

## ES TARŠOS LEIDIMŲ ATEITIES SANDORIŲ RINKA: KAINŲ FORMAVIMOSI ASPEKTAI

Rūta Kropienė, Daina Karpavičiūtė

Vilniaus universiteto Ekonomikos fakulteto Kiekybinių metodų ir modeliavimo katedra

Adresas: Saulėtekio 9, LT-02040 Vilnius, Lietuva

El. paštas: [ruta.kropiene@ef.vu.lt](mailto:ruta.kropiene@ef.vu.lt), [daina.karpaviciute@gmail.com](mailto:daina.karpaviciute@gmail.com)

Gauta: 2011 m. birželio mėn.

Pataisyta: 2011 m. rugsėjo mėn.

Paskelbta: 2011 m. lapkričio mėn.

**Santrauka.** Straipsnyje nagrinėjamas taršos leidimų rinkos efektyvumas bei joje atliekamų sandorių kainų pokyčiai. Pateikiamas laikymo kaštų modelis bei, naudojant „Bluenext“ biržos duomenis, atliekama laikymo kaštų modelio prielaidų galiojimo analizė. Be to, VECM ir VAR modelių pagalba nagrinėjami taršos leidimų kainų formavimosi bruožai, atliekant Grangerio priežastingumo vertinimą. Galiausiai pateikiami ryšio tarp neatidėliotųjų ir ateities sandorių kainų ir rinkos efektyvumo tyrimo rezultatai.

**Reikšminiai žodžiai:** taršos leidimai, ateities sandoriai, laikymo kaštų modelis, efektyvi rinka.

### 1. Įvadas

Kioto protokole taršos ribojimas (prekyba taršos leidimais) įvardyta kaip viena iš pagrindinių priemonių sprendžiant klimato kaitos problemas. ES prekybos sistema – didžiausia pasaulyje ne tik pagal dalyvaujančių teršėjų skaičių, bet ir pagal prekybos apimtį. Šių metų liepą Lietuva pirmą kartą pardavė nereikalingus Kioto taršos leidimus už 476 mln. litų. Prekyba leidimais vyksta ne tik neatidėliotųjų, bet ir ateities sandorių rinkose. Pasaulio banko duomenimis, ateities sandorių prekybos apimtis 2009 metais sudarė 73 % prekybos anglies dioksidu rinkoje.

Įmonėms, kurios išmeta anglies dioksidą ir privalo pateikti atitinkamą leidimų skaičių, svarbu, kad ateities sandorio kaina būtų ne didesnė nei „sąžininga“ jo vertė be arbitražo sąlygų, o politine prasme svarbu, kad prekybos mechanizmas įgyvendintų savo pagrindinį tikslą – mažintų taršą kuo mažesniais kaštais. Šie klausimai yra tiesiogiai susiję su rinkos efektyvumo problema. Kadangi efektyvioje rinkoje ateities sandorių kaina turi atitikti prognozuojamas leidimų kainas neatidėliotųjų sandorių rinkoje, tai ateities sandorių kainų pokyčiai galėtų suteikti papildomos informacijos apie būsimus leidimų kainų pokyčius.

Išvestinėmis priemonėmis, tokiomis kaip ateities ar pasirinkimo sandoriai, siekiama valdyti riziką, perskirstant ją tarp skirtingų ekonomikos rizikos preferencijų dalyvių. Tačiau efektyvus rizikos valdymas įmanomas tik tuo atveju, jei tarp neatidėliotųjų sandorių ir atitinkamų išvestinių priemonių kainų egzistuoja stabilus ilgalaikis ryšys, kurį galima įvertinti tam tikru laikymo kaštų įkainojimo modeliu. Jeigu šis ryšys neegzistuoja, kainos judėtų nepriklausomomis atsitiktinėmis trajektorijomis ir išvestinių priemonių įsigijimas būtų ne galimybė apsisaugoti, o papildoma rizika.

Iki šiol taršos leidimų ateities sandorių rinkos tyrimų yra atlikta nedaug. Pirmoji jų prekybos fazė pasižymi nedidele prekybos apimtimi ir gan plačiu leidimų paskirstymu, kuris lemia kainų lygio smukimą iki nulio praėjus vos pusantrų metų nuo prekiavimo taršos leidimais pradžios.

Šio straipsnio tikslas yra atsakyti į klausimus, ar 1) egzistuoja stabilus ilgalaikis ryšys tarp neatidėliotųjų ir ateities sandorių kainų antrojoje jų prekybos fazėje, ir 2) kurių rinkų (neatidėliotųjų ar ateities sandorių) kainos pirmosios reaguoja į naują informaciją rinkoje.

Šiam tikslui pasiekti buvo išnagrinėti tokie uždaviniai:

a) ar ateities sandorių kainos atitinka laikymo kaštų modelį atsižvelgiant į aktyvo naudojimo pajamų egzistavimo galimybę;

b) ar ryšys tarp neatidėliotųjų ir ateities sandorių kainų yra ilgalaikis;

c) kurios kainos – neatidėliotųjų ar ateities sandorių – greičiau reaguoja į naują informaciją rinkoje.

Skaičiavimas buvo atliktas naudojant didžiausios pasaulyje ES neatidėliotųjų sandorių prekybos sistemos – „Bluenext“ biržos – duomenis.

Analizės vienetai yra neatidėliotinas ir ateities sandoriai, kurių pagrindas – ETS (angl. *Emission Trading Scheme*) naudojami taršos leidimai 2008–2012 metams. Minimali sandorio kaina yra 0,01 euro už toną, o minimali apimtis – 1000 tonų CO<sup>2</sup>.

## 2. Laikymo kašto modelis

Ryšys tarp neatidėliotinų ir ateities sandorių kainų yra siejamas su rinkos efektyvumu ir arbitražu. Efektyvioje rinkoje arbitražas neturėtų egzistuoti, nes kainos greitai ir visiškai prisitaiko prie naujos informacijos. Tai reiškia, kad bet kokia nauja rinką pasiekusi informacija paskatina prekybos suaktyvėjimą neatidėliotinų ar ateities sandorių rinkoje arba abiejose rinkose vienu metu, taip sukeldama atitinkamą minėtų sandorių kainų pasikeitimą. Be to, plačiai paplitusi nuomonė, kad ateities sandorių rinka atlieka svarbų vaidmenį kainų formavimo procese. Dėl šių priežasčių ateities sandorių kainos ar jų judėjimas turėtų suteikti papildomos informacijos apie neatidėliotinų sandorių kainas ateityje [13].

