0,414765	0,171597	-2,417	0,0176	**
sq_d_Un_rate3	0,281519	0,189647	1,484	0,1411	

Unadjusted R-squared = 0,828332

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: **heteroskedasticity not present**

Test statistic: LM = 102,713

with p-value = $P(\text{Chi-square}(30) > 102,713) = 6,89022e-010$

Autocorrelation test

Breusch-Godfrey test

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat

coefficient std. error t-ratio p-value

const	-0,00324621	0,0235954	-0,1376	0,8909
ld_Jobless_claims	-0,00500901	0,424009	-0,01181	0,9906
ld_Jobless_cla~_1	-0,118061	0,402699	-0,2932	0,7700
ld_Jobless_cla~_2	-0,102204	0,371330	-0,2752	0,7837
ld_M1	-2,51551	1,71852	-1,464	0,1465
ld_M1_1	1,22061	1,73453	0,7037	0,4833
ld_M1_2	-0,183238	1,68411	-0,1088	0,9136
ld_ISM	-0,680828	0,517396	-1,316	0,1914

3 priedo tęsinys

ld_ISM_1	-0,145235	0,475248	-0,3056	0,7606
ld_ISM_2	0,356226	0,491665	0,7245	0,4705
ld_CPI	6,02000	5,89979	1,020	0,3101
ld_Building_perm~	-0,00621654	0,305562	-0,02034	0,9838
ld_Retail_sales	-0,183976	2,19975	-0,08364	0,9335
d_Un_rate1	-0,0161156	0,0996675	-0,1617	0,8719
d_Un_rate2	-0,00578015	0,0985863	-0,05863	0,9534
d_Un_rate3	0,0350759	0,0940153	0,3731	0,7099
uhat_1	0,135259	0,106673	1,268	0,2079
uhat_2	-0,142254	0,112580	-1,264	0,2094
uhat_3	0,160355	0,118127	1,357	0,1778

Unadjusted R-squared = 0,174254

Null hypothesis: **no autocorrelation**

Test statistic: LMF = 1,6882

with p-value = $P(F(12,96) > 1,6882) = 0,0812747$

Model 14: OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: ld_EEM

Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC0

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,0118801	0,032939	0,3607	0,71905	
ld_Jobless_claims	-0,502661	0,327148	-1,5365	0,12734	
ld_Jobless_claims_1	-0,399841	0,236367	-1,6916	0,09360	*
ld_Jobless_claims_2	0,0693404	0,223996	0,3096	0,75749	
ld_M1	-0,94835	1,35184	-0,7015	0,48449	
ld_M1_1	-1,55011	1,24659	-1,2435	0,21638	
ld_M1_2	1,06602	1,81891	0,5861	0,55905	
ld_ISM	0,0492919	0,368375	0,1338	0,89380	
ld_ISM_1	0,117556	0,263845	0,4455	0,65681	
ld_ISM_2	-0,00385947	0,53464	-0,0072	0,99425	
ld_CPI	-2,55798	8,42406	-0,3037	0,76198	
ld_Building_permi	0,828398	0,68543	1,2086	0,22946	
ts					
ld_Retail_sales	-1,99219	3,12651	-0,6372	0,52535	
d_Un_rate1	-0,0326948	0,077046	-0,4244	0,67215	
d_Un_rate2	0,140043	0,101657	1,3776	0,17117	
d_Un_rate3	-0,153547	0,0979904	-1,5670	0,12005	
Mean dependent var	-0,011255	S.D. dependent var	0,157999		
Sum squared resid	2,533959	S.E. of regression	0,153175		
R-squared	0,174754	Adjusted R-squared	0,060136		
F(15, 108)	1,524670	P-value(F)	0,108936		
Log-likelihood	65,26255	Akaike criterion	-98,52509		
Schwarz criterion	-53,40059	Hannan-Quinn	-80,19446		
rho	0,034591	Durbin-Watson	1,930252		