Laikymo kaštų modelio teorija teigia, kad ateities sandorio kaina turi būti lygi neatidėliotinų sandorių rinkos kainai, koreguotai neatidėliotino sandorio laikymo galimybių kaštais [8]. Paprasčiau šio modelio esmę galima būtų apibrėžti taip: ateities sandorio kaina prilyginama neatidėliotino sandorio kainai, pastarąją koreguojant pagal neatidėliotino sandorio privalumus ir trūkumus, palyginti su ateities sandorio pirkti pozicija.

Įsigijus prekę prarandama galimybė investuoti išleistą pinigų sumą ir uždirbti palūkanų pajamas. Be to, prekių laikymas yra susijęs su sandėliavimo (saugojimo) kaštais. Kita vertus, įsigyta prekė (aktyvas) gali duoti ir tam tikrą naudą, pavyzdžiui, dividendus, palūkanas ir pan., suteikti galimybę apsidrausti nuo netikėtai išaugusios paklausos arba pasipelninti iš kitų rinkos dalyvių.

Šį modelį galima apibrėžti tokia lygybe [8]:

$$F_t(T) = e^{(r+s-c)(T-t)} S_t \quad (1)$$

Čia  $S_t$  – neatidėliotino sandorio kaina  $t$  laiko momentu,  $F_t(T)$  – ateities kontrakto, kurio pristatymo terminas yra  $T$ , kaina,  $r$  – nerizikinga palūkanų norma,  $s$  – sandėliavimo kaštai,  $c$  – aktyvo naudojimo pajamos.

Kadangi taršos leidimai fiziškai neegzistuoja, vieninteliai reikšmingi jų laikymo kaštai yra praprastos palūkanos. Todėl aukščiau pateikta lygybė įgauna tokią formą:

$$F_t(T) = e^{(r-c)(T-t)} S_t \quad (2)$$

Taršos leidimai yra reikalingi kartą per metus tam, kad būtų patenkinti šalių susitarimo laikymosi reikalavimai. Taigi, jei ateities sandorio pristatymo terminas baigiasi prieš kitą atsiskaitymo terminą, laikyti įsigytus taršos leidimus neturėtų būti naudingiau, palyginti su ateities sandorio pirkti pozicija. Kita vertus, jei ateities sandorio pristatymo terminas baigiasi po atsiskaitymo datos, toks sandoris turi vieną trūkumą – jis negali būti panaudotas tų metų atsiskaitymui. Tačiau nagrinėjamoje rinkoje galioja viena svarbi prielaida – įmonės gali panaudoti einamųjų metų leidimus atsiskaityti už praėjusių metų teršalų išmetimą. Kitaip tariant, egzistuoja galimybė „pasiskolinti“ ateinančių metų leidimus. Kadangi kiekvienų metų taršos leidimai yra išdalijami kovo mėnesį, o atsiskaitymai už praėjusius metus atliekami balandžio mėnesį, įmonės yra apsaugomos nuo leidimų trūkumo.

Taigi, galime daryti prielaidą, kad aktyvo naudojimo pajamos neturėtų egzistuoti racionalioje ir efektyvioje rinkoje. Racionalumas reiškia, kad kainos nustatomos remiantis praeities kainomis ir išlieka, kol rinka negauna naujos informacijos, o efektyvumas užtikrina, kad kainos greitai ir visiškai prisitaiko prie naujos informacijos. Tokioje rinkoje kainų svyravimo kreivė yra atsitiktinė. Lygtis įgauna tokį pavidalą:

$$F_t(T) = e^{r(T-t)} S_t \quad (3)$$

Laikymo kaštų modelis taip pat gali būti vadinamas modeliu be arbitražo. Rinkos efektyvumo teorija teigia, kad finansų rinkos suteikia pakankamai informacijos ir bet kokios arbitražo galimybės yra greitai pastebimos ir eliminuojamos [1].

Turint neatidėliotinų sandorių kainas ir nerizikingas palūkanų normas, pagal 3 lygybę galima apskaičiuoti teorines ateities sandorių kainas ir palyginti jas su realiomis kainomis. Pastebėti kainų skirtumai informuoja apie aktyvo naudojimo pajamų egzistavimą.

Aktyvo naudojimo pajamas galima apskaičiuoti remiantis žemiau pateikta formule, kuri išvedama iš (2) lygties:

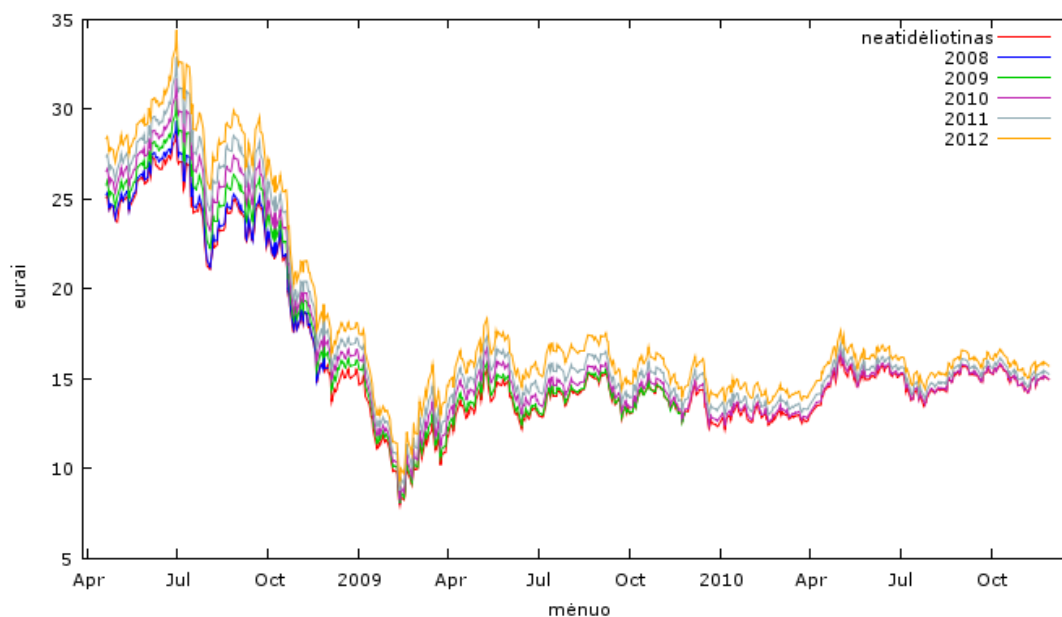
$$c_t(T) = r_t - (1/(T-t)) \ln(F_t(T)/S_t), \quad (4)$$

Čia  $c_t(T)$  – aktyvo naudojimo pajamos per  $T-t$  laikotarpį.