Heteroskedasticity test

White's test for heteroskedasticity

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat^2

coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,0126430	0,0184035	0,6870 0,4938
ld_Jobless_claims	0,312821	0,301191	1,039 0,3017
ld_Jobless_cla~_1	0,187793	0,293046	0,6408 0,5232
ld_Jobless_cla~_2	0,124525	0,252691	0,4928 0,6233
ld_M1	0,0304192	1,51664	0,02006 0,9840
ld_M1_1	0,0166632	1,57389	0,01059 0,9916
ld_M1_2	-3,00375	1,53735	-1,954 0,0537 *
ld_ISM	0,643505	0,359376	1,791 0,0766 *
ld_ISM_1	-0,123210	0,316314	-0,3895 0,6978
ld_ISM_2	-0,520497	0,319440	-1,629 0,1066
ld_CPI	-1,39107	3,70108	-0,3759 0,7079
ld_Building_perm~	-0,147760	0,195592	-0,7555 0,4519
ld_Retail_sales	2,17991	1,38191	1,577 0,1181
d_Un_rate1	0,0219694	0,0671565	0,3271 0,7443
d_Un_rate2	-0,0450460	0,0637726	-0,7064 0,4817
d_Un_rate3	0,0518704	0,0609804	0,8506 0,3972
sq_ld_Jobless_cl~	1,08526	2,90279	0,3739 0,7094
sq_ld_Jobless_~_1	0,116945	2,41612	0,04840 0,9615
sq_ld_Jobless_~_2	-0,768582	2,53600	-0,3031 0,7625
sq_ld_M1	2,79361	39,6763	0,07041 0,9440
sq_ld_M1_1	-12,8060	38,1727	-0,3355 0,7380
sq_ld_M1_2	29,8192	38,2496	0,7796 0,4376
sq_ld_ISM	-2,19243	4,47308	-0,4901 0,6252
sq_ld_ISM_1	-3,20793	5,04610	-0,6357 0,5265
sq_ld_ISM_2	4,95568	4,67107	1,061 0,2915
sq_ld_CPI	-926,550	410,545	-2,257 0,0264 **
sq_ld_Building_p~	8,47115	1,59683	5,305 7,60e-07 ***
sq_ld_Retail_sal~	206,709	66,9968	3,085 0,0027 ***
sq_d_Un_rate1	-0,330119	0,245379	-1,345 0,1818
sq_d_Un_rate2	-0,478139	0,253234	-1,888 0,0621 *
sq_d_Un_rate3	0,222232	0,279871	0,7941 0,4292

Unadjusted R-squared = 0,464583

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: **heteroskedasticity not present**

Test statistic: LM = 57,6083

with p-value = P(Chi-square(30) > 57,6083) = 0,00177588

Autocorrelation test

Breusch-Godfrey test

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat

coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0,00660884	0,0238039	-0,2776 0,7819
ld_Jobless_claims	0,313651	0,444698	0,7053 0,4823
ld_Jobless_cla~_1	-0,133992	0,414362	-0,3234 0,7471
ld_Jobless_cla~_2	-0,128130	0,373526	-0,3430 0,7323
ld_M1	-0,304439	1,59388	-0,1910 0,8489
ld_M1_1	0,216410	1,59808	0,1354 0,8926
ld_M1_2	0,135418	1,53623	0,08815 0,9299
ld_ISM	-0,250777	0,498931	-0,5026 0,6164
ld_ISM_1	-0,0478557	0,461483	-0,1037 0,9176
ld_ISM_2	0,00944393	0,476581	0,01982 0,9842
ld_CPI	3,93202	5,81303	0,6764 0,5004
ld_Building_perm~	-0,0160226	0,307857	-0,05205 0,9586
ld_Retail_sales	-0,754532	2,27597	-0,3315 0,7410
d_Un_rate1	-0,0572199	0,103107	-0,5550 0,5802
d_Un_rate2	0,0343658	0,100401	0,3423 0,7329
d_Un_rate3	-0,0109289	0,0948413	-0,1152 0,9085
uhat_1	0,0608809	0,105471	0,5772 0,5651
uhat_2	-0,0294556	0,108534	-0,2714 0,7867
uhat_3	0,0420034	0,113160	0,3712 0,7113

Unadjusted R-squared = 0,127638

Null hypothesis: **no autocorrelation**

Test statistic: LMF = 1,1705

with p-value = $P(F(12,96) > 1,1705) = 0,315243$

Model 15: OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: ld_EWM

Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC0

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,0153411	0,00689015	2,2265	0,02805	**
ld_Jobless_claims	-0,0939662	0,0997148	-0,9423	0,34812	
ld_Jobless_claims_	-0,0853798	0,105117	-0,8122	0,41844	
1					
ld_Jobless_claims_	-0,0105679	0,107054	-0,0987	0,92155	
2					
ld_M1	0,560074	0,425381	1,3166	0,19075	
ld_M1_1	-1,27404	0,567624	-2,2445	0,02684	**
ld_M1_2	-0,411427	0,675561	-0,6090	0,54379	
ld_ISM	0,284663	0,144566	1,9691	0,05150	*
ld_ISM_1	0,224447	0,115344	1,9459	0,05427	*
ld_ISM_2	-0,241281	0,132391	-1,8225	0,07115	*
ld_CPI	-2,69293	1,4623	-1,8416	0,06828	*
ld_Building_permi	0,061175	0,10251	0,5968	0,55191	
ts					
ld_Retail_sales	1,2399	0,711654	1,7423	0,08431	*
d_Un_rate1	0,0270497	0,026769	1,0105	0,31452	
d_Un_rate2	-0,0268745	0,0330629	-0,8128	0,41810	
d_Un_rate3	0,010789	0,0272549	0,3959	0,69299	

3 priedo tęsinys

Mean dependent var	0,006390	S.D. dependent var	0,051736
Sum squared resid	0,252975	S.E. of regression	0,048398
R-squared	0,231614	Adjusted R-squared	0,124893
F(15, 108)	2,170285	P-value(F)	0,011539
Log-likelihood	208,1258	Akaike criterion	-384,2516
Schwarz criterion	-339,1271	Hannan-Quinn	-365,9210
rho	-0,003025	Durbin-Watson	2,003790

Heteroskedasticity test

White's test for heteroskedasticity

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat^2

coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0,00214528	0,000562751	3,812	0,0002 ***
ld_Jobless_claims	-0,00791775	0,00920995	-0,8597	0,3922
ld_Jobless_cla~_1	-0,00333283	0,00896091	-0,3719	0,7108
ld_Jobless_cla~_2	0,0119974	0,00772690	1,553	0,1239
ld_M1	-0,0228072	0,0463765	-0,4918	0,6240
ld_M1_1	-0,000709771	0,0481271	-0,01475	0,9883
ld_M1_2	-0,119167	0,0470097	-2,535	0,0129 **
ld_ISM	0,00397225	0,0109892	0,3615	0,7186
ld_ISM_1	0,0184657	0,00967240	1,909	0,0593 *
ld_ISM_2	-0,00712585	0,00976799	-0,7295	0,4675
ld_CPI	0,0418938	0,113173	0,3702	0,7121
ld_Building_perm~	0,00855117	0,00598090	1,430	0,1561
ld_Retail_sales	-0,0694483	0,0422568	-1,643	0,1037
d_Un_rate1	-0,00324811	0,00205354	-1,582	0,1171
d_Un_rate2	0,00419905	0,00195007	2,153	0,0339 **
d_Un_rate3	-0,00261580	0,00186469	-1,403	0,1640
sq_ld_Jobless_cl~	-0,135918	0,0887629	-1,531	0,1291
sq_ld_Jobless_~_1	0,0198309	0,0738813	0,2684	0,7890
sq_ld_Jobless_~_2	-0,0488432	0,0775470	-0,6299	0,5303
sq_ld_M1	1,33791	1,21324	1,103	0,2730
sq_ld_M1_1	2,00414	1,16726	1,717	0,0893 *
sq_ld_M1_2	4,80309	1,16961	4,107	8,63e-05 ***
sq_ld_ISM	0,0778767	0,136780	0,5694	0,5705
sq_ld_ISM_1	-0,274718	0,154302	-1,780	0,0783 *
sq_ld_ISM_2	-0,113512	0,142834	-0,7947	0,4288
sq_ld_CPI	13,3966	12,5538	1,067	0,2887
sq_ld_Building_p~	0,0679481	0,0488287	1,392	0,1674
sq_ld_Retail_sal~	1,66894	2,04866	0,8146	0,4174
sq_d_Un_rate1	-0,0103486	0,00750333	-1,379	0,1711
sq_d_Un_rate2	0,0144926	0,00774351	1,872	0,0644 *
sq_d_Un_rate3	-0,00760387	0,00855803	-0,8885	0,3766

Unadjusted R-squared = 0,383587

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: **heteroskedasticity not present**