Įsitikinus, kad ilgalaikis ryšys tarp neatidėliotųjų ir ateities sandorių kainų bei palūkanų normų, atitinkantis laikymo kaštų modelio prielaidas, egzistuoja, galima teigti, kad ateities sandorių rinka efektyvi ir nėra jokių arbitražo galimybių. Žinoma, šie teiginiai yra teisingi tik tuomet, kai rinkoje nėra tokių barjerų arbitražui, kaip dideli transakcijų kaštai ar negalėjimas greitai atlikti pirkimo / pardavimo operacijų [9].

### 3. Laikymo kaštų modelio prielaidų galiojimo analizė

1 pav. pateikiamos „Bluenext“ biržos neatidėliotųjų ir ateities sandorių kainos nuo 2008 m. balandžio 21 d. iki 2010 m. lapkričio 29 d. Paskutinė nagrinėjamo laikotarpio diena pasirinkta dėl to, kad sutapo su paskutine 2010 m. ateities sandorių prekybos diena.



1 pav. Neatidėliotųjų ir ateities sandorių, kurių pristatymo terminai 2008–2012 metais, kainos, eurais.  
(Sudaryta autorių, remiantis „Bluenext“ biržos duomenimis)

Matyti, kad ateities sandorių kainų kitimo tendencijos labai panašios į neatidėliotųjų sandorių kainų judėjimą. 2008 m. ateities sandorio kainų kreivė susijusi su neatidėliotųjų sandorių kreive, o sandorių su vėlesniais pristatymo terminais kainos yra nuo jos nutolusios.

Tikslesniam ryšiui tarp minėtų laiko eilučių įvertinti buvo apskaičiuoti koreliacijos koeficientai.

**1 lentelė.** Neatidėliotųjų ir ateities sandorių, kurių pristatymo terminai 2008–2012 metais, kainų koreliacijos koeficientai.  
Apskaičiuota autorių, remiantis „Bluenext“ biržos duomenimis

Pristatymo terminai	2008	2009	2010	2011	2012
Koreliacijos koeficientai	0.9992	0.9989	0.9958	0.9930	0.9892

Didėjant ateities sandorio terminui koeficientų reikšmės mažėja. Pirma, tam įtakos gali turėti didesnė nerizikingos palūkanų normos įtaka sandorių, kurių vėlesnis pristatymo terminas, kainoms. Antra, investuotojų lūkesčius mažiau lemia trumpalaikiai kainų svyravimai. Gauti rezultatai tik patvirtina Trucko, Borako, Hardle'o ir Werono [11] išvadas, gautas analizuojant pirmosios prekybos fazės sandorių kainas.

Žinoma, kad taršos leidimų kainoms įtakos turi makroekonominiai pokyčiai, kurie verčia įmones koreguoti gamybos apimtį. Makroekonominiai šokai veikia paklausą, taip pat – ir kainas. Išaugus paklausai, įmonės įgyja paskatą gaminti daugiau, tai padidina jų teršalų išmetimo lygį ir teršalų leidimų poreikį [2].

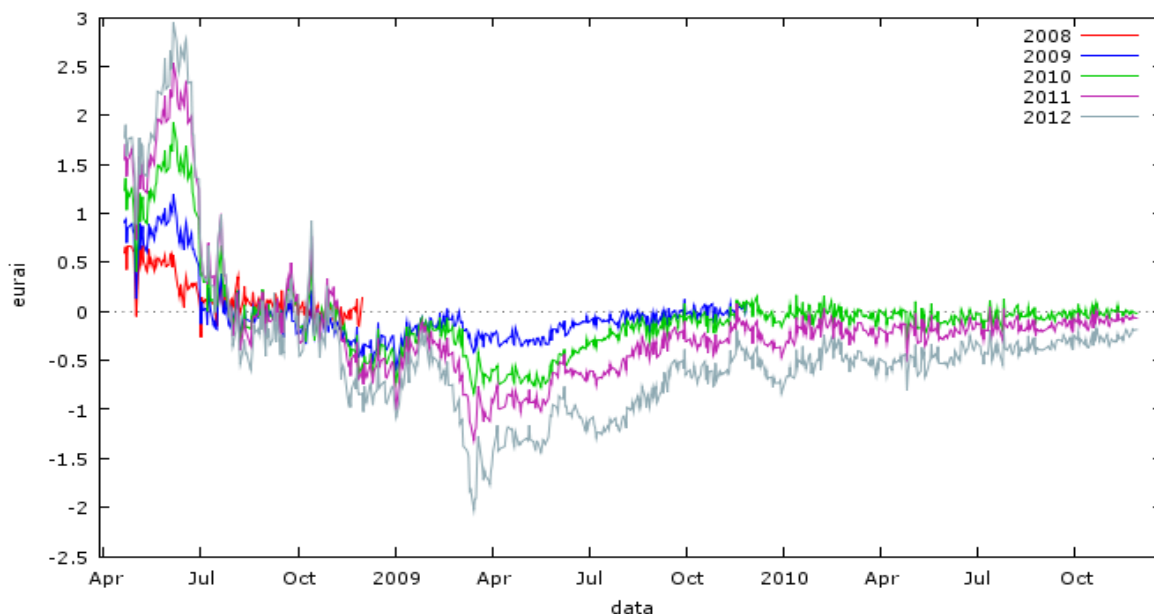
Nagrinėjamu laikotarpiu (2008–2012 m.) didžiausias neigiamas kainų pokytis įvyko 2008 m. lapkričio 20 d., kai pasirodė pranešimai apie gilesnę nei tikėtasi recesiją, paskatinę energijos kainų ir teršalų leidimų kainų kritimą.

Itin žemas kainas 2008 m. lėmė dėl recesijos smukusi gamybos apimtis ir sumažėjęs leidimų poreikis, ypač cemento, plieno, chemijos pramonėje. Be to, įmonėms siekiant patenkinti didesnę grynųjų lėšų poreikį, gerokai išaugo leidimų pasiūla [14].

Nuo 2009 metų vidurio kainų judėjimas tapo daug stabilesnis. Tai, kad 2009–2010 m. išplatinus leidimus kainos nukrito palyginti nežymiai, leidžia daryti prielaidą apie išaugusį teršalų rinkos stabilumą. Kasmetinė lokacija papildė leidimais rinką, kurioje, tęsiantis recesijos pasekmėms, jų buvo ir taip per daug. Taigi, buvo tikėtasi, kad įmonės pasi-naudos galimybe parduoti perteklinius leidimus ir tokiu būdu vėl paskatins kainų kritimą.

Kadangi ekonomikos atsigavimo iki prieš ekonomikos nuosmukį buvusio lygio nesitikima iki pat antrosios prekybos fazės pabaigos, tai prognozuojamas leidimų perteklius, jau pasireiškęs pirmojoje prekybos fazėje. Tačiau situacija gali pasikeisti, kadangi antrosios fazės leidimus bus galima perkelti į trečiąją fazę. Tad gali būti, kad įmonės nuspręš pasilaikyti leidimus fazei, kurioje prognozuojamas griežtesnis leidimų paskirstymas ir neprovokuos kainų smukimo grėsmės iki 2012 m.

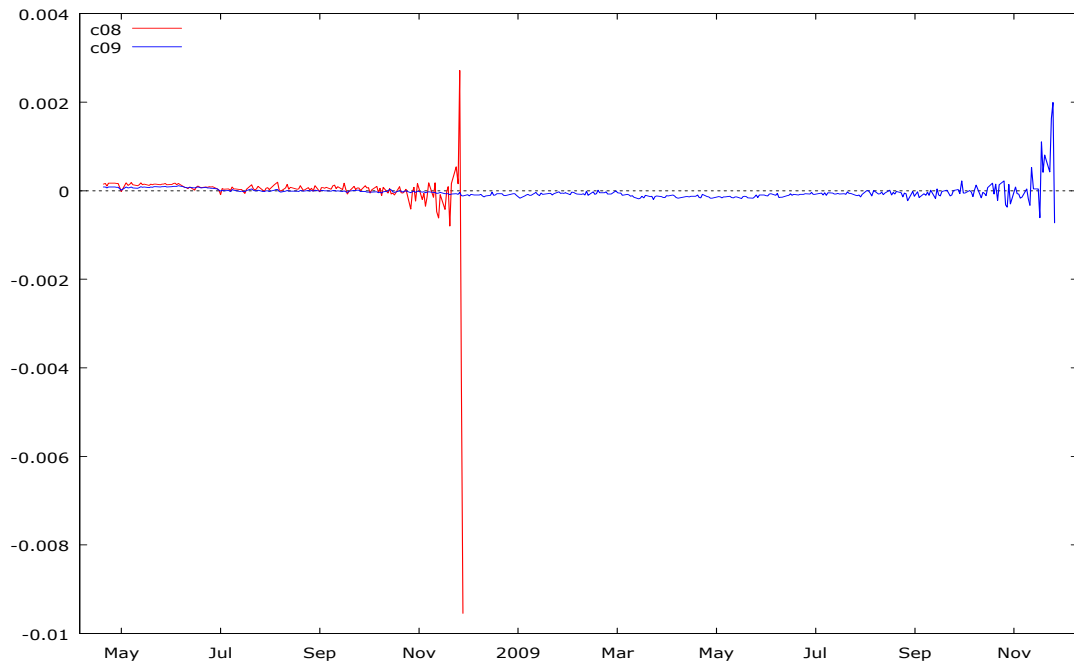
Tęsiant ateities ir neatidėliotinų sandorių kainų antrojoje prekybos fazėje analizę teorinės ateities sandorių kainos buvo skaičiuojamos naudojant 3 lygybę – t. y. darant prielaidą, kad aktyvo išnaudojimo pajamos neegzistuoja. 2008 metų pristatymo termino teorinėms sandorio kainoms skaičiuoti buvo naudojama septynių mėnesių vidutinė Europos tarpbankinės rinkos norma (angl. EURIBOR – *Euro Interbank Offered Rate*). Vėlesnių terminų sandorių kainoms apskaičiuoti buvo panaudotas AAA reitingo euro zonos valstybių nulinio kupono obligacijų pelningumas. Kadangi šis pelningumas pateikiamas tik vienerių, dvejų, trejų ir tolesnių metų terminais, kurie nesutampa su taršos leidimų ateities sandorių terminais, tarpiniams pelningumams įvertinti buvo naudotas linijinės interpoliacijos metodas [4]. 2 pav. pateikti skirtumai tarp apskaičiuotų teorinių ir faktiškai nagrinėjamu laikotarpiu egzistavusių ateities sandorių kainų.



2 pav. Kainų skirtumai tarp teorinių ir faktinių ateities sandorių 2008–2012 metais, eurais.  
(Sudaryta autorių, remiantis Bluenext biržos duomenimis)