Test statistic: LM = 47,5648

with p-value = $P(\text{Chi-square}(30) > 47,5648) = 0,0218998$

Autocorrelation test

Breusch-Godfrey test

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat

coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0,000234385	0,00789490	-0,02969 0,9764
ld_Jobless_claims	-0,00551871	0,144825	-0,03811 0,9697
ld_Jobless_cla~_1	0,0224978	0,140815	0,1598 0,8734
ld_Jobless_cla~_2	0,0306410	0,129597	0,2364 0,8136
ld_M1	0,0172237	0,506910	0,03398 0,9730
ld_M1_1	0,0325254	0,505740	0,06431 0,9489
ld_M1_2	-0,0597829	0,480483	-0,1244 0,9012
ld_ISM	-0,00906098	0,175816	-0,05154 0,9590
ld_ISM_1	0,000205094	0,158794	0,001292 0,9990
ld_ISM_2	-0,0375168	0,165137	-0,2272 0,8208
ld_CPI	0,281552	1,84528	0,1526 0,8791
ld_Building_perm~	0,00658520	0,101339	0,06498 0,9483
ld_Retail_sales	-0,0473712	0,748623	-0,06328 0,9497
d_Un_rate1	-0,00264761	0,0340519	-0,07775 0,9382
d_Un_rate2	-0,00234543	0,0341827	-0,06861 0,9454
d_Un_rate3	0,00353058	0,0322339	0,1095 0,9130
uhat_1	-0,00423980	0,106910	-0,03966 0,9684
uhat_2	-0,0574284	0,108407	-0,5297 0,5975
uhat_3	0,0233518	0,109663	0,2129 0,8318

Unadjusted R-squared = 0,016614

Null hypothesis: **no autocorrelation**

Test statistic: LMF = 0,13516

with p-value = $P(F(12,96) > 0,13516) = 0,999753$

Model 16: OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: ld_EZA

Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC0

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,0270089	0,0160541	1,6824	0,09539	*
ld_Jobless_claims	-0,216547	0,230936	-0,9377	0,35049	
ld_Jobless_claims_1	-0,315811	0,248184	-1,2725	0,20593	
ld_Jobless_claims_2	-0,247822	0,144942	-1,7098	0,09018	*
ld_M1	0,690061	0,857353	0,8049	0,42266	

3 priedo tęsinys

ld_M1_1	-2,75353	0,824843	-3,3382	0,00116	***
ld_M1_2	-0,320551	0,611628	-0,5241	0,60129	
ld_ISM	0,293414	0,25805	1,1370	0,25804	
ld_ISM_1	0,0241058	0,222749	0,1082	0,91402	
ld_ISM_2	-0,207517	0,272227	-0,7623	0,44755	
ld_CPI	-7,74225	4,12089	-1,8788	0,06297	*
ld_Building_permi	0,500862	0,407161	1,2301	0,22132	
ts					
ld_Retail_sales	2,03547	1,38248	1,4723	0,14384	
d_Un_rate1	0,00365655	0,0499768	0,0732	0,94181	
d_Un_rate2	0,0936597	0,070671	1,3253	0,18787	
d_Un_rate3	-0,04843	0,0587288	-0,8246	0,41140	
Mean dependent var	0,001256	S.D. dependent var	0,103257		
Sum squared resid	0,946541	S.E. of regression	0,093618		
R-squared	0,278241	Adjusted R-squared	0,177997		
F(15, 108)	2,775627	P-value(F)	0,001163		
Log-likelihood	126,3154	Akaike criterion	-220,6309		
Schwarz criterion	-175,5063	Hannan-Quinn	-202,3002		
rho	-0,073975	Durbin-Watson	2,147609		

Heteroskedasticity test

White's test for heteroskedasticity

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat^2

coefficient	std. error	t-ratio	p-value		
const	5,80434e-05	0,00249824	0,02323	0,9815	
ld_Jobless_claims	-0,0112121	0,0408861	-0,2742	0,7845	
ld_Jobless_cla~_1	0,0145436	0,0397805	0,3656	0,7155	
ld_Jobless_cla~_2	0,0269696	0,0343024	0,7862	0,4337	
ld_M1	-0,216771	0,205881	-1,053	0,2951	
ld_M1_1	0,0423574	0,213653	0,1983	0,8433	
ld_M1_2	-0,136879	0,208692	-0,6559	0,5135	
ld_ISM	0,0758891	0,0487847	1,556	0,1232	
ld_ISM_1	0,0452015	0,0429391	1,053	0,2952	
ld_ISM_2	-0,0297290	0,0433634	-0,6856	0,4947	
ld_CPI	1,08375	0,502415	2,157	0,0336	**
ld_Building_perm~	-0,0597528	0,0265513	-2,250	0,0268	**
ld_Retail_sales	-0,301144	0,187592	-1,605	0,1118	
d_Un_rate1	0,0132965	0,00911638	1,459	0,1481	
d_Un_rate2	0,00583076	0,00865702	0,6735	0,5023	
d_Un_rate3	-0,00544780	0,00827798	-0,6581	0,5121	
sq_ld_Jobless_cl~	0,545993	0,394049	1,386	0,1692	
sq_ld_Jobless_~_1	0,0965540	0,327984	0,2944	0,7691	
sq_ld_Jobless_~_2	0,0242513	0,344258	0,07045	0,9440	
sq_ld_M1	2,64138	5,38599	0,4904	0,6250	
sq_ld_M1_1	0,696113	5,18189	0,1343	0,8934	