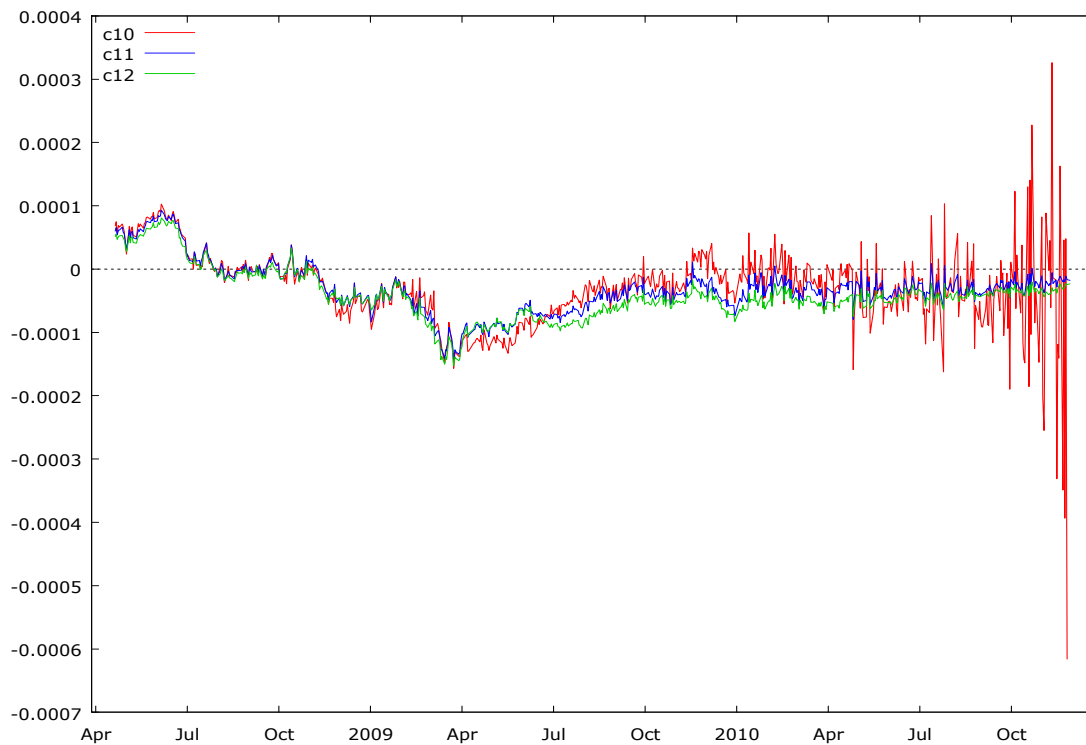
Prekybos fazės pradžioje buvęs nedidelis skirtumas tarp teorinių ir faktinių 2008–2009 metų ateities sandorių kainų liepos mėnesį praktiškai išnyko. Akivaizdu, kad apskaičiuotos ir faktinės kainos glaudžiai koreliuoja. O 2011–2012 metų sandorių kainų skirtumai pasižymėjo didesniais nuokrypiais, panašiais į tuos, kurie buvo gauti atliekant pirmosios prekybos fazės duomenų tyrimus – kuo vėlesnis ateities sandorio atsiskaitymo terminas, tuo didesnė aktyvo naudojimo pajamų egzistavimo galimybė [12].

Kadangi antrosios prekybos fazės pradžioje teorinės ateities sandorių kainos viršijo faktines, galima daryti prielaidą apie aktyvo naudojimo pajamų egzistavimo galimybę. Skaičiavimų, atliktų pagal 4 formulę, rezultatai pateikti 3 ir 4 paveiksluose.



**3 pav.** Aktyvo naudojimo pajamos 2008–2009 metų ateities sandoriams, procentais.  
(Skaičiuota ir sudaryta autorių, remiantis „Bluenext“ biržos duomenimis)

Artėjant sandorio atsiskaitymo terminui, aktyvo naudojimo pajamos pradeda labiau svyruoti. Tai paaiškinti galima tuo, kad kuo mažiau laiko lieka iki atsiskaitymo datos, tuo didesnę įtaką šioms pajamoms turi net nežymūs neatidėliotųjų ir ateities sandorių kainų pasikeitimai.



**4 pav.** Aktyvo naudojimo pajamos 2010–2012 metų ateities sandoriams, procentais.  
(Skaičiuota ir sudaryta autorių, remiantis „Bluenext“ biržos duomenimis)

Nagrinėjamo laikotarpio pradžioje matome teigiamas visų nagrinėjamų sandorių aktyvo naudojimo pajamas – kitaip tariant, pajamos, prarastos laikant teršalų leidimus, buvo mažesnės nei nerizikinga palūkanų norma. Tai galima paaiškinti tuo, kad taršos leidimai galėjo būti panaudoti atsiskaitymams, o ateities sandoriai – ne. Informacijos trūkumas antrosios prekybos fazės pradžioje skatino labiau vertinti pačius leidimus nei jų ateities sandorius. Prastos ekonominės prognozės šią situaciją pakreipė priešinga linkme. 2009 metų antroje pusėje pajamos stabilizavosi priartėdamos prie nulio.

#### 4. Kainų formavimosi ypatumai

Dar vienas sandorių rinkai aktualus klausimas – kurių sandorių kainos pirmos reaguoja į gautą informaciją, kitaip tariant, kurios iš jų galėtų būti naudingos ateities kainų prognozei?

Gujaratis [7] cituoja nežinomą autorių: „Laikas nebėga atgal. Jei įvykis A atsitinka prieš įvykį B, yra įmanoma, kad A yra B priežastis. Tačiau B negali būti A priežastis. Kitaip tariant, praeities įvykiai gali lemti tai, kas įvyks šiandien. Ateities įvykiai – ne.“ Ateities ir neatidėliotinių sandorių kainų atveju labiau tikėtų tiesioginis šios koncepcijos interpretavimas, bet [3] apibrėžtas prognozinis priežastingumas. Jis teigia, kad A buvimas B priežastimi reiškia, kad istorinės A eilutės reikšmės gali padėti nuspėti B ateities reikšmes.

Grangerio priežastingumo koncepcija yra paremta idėja, kad priežastis negali sekti po pasekmės. Prieš tikrinant ryšių priežastingumą, būtina įvertinti laiko eilučių stacionarumą ir kointegraciją. Nuo gautų rezultatų priklauso tolimesni žingsniai.

Modeliui sudaryti buvo naudojamos teorinės ir faktinės ateities sandorių kainos. Teorinių ateities sandorio kainų pritaikymas vietoj neatidėliotino sandorio kainų užtikrina, kad kointegracijos vektorius laikui bėgant išliks stabilus [12].