sq_ld_M1_2	-2,89527	5,19231	-0,5576	0,5785	
sq_ld_ISM	-0,119149	0,607213	-0,1962	0,8449	
sq_ld_ISM_1	-0,606047	0,685000	-0,8847	0,3786	
sq_ld_ISM_2	-0,330981	0,634090	-0,5220	0,6029	
sq_ld_CPI	-156,621	55,7308	-2,810	0,0060	***
sq_ld_Building_p~	2,66096	0,216767	12,28	3,67e-021	***
sq_ld_Retail_sal~	18,0969	9,09470	1,990	0,0495	**
sq_d_Un_rate1	-0,0217658	0,0333098	-0,6534	0,5151	
sq_d_Un_rate2	0,0141681	0,0343761	0,4121	0,6812	
sq_d_Un_rate3	-0,0175240	0,0379920	-0,4613	0,6457	

Unadjusted R-squared = 0,754366

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: **heteroskedasticity not present**

Test statistic: LM = 93,5414

with p-value = $P(\text{Chi-square}(30) > 93,5414) = 1,88914\text{e-}008$

Autocorrelation test

Breusch-Godfrey test

OLS, using observations 2004:03-2014:06 (T = 124)

Dependent variable: uhat

coefficient std. error t-ratio p-value

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0,0101286	0,0143323	-0,7067	0,4815
ld_Jobless_claims	-0,0741163	0,255601	-0,2900	0,7725
ld_Jobless_cla~_1	-0,204871	0,253812	-0,8072	0,4216
ld_Jobless_cla~_2	-0,0671217	0,235617	-0,2849	0,7764
ld_M1	-0,964791	0,946391	-1,019	0,3106
ld_M1_1	0,231860	0,956988	0,2423	0,8091
ld_M1_2	0,175472	0,924308	0,1898	0,8498
ld_ISM	-0,345369	0,306949	-1,125	0,2633
ld_ISM_1	-0,135202	0,278614	-0,4853	0,6286
ld_ISM_2	0,0503661	0,289556	0,1739	0,8623
ld_CPI	5,67061	3,55763	1,594	0,1142
ld_Building_perm~	0,00154361	0,183927	0,008393	0,9933
ld_Retail_sales	0,252818	1,34020	0,1886	0,8508
d_Un_rate1	-0,0128359	0,0594266	-0,2160	0,8295
d_Un_rate2	0,0302693	0,0601484	0,5032	0,6159
d_Un_rate3	0,00212085	0,0582675	0,03640	0,9710
uhat_1	-0,153080	0,113278	-1,351	0,1798
uhat_2	-0,0929970	0,116502	-0,7982	0,4267
uhat_3	0,00341411	0,118061	0,02892	0,9770

Unadjusted R-squared = 0,184018

Null hypothesis: **no autocorrelation**

Test statistic: LMF = 1,80413

with p-value = $P(F(12,96) > 1,80413) = 0,0580224$

Variacijos išskaidymo analizė

Decomposition of variance for ld_EWG

period	std. error	ld_EWG	ld_Jobless_clai ms	ld_M1	ld_ISM
1	0,0509195	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,0528753	95,5259	2,9530	1,5040	0,0171
3	0,0564989	88,2013	6,9868	4,5682	0,2437
4	0,0589796	85,5968	8,1279	4,2947	1,9805
5	0,0628785	82,3391	8,1284	5,9293	3,6033
6	0,0641895	79,1082	8,3700	6,3486	6,1732
7	0,065558	78,2847	8,4254	6,4470	6,8429
8	0,0661055	77,0244	8,2951	6,3733	8,3071
9	0,0665966	75,9444	9,5392	6,2862	8,2302
10	0,0695921	69,8671	8,7372	13,3605	8,0352
11	0,0708009	67,8196	8,7050	13,2379	10,2376
12	0,071422	67,6922	8,6267	13,6191	10,0620

Decomposition of variance for ld_EWL

period	std. error	ld_EWL	ld_Jobless_clai ms	ld_M1	ld_ISM
1	0,0374512	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,0394923	90,1393	2,9937	1,7696	5,0975
3	0,040985	84,2397	4,6863	5,8126	5,2614
4	0,0420204	82,2219	7,0345	5,7309	5,0127
5	0,0448226	78,6440	6,2591	6,5528	8,5441
6	0,0456094	76,1321	7,7512	6,9530	9,1637
7	0,0460193	75,3904	8,4962	6,9617	9,1518
8	0,0464082	74,1685	8,4181	7,0068	10,4067
9	0,0468335	72,9042	8,3094	8,4856	10,3008
10	0,0484279	68,5470	7,8294	13,6906	9,9330
11	0,0493524	66,1664	8,3521	13,2031	12,2783
12	0,0496861	66,1015	8,5448	13,1944	12,1592

Decomposition of variance for ld_EWQ

period	std. error	ld_EWQ	ld_Jobless_clai ms	ld_M1	ld_ISM
1	0,050931	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,0536296	90,7852	4,6042	1,2828	3,3278
3	0,0554608	86,3783	6,0043	4,1783	3,4392
4	0,0572716	82,7748	9,5652	3,9228	3,7372
5	0,0615322	80,3835	8,7696	4,2426	6,6043
6	0,0622879	78,5690	8,9705	5,5916	6,8689
7	0,0634831	76,5110	10,2456	6,3303	6,9130
8	0,0639232	75,9606	10,4157	6,6696	6,9541
9	0,0643698	74,9612	11,4994	6,6175	6,9219
10	0,0665856	71,5734	10,7502	11,1138	6,5626
11	0,0668153	71,1534	10,6773	11,1016	7,0677
12	0,0680799	70,0785	10,4979	11,2974	8,1262

4 priedo tęsinys

Decomposition of variance for ld_EWU

period	std. error	ld_EWU	ld_Jobless_claims	ld_M1	ld_ISM
1	0,0418892	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,0430798	96,2243	2,2932	0,4652	1,0173
3	0,0444135	90,5428	5,4775	2,7183	1,2614
4	0,0463334	85,9645	9,4235	3,3851	1,2269
5	0,0489686	84,9477	8,5620	3,3889	3,1014
6	0,0497098	82,4863	8,4747	4,2136	4,8254
7	0,0501645	81,6126	9,4739	4,1690	4,7445
8	0,0503631	81,0035	9,5425	4,1521	5,3018
9	0,0507866	80,0553	9,6960	4,9883	5,2604
10	0,0524595	75,2729	9,1073	10,6849	4,9349
11	0,0528614	74,1495	9,5923	11,1590	5,0991
12	0,053775	72,8541	9,6609	11,5396	5,9454

Decomposition of variance for ld_EWA

period	std. error	ld_EWA	ld_Jobless_claims	ld_M1	ld_ISM
1	0,0529544	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,056891	89,5490	6,9438	2,4147	1,0925
3	0,0590875	83,1923	11,2617	3,4501	2,0959
4	0,0610154	82,4671	11,9794	3,2356	2,3180
5	0,0649709	77,4292	12,2716	6,5330	3,7661
6	0,0675468	72,9822	11,3556	8,5462	7,1160
7	0,068845	71,0424	13,3658	8,4356	7,1563
8	0,0696335	69,6594	14,2484	9,0347	7,0575
9	0,0698056	69,3748	14,2016	9,1354	7,2882
10	0,0710593	69,0214	13,7685	10,1685	7,0416
11	0,0719369	67,3539	14,5641	10,0074	8,0746
12	0,0726362	66,5208	14,6744	10,4317	8,3731

Decomposition of variance for ld_EWH

period	std. error	ld_EWH	ld_Jobless_claims	ld_M1	ld_ISM
1	0,0510472	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,0521311	96,8593	0,5319	1,7697	0,8391
3	0,0538868	90,7432	2,7221	5,6961	0,8386
4	0,0549821	89,6679	3,8752	5,6459	0,8110
5	0,0563973	86,2004	4,2441	7,0615	2,4940
6	0,0571839	84,0498	4,1772	8,5232	3,2498
7	0,0579309	84,1023	4,1754	8,3352	3,3872
8	0,0583582	82,9498	4,2328	8,3590	4,4585
9	0,0585567	82,6639	4,3494	8,3357	4,6511
10	0,0594733	80,1836	4,2662	10,8454	4,7047
11	0,05991	79,3141	4,7754	10,8916	5,0189
12	0,0607738	77,5366	6,8203	10,7194	4,9237