Tokiu atveju vektorinės autoregresijos (angl. VAR – *Vector Autoregressive Model*) modelį galima apibrėžti 5 ir 6 lygtimis.

$$TF_t = \sum \alpha_i TF_{t-i} + \sum \beta_j F_{t-j} + u_{1t} \quad (5)$$

$$F_t = \sum \delta_i TF_{t-i} + \sum \gamma_j F_{t-j} + u_{2t}, \text{ kur } i, j = (1, \dots, n) \quad (6)$$

Čia  $TF_t$  – teorinė ateities sandorio kaina  $t$  laikotarpiu, apskaičiuota naudojant laikymo kaštų modelį,  $F_t$  – realiai rinkoje stebėta ateities sandorio kaina  $t$  laikotarpiu,  $TF_{t-i}$  ir  $F_{t-j}$  – atitinkamos kainos laikotarpiu  $(t-j)$ ,  $u_{1t}$  ir  $u_{2t}$  – paklaidų komponentės. Koeficientai prie kainų  $\alpha_i, \beta_j, \delta_i, \gamma_j$  rodo, kaip joms pasikeitus vienu vienetu, pasikeis kairėje pusėje esantis priklausomas kintamasis.

5 lygybė apibrėžia teorinių ateities sandorių kainų priklausomybę nuo teorinių ir faktinių ateities sandorių kainų su laiko postūmiu. Jei faktinių kainų istorinės reikšmės leidžia paaiškinti dabartines teorines kainas, tai apskaičiuoti koeficientai  $\beta_j$  turėtų būti statistiškai reikšmingi.

6 lygybė apibrėžia priešingą prielaidą – faktinės ateities sandorių kainos priklauso nuo istorinių savo ir teorinių kainų. Jei  $\delta_i$  koeficientai reikšmingi, teorinių kainų su laiko postūmiu reikšmės padeda paaiškinti dabartines faktines kainas.

Be to, papildomai vertinama  $F$  statistika, parodanti bendrą į regresiją įtrauktų kintamųjų reikšmingumą su laiko postūmių turinčiomis ir jo neturinčiomis priežastinio kintamojo reikšmėmis. Jei duomenys nėra stacionarus ir nekointegruoti, sudaromas analogiškas VAR modelis kainų skirtumams.

Jei duomenys nėra stacionarus, tačiau kointegruoti, priežastingumas vertinamas naudojant vektorinį paklaidų korekcijos modelį (angl. VECM – *Vector Error Correction Model*), aprašytą 7 ir 8 lygtimis.

$$\Delta TF_t = \sum \alpha_i \Delta TF_{t-i} + \sum \beta_j \Delta F_{t-j} + \varphi(TF_{t-1} - F_{t-1}) + u_1 \quad (7)$$

$$\Delta F_t = \sum \delta_i \Delta TF_{t-i} + \sum \gamma_j \Delta F_{t-j} + \mu(TF_{t-1} - F_{t-1}) + u_2, \text{ kur } i, j = (1, \dots, n) \quad (8)$$

Modelio koeficientų interpretacija panaši į aprašyto VAR modelio, tik čia kintamieji yra ne ateities sandorių kainos, bet jų pokyčiai. Skliausteliuose esantis skirtumas atitinka paklaidos korekcijos komponentę. Vertinant šį modelį, papildomai reikia atsižvelgti į koeficiento ženklą. Jei praėjusį laikotarpį teorinė ateities sandorio kaina viršijo faktinę, siekiant atkurti pusiausvyrą, paklaidos korekcija turėtų faktinę kainą padidinti, o teorinę – sumažinti. Taigi,  $\mu$  turėtų būti teigiamas, o  $\varphi$  – neigiamas.

Prieš sudarant modelį buvo atliekami statistiniai stacionarumo ir Engle-Granger kointegravimo testai. Analizei buvo pasirinktas ateities sandoris, kurio pristatymo terminas –2010 m., nes 2008 m. sandorio kainų eilutė pasibaigė dar prieš nagrinėjamą laikotarpį, o 2009 m. laiko eilutę sudaro tik du mėnesiai, taigi nebūtų galimybės interpretuoti gautus rezultatus. 2012 m. sandoris buvo atmestas dėl pusiausvyros paklaidų nestacionarumo, kaip ir 2011 m. sandoris, kurio paklaidos vos „perlipo“ per 0,05  $p$  reikšmę.

Patikrinus laiko eilutės stacionarumą, ADF (angl. *Augmented Dickey-Fuller*) vienetinės šaknies testo  $p$  reikšmė faktinėms ir teorinėms ateities sandorio kainoms buvo lygi 0,2, atlikus testą su konstanta, ir 0,7 – atlikus testą be konstantos. Taigi, nebuvo galima atmesti nestacionarumo hipotezės. Pakartojus tą patį testą šių eilučių pirmos eilės skirtumams,  $p$  reikšmės buvo artimos nuliui. Galima daryti išvadą, kad laiko eilutės integruotos pirma eile. Tiriant priežastinį ryšį būtų galima sudaryti VAR modelį skirtuminėms laiko eilučių formoms. Tačiau tokiu atveju būtų gautos išvados tik apie trumpalaikę dinamiką. O jei laiko eilutės kointegruotos, būtų galima daryti išvadas, galiojančias ne tik nagrinėjamu laikotarpiu.

Atlikus Engle-Granger kointegravimo tikrinimo testą, buvo gauta  $p$  reikšmė, artima nuliui, kuri atitiko nekointegravimo hipotezės atmetimą. Taigi, buvo sudarytas VECM modelis, kurio koeficientų reikšmės pateiktos 2 lentelėje.