4 priedo tęsinys

Decomposition of variance for ld_EWY

period	std. error	ld_EWY	ld_Jobless_claims	ld_M1	ld_ISM
1	0,0647376	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,0664753	94,8433	2,8679	0,7542	1,5345
3	0,0684158	89,5439	7,7778	1,0703	1,6079
4	0,0750467	88,9449	6,7875	1,7336	2,5340
5	0,0765668	86,7772	6,9080	2,7225	3,5923
6	0,0773912	85,0790	7,9529	2,8042	4,1639
7	0,0801254	80,9701	11,0822	3,0310	4,9166
8	0,0812158	79,0792	11,9779	3,3242	5,6186
9	0,0816556	78,2360	11,9060	3,3405	6,5175
10	0,0827024	76,3808	11,6530	5,4561	6,5101
11	0,0835912	75,2716	12,5662	5,4310	6,7312
12	0,0846959	73,3232	14,2961	5,4037	6,9771

Decomposition of variance for ld_EWJ

period	std. error	ld_EWJ	ld_Jobless_claims	ld_M1	ld_ISM
1	0,0364848	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,0382315	91,4724	3,8543	4,4759	0,1974
3	0,039696	86,0260	8,1884	4,9110	0,8747
4	0,0410388	83,6393	7,8190	4,7818	3,7600
5	0,0426784	80,7426	8,0277	7,2034	4,0263
6	0,0434047	78,1061	7,9124	8,5692	5,4124
7	0,0439781	78,2258	7,7835	8,7126	5,2781
8	0,0450548	75,0723	9,0301	8,3641	7,5335
9	0,0455688	74,3252	9,0851	8,3549	8,2349
10	0,0459943	73,0805	9,3947	9,3343	8,1905
11	0,0466991	71,7648	9,7560	9,0664	9,4128
12	0,0469719	70,9845	10,2736	9,0248	9,7171

Decomposition of variance for ld_EWS

period	std. error	ld_EWS	ld_Jobless_claims	ld_M1	ld_ISM
1	0,0515027	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,0539903	91,2320	4,0169	3,3241	1,4270
3	0,056083	84,5797	7,4877	6,5900	1,3426
4	0,0575117	82,6086	7,7696	8,2522	1,3696
5	0,0615776	77,2403	6,9720	13,0446	2,7431
6	0,0622745	75,5718	6,9540	14,3386	3,1357
7	0,0633583	73,9528	7,6518	14,2348	4,1607
8	0,0640231	72,5035	8,0751	13,9582	5,4631
9	0,0643049	71,9421	8,6709	13,9479	5,4391
10	0,0664464	67,3972	8,8015	18,5731	5,2282
11	0,0669225	66,4821	9,5173	18,7734	5,2272
12	0,0679461	65,1857	9,9574	18,8670	5,9899

Decomposition of variance for ld_EWC

period	std. error	ld_EWC	ld_Jobless_claims	ld_M1	ld_ISM
1	0,0485558	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,0519789	87,8808	8,9794	0,0071	3,1327
3	0,0538293	81,9748	12,4289	1,4769	4,1194
4	0,0550181	78,5045	15,0303	2,0064	4,4589
5	0,0591137	76,5009	13,0840	5,3062	5,1089
6	0,059318	76,3427	13,0363	5,4601	5,1609
7	0,0615459	75,7980	12,2304	6,5465	5,4251
8	0,0626826	74,3606	11,8120	6,8678	6,9596
9	0,06319	73,5064	12,8455	6,7621	6,8860
10	0,0639127	72,4766	12,5608	8,1609	6,8017
11	0,0642026	71,8403	13,0948	8,0978	6,9671
12	0,0654498	69,5775	12,9313	7,7940	9,6972

Decomposition of variance for ld_EWW

period	std. error	ld_EWW	ld_Jobless_claims	ld_M1	ld_ISM
1	0,0551729	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,0591908	87,7867	5,0701	4,3917	2,7515
3	0,0605593	83,9653	6,8716	5,3452	3,8179
4	0,0620459	83,3257	7,5028	5,2048	3,9667
5	0,0670368	79,1297	6,5040	9,1251	5,2412
6	0,0677056	77,8141	6,5922	10,3624	5,2313
7	0,0685272	77,6378	6,7645	10,4102	5,1875
8	0,0694857	75,5441	6,8067	10,2363	7,4129
9	0,0697595	74,9527	6,8577	10,8329	7,3566
10	0,0709841	72,5508	7,2061	12,8976	7,3456
11	0,0716251	71,5803	7,7257	13,4382	7,2558
12	0,0726651	69,9341	8,7433	13,5779	7,7447

Decomposition of variance for ld_EWZ

period	std. error	ld_EWZ	ld_Jobless_claims	ld_M1	ld_ISM
1	0,0724636	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,0749419	95,2321	3,9775	0,2495	0,5408
3	0,0776846	89,6788	7,7222	1,7810	0,8180
4	0,0806645	86,2978	10,4953	2,3577	0,8492
5	0,0828163	83,8777	9,9838	3,1170	3,0215
6	0,0855856	78,7631	9,8146	5,5117	5,9106
7	0,0870312	78,6760	9,7479	5,3444	6,2317
8	0,0880527	76,9217	10,2227	6,7637	6,0919
9	0,0890713	76,1613	10,3105	6,6185	6,9097
10	0,0901411	74,3657	10,0674	8,7982	6,7686
11	0,090622	73,5972	10,6703	8,7073	7,0252
12	0,0926165	70,8375	12,7675	8,3716	8,0233

Decomposition of variance for ld_ILF

period	std. error	ld_ILF	ld_Jobless_claims	ld_M1	ld_ISM
1	0,149854	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,154038	95,4681	3,3692	0,9142	0,2485
3	0,154733	94,8439	3,6384	1,2621	0,2556
4	0,156659	93,5615	4,1157	1,2834	1,0394
5	0,158856	91,0133	6,1907	1,3999	1,3960
6	0,160358	89,6259	6,6799	1,8585	1,8358
7	0,161893	87,9452	6,9335	2,1721	2,9492
8	0,164839	84,8785	7,9765	2,9044	4,2406
9	0,167186	82,7753	9,2391	2,9775	5,0081
10	0,16866	82,1018	9,8506	2,9288	5,1187
11	0,170433	81,8686	9,8748	3,0270	5,2295
12	0,170797	81,5426	10,2080	3,0226	5,2268

Decomposition of variance for ld_EEM

period	std. error	ld_EEM	ld_Jobless_claims	ld_M1	ld_ISM
1	0,13586	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,139444	95,0887	2,6902	0,6005	1,6207
3	0,14278	90,7664	2,9896	2,3173	3,9267
4	0,143119	90,3728	3,3609	2,3581	3,9082
5	0,144825	88,3578	3,6345	2,4022	5,6055
6	0,147341	86,0111	4,6635	3,4429	5,8824
7	0,148881	84,2506	4,9395	3,4662	7,3438
8	0,149375	83,9748	4,9187	3,6258	7,4807
9	0,149981	83,4329	4,8878	3,6541	8,0252
10	0,152572	83,6307	4,9967	3,5507	7,8219
11	0,154687	82,4148	5,1952	4,3915	7,9985
12	0,155059	82,0209	5,4759	4,4879	8,0153

Decomposition of variance for ld_EWM

period	std. error	ld_EWM	ld_Jobless_claims	ld_M1	ld_ISM
1	0,0401253	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,0418019	92,3957	0,2368	7,3631	0,0044
3	0,0428193	88,2047	1,1670	8,4325	2,1959
4	0,0445657	86,7933	1,8955	8,9364	2,3747
5	0,0456615	84,0545	1,8347	11,0337	3,0771
6	0,0467421	81,3275	1,8270	12,5360	4,3095
7	0,0479343	77,3978	4,8285	12,1298	5,6438
8	0,0483284	77,0774	4,9755	12,2907	5,6564
9	0,0485942	76,2367	4,9543	12,1689	6,6402
10	0,0489042	75,3283	5,3885	12,2934	6,9898
11	0,0491466	74,5873	6,2868	12,1970	6,9288
12	0,0495038	74,2040	6,8471	12,0344	6,9145

Decomposition of variance for ld_EZA

period	std. error	ld_EZA	ld_Jobless_claims	ld_M1	ld_ISM
1	0,080537	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,0838202	92,9759	6,3343	0,6335	0,0563
3	0,0848341	91,7151	7,2835	0,6878	0,3135
4	0,0872894	89,8380	7,2944	0,6511	2,2165
5	0,0892481	86,6022	7,8528	2,0480	3,4970
6	0,0914415	84,5532	7,9972	3,6619	3,7877
7	0,0942159	80,4800	11,6337	4,0439	3,8424
8	0,0955084	79,4943	11,3224	4,9931	4,1902
9	0,0974643	76,9204	11,5974	6,1343	5,3479
10	0,0981563	76,7968	11,8504	6,0622	5,2905
11	0,0997313	75,6586	11,8323	6,6850	5,8241
12	0,100044	75,1858	12,3219	6,6986	5,7937