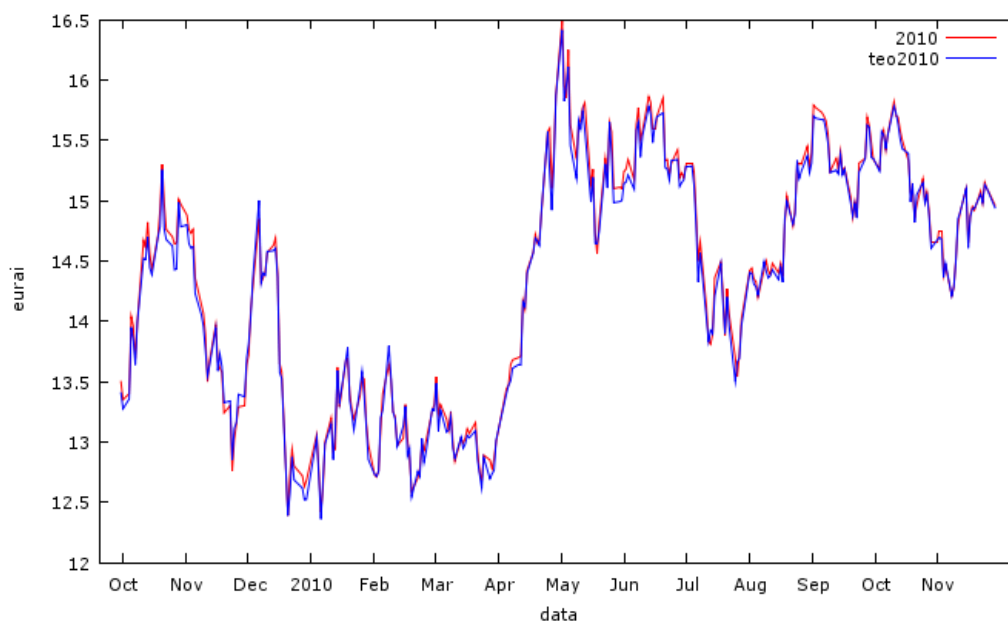
**2 lentelė.** 2010 metų ateities sandorių teorinių ir faktinių kainų VECM modelis\*.  
Apkaičiuota autorių, remiantis „Bluenext“ biržos duomenimis

Kintamieji	Teorinės kainos		Faktinės kainos	
	Koeficientas	$p$ reikšmė	Koeficientas	$p$ reikšmė
Paklaidos korekcijos komponentė	0,13	0,68	0,58	0,05
Teorinės kainos pirmos eilės skirtumas su laiko postūmiu (1)	0,03	0,91	0,46	0,11
Teorinės kainos pirmos eilės skirtumas su laiko postūmiu (2)	0,12	0,60	0,22	0,31
Faktinės kainos pirmos eilės skirtumas su laiko postūmiu (1)	-0,15	0,64	-0,50	0,09
Faktinės kainos pirmos eilės skirtumas su laiko postūmiu (2)	-0,15	0,52	-0,22	0,31

\* Nagrinėjama laiko ( $t - 1$ ) ir ( $t - 2$ ) kainų skirtumo įtaka laiko  $t$  kainai.

Koeficientų prie paklaidos korekcijos ženklai neatitinka anksčiau aptartų reikalavimų. Koeficientai prie paklaidos korekcijos komponentės abiejose lygtyse yra teigiami (atitinka 5 ir 6 lygtis). Be to, modelis netenkina paklaidų normalumo sąlygos.

Panaudojus grafinę duomenų analizę ir sutrumpinus nagrinėjamą laikotarpį, buvo pastebėtas lūžis, sutampantis su atsiskaitymo už praėjusių metų taršą data (5 pav.).



**5 pav.** Ateities sandorių faktinės ir teorinės kainos 2010 metais, eurais.  
(Sudaryta autorių, remiantis „Bluenext“ biržos duomenimis)

Dėl minėtų priežasčių siekiant eliminuoti atsiskaitymo termino įtaką, kointegravimo testai buvo pakartoti padalinus laikotarpį į dvi dalis – nuo 2009 metų spalio mėn. iki 2010 metų kovo mėn. bei nuo 2010 metų balandžio mėn. iki analizuojamo laikotarpio pabaigos. Gauti rezultatai patvirtina lūžio egzistavimą. Atlikus statistinį testą pirmajam periodui, nekointegravimo hipotezę buvo galima atmesti, jei  $p$  reikšmė lygi 0,002. Testą pakartojus antrajam laikotarpiui, ši hipotezė buvo atmesta, nes  $p$  reikšmė buvo lygi 0,000. Nepaisant to, prielaidų neatitinkantys modelio koeficientų ženklai galėjo būti šio lūžio pasekmė.

Taigi priežastinių ryšių tikrinimui buvo sudarytas naujas VECM modelis laikotarpiui po 2010 m. atsiskaitymo termino (3 lentelė). Gauti rezultatai rodo, kad faktinės ateities sandorio kainos pirmos eilės skirtumo antrasis parametras su laiko postūmiu yra statistiškai reikšmingas, aiškinant teorinės ateities sandorio kainos pokytį. Tuo tarpu teorinių ateities sandorių kainų pokyčių parametrai nėra reikšmingi aiškinant faktinės kainos pokytį. Taigi, galima daryti išvadą, kad ateities sandorių kainos pirmos reaguoja į naują informaciją rinkoje ir gali suteikti papildomos informacijos apie taršos leidimų kainas ateityje.

**3 lentelė.** Ateities sandorių teorinių ir faktinių kainų VECM modelis po 2010 metų atsiskaitymo termino\*. Apkaičiuota autorių, remiantis „Bluenext“ biržos duomenimis

Kintamieji	Teorinės kainos		Faktinės kainos	
	Koeficientas	$p$ reikšmė	Koeficientas	$p$ reikšmė
Paklaidos korekcijos komponentė	0,23	0,64	0,90	0,05
Teorinės kainos pirmos eilės skirtumas su laiko postūmiu (1)	0,38	0,39	0,61	0,15
Teorinės kainos pirmos eilės skirtumas su laiko postūmiu (2)	0,53	0,11	0,46	0,13
Faktinės kainos pirmos eilės skirtumas su laiko postūmiu (1)	-0,56	0,21	-0,70	0,09
Faktinės kainos pirmos eilės skirtumas su laiko postūmiu (2)	-0,56	0,06	-0,46	0,10

\* Nagrinėjama laiko ( $t - 1$ ) ir ( $t - 2$ ) kainų skirtumo įtaka laiko  $t$  kainai.

Šis rezultatas sutampa su Uhrig-Homburgo ir Wagnerio [12] padarytomis išvadomis analizuojant pirmosios prekybos fazės duomenis. Galima greitesnės ateities sandorių kainos reakcijos priežastis – didelis šios rinkos likvidumas, palyginti su neatidėliotųjų sandorių rinka.

## 5. Išvados

Europos Sąjungos taršos leidimų ateities sandorių rinka yra labai jauna, bet jau didžiausia rinka pasaulyje, suteikianti galimybę optimizuoti ir apdrausti įmonių taršos leidimų portfelius. ES taršos leidimų kainos antroje prekybos fazėje patyrė keletą lūžių dėl bendros ekonominės situacijos tendencijų, tačiau nuo 2009 metų vidurio kainų judėjimas stabilizavosi. Antrosios prekybos fazės pradžioje buvo nustatytos teigiamos aktyvo naudojimo pajamos visuose nagrinėjamuose ateities sandoriuose – kitaip tariant, pajamos, prarastos laikant teršalų leidimus, buvo mažesnės nei nerizikinga palūkanų norma. Prastos ekonominės prognozės šią situaciją pakreipė priešinga linkme. 2009 m. antroje pusėje pajamos stabilizavosi, priartėdamos prie nulio.

Antroje nagrinėto laikotarpio pusėje (nuo 2009 m. spalio mėn.) ateities sandorių kainos atitiko laikymo kaštų modelį, nebuvo reikšmingų aktyvo naudojimo pajamų visiems sandoriams, išskyrus 2012 m. ateities sandorį, kurio kaina dėl prekybos apribojimų tarp fazių panaikinimo gali būti nesusieta su dabartine taršos leidimų kaina.

Remiantis prognozinio priežastingumo analize, ateities sandorių kainos pirmos reaguoja į naują informaciją rinkoje. Šis rezultatas sutampa su autorių, analizavusių pirmosios prekybos fazės duomenis, išvadomis. Galima greitesnės ateities sandorių kainų reakcijos priežastis – didelis šios rinkos likvidumas, palyginti su neatidėliotųjų sandorių rinka.

## Literatūra

1. Benhamou, E., 2005: *Cash-Futures arbitrage processes* [interaktyvus] [žiūrėta /2010 m. spalio 16 d./]. <<http://www.ericbenhamou.net/documents/Encyclo/Cash-futures%20arbitrage.pdf>>.
2. Chevallier, J., 2010: *Modelling risk premia in CO2 allowances spot and futures prices. Economic Modelling* [interaktyvus]. vol. 27, p. 717–729 [žiūrėta /2010 m. spalio 9 d./]. <<http://ideas.repec.org/a/eee/ecmode/v27y2010i3p717-729.html>>.
3. Diebold, F. X., 2007: *Elements of Forecasting*, Jefferson, South-Western College Publishing.
4. Dommelen, L., 2007: *Linear interpolation* [interaktyvus] [žiūrėta /2010 m. rugsėjo 17 d./]. <<http://www.eng.fsu.edu/~dommelen/courses/eml3100/aids/intpol/index.html>>.
5. *EURIBOR normos*. EuroDNS [interaktyvus] [žiūrėta /2010 m. lapkričio 30 d./]. <[http://www.euribor.org/html/content/euribor\\_data\\_previousyears.html](http://www.euribor.org/html/content/euribor_data_previousyears.html)>.



6. *Emissions Trading System*. European Commission [interaktyvus] [žiūrėta /2011 m. vasario 3 d./] <[http://ec.europa.eu/clima/policies/ets/index\\_en.htm](http://ec.europa.eu/clima/policies/ets/index_en.htm)>.
7. Gujarati, D. N., 2004: *Basic Econometrics*, New York, The McGraw-Hill Companies.
8. Hull, J. C., 2004: *Options, Futures and Other Derivatives*, New Jersey, Pearson Education International.
9. Milunovich, G. and Joyeux, R., 2007: *The Temporal Links Between Spot and Futures Carbon Allowance Markets* [interaktyvus] [žiūrėta /2011 m. vasario 5 d./]. <[http://69.175.2.130/~finman/Orlando/Papers/Milunovich\\_Joyeux\\_carbon.pdf](http://69.175.2.130/~finman/Orlando/Papers/Milunovich_Joyeux_carbon.pdf)>.
10. Milunovich, G. and Joyeux, R., 2010: *Testing market efficiency in the EU carbon futures market, Applied Financial Economics* [interaktyvus]. 20, p. 803–809 [žiūrėta /2011 m. vasario 3 d./]. <<http://www.informaworld.com/smp/content~db=all?content=10.1080/09603101003636220>>.
11. Truck, S., Borak, S., Hardle, W. and Weron, R., 2006: *Convenience Yields for CO2 Emission Allowance Futures Contracts* [interaktyvus] [žiūrėta /2011 m. vasario 15 d./]. <<http://edoc.hu-berlin.de/series/sfb-649-papers/2006-76/PDF/76.pdf>>.
12. Uhrig-Homburg, M. and Wagner, M., 2009: *Futures Price Dynamics of CO2 Emission Certificates – An Empirical Analysis*, *Journal of Derivatives* [interaktyvus]. 17(2), p. 73–88., [žiūrėta /2010 m. spalio 5 d./]. <[http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=941167&rec=1&srcabs=993791](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=941167&rec=1&srcabs=993791)>.
13. Wahab, M. and Lashgari, M., 1993: *Price dynamics and error correction in stock index and stock index futures markets: A cointegration approach*, *Journal of Futures Markets* [interaktyvus]. 13(7) [žiūrėta /2011 m. sausio 17 d./]. <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/fut.3990130702/abstract>>.
14. *Business Council for Sustainable Development* [interaktyvus] [žiūrėta /2011 m. gegužės 3 d./]. <<http://www.wbcsd.org/home.aspx>>.

## EU CARBON FUTURES MARKET: THE ASPECTS OF PRICE DISCOVERY

**Rūta Kropienė, Daina Karpavičiūtė**

**Abstract.** The main purpose of this article is to study the relationship between the spot and future price of European emission allowances in order to test market efficiency hypothesis and determine which price leads the price discovery process.

The work consists of several parts: presentation of theoretical background of model cost of carry; validation of cost of carry model assumptions; analysis of price development and conclusion.

The cost of carry and cointegration theory is provided as well as overview of the related literature and existing research.

The empirical examination reveals structural breaks in data and evidence that spot and futures prices are linked by the cost-of-carry approach in the second half of the analysed period.

The examination of price development in the market indicated futures price leadership.

Conclusion summarized the main results of the performed research.

**Keywords:** European Emission Allowances, Carbon Future market, Cost of carry model.