



AgEcon SEARCH

RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Krzysztof PYTKA*
Tomasz KUSZEWSKI*

Ocena skuteczności handlu emisjami w Unii Europejskiej

Wstęp

Celem pracy jest zbadanie wpływu wprowadzenia Europejskiego Systemu Handlu Emisjami (ETS) na emisję gazów cieplarnianych *per capita* oraz stwierdzenie, czy obecny kształt handlu emisjami przynosi statystycznie istotny spadek emisjochłonności gospodarek krajów Unii Europejskiej. Odpowiedź na tak postawione pytanie pozwoli nam ustalić, czy mechanizm internalizacji efektów zewnętrznych stosowany przez UE prowadzi do realizacji pożądanego celu w postaci zmniejszenia poziomu emisji gazów. W obecnym kształcie system opiera się o handel emisjami. Pierwotna alokacja praw w dominującej części przebiega według bezpłatnego rozdawnictwa uczestnikom rynku (nazywanego również „dziedziczeniem”). W I fazie działania mechanizmu przypadającej na lata 2005-2007 95% praw było alokowane przy użyciu tej metody, a w II fazie (lata 2008-2012) udział ten spadł do poziomu 90%.

W artykule w pierwszej kolejności pokazano, że rozwiązanie przydziału i handlu (ang. *cap-and-trade scheme*) można sprowadzić do klasycznych rozwiązań internalizacji efektów zewnętrznych, jakimi są podatek Pigou oraz targowanie Coase'a w zależności od sposobu pierwotnej alokacji praw. System oparty o bezpłatne „dziedziczenie” jest tożsamy rozwiązaniu zaproponowanemu przez Coase'a [Coase, 1960]. Z kolei, w przypadku gdy prawa są pierwotnie licytowane na aukcji, mamy do czynienia z rozwiązaniem równoważnym podatkowi Pigou. Sposób alokacji pozostawiony został krajom członkowskim, które uzyskały określoną liczbę praw do emisji do rozdystrybuowania. W dalszym toku analizy posłużono się analizą ekonometryczną opartą o test liniowych restrykcji, w której zbadano zmianę wpływu przemysłu na emisję gazów na przestrzeni roku 2003 i 2005. Jej wyniki porównano z alternatywnym podejściem opartym o metodę *różnic w przyrostach*¹, która identyfikuje zmiany emisji krajów należących do ETS względem krajów spoza systemu. W tej części analizy za okres bazowy obrano lata 2003 i 2004, których emisja została porównana

* K. Pytko jest studentem Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie i członkiem Stowarzyszenia Naukowego Collegium Invisible, e-mail: K.Pytka@ci.edu.pl, a T. Kuszewski – pracownikiem Instytutu Ekonometrii Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie, e-mail: tomasz.kuszewski@gmail.com. Artykuł wpłynął do redakcji w maju 2010 r.

¹ W literaturze anglojęzycznej [Cameron, Trivedi, 2005], [Blundell, MaCurdy, 2000] metoda ta nazywana jest *differences-in-differences estimator*. Na własny użytek, skorzystaliśmy jednak z tłumaczenia *różnic w przyrostach*.

z emisją dla lat 2005, 2006 i 2007. Ograniczenie ram czasowych jedynie do okresu 2005-2007, kiedy bezpłatne „dziedziczenie” najbardziej dominowało w pierwotnej alokacji, pozwoli nam stwierdzić czy ten sposób przydziału jest skuteczny z perspektywy realizacji założonych celów. Wyniki przeprowadzonych eksperymentów ekonomicznych [Ledyard, Szakaly, 1994] sugerują, że metoda pierwotnego przydziału praw może odgrywać bardzo ważną rolę dla ogólnej skuteczności wprowadzanego mechanizmu. Dane wykorzystane w analizie pochodzą ze źródeł OECD oraz Międzynarodowego Zespołu ds. Zmian Klimatycznych (IPCC).

Równoważność mechanizmu przydziału i handlu z klasycznymi instrumentami internalizacji efektów zewnętrznych

Celem tej części pracy jest pokazanie, że mechanizm *przydziału i handlu* można sprowadzić do internalizacji efektów zewnętrznych za pomocą instrumentu podatkowego Pigou albo opartego o targowanie Coase'a w zależności od sposobu pierwotnej alokacji praw do emisji.

W dziele *Economics of Welfare* Pigou [Pigou, 1932] zaproponował własne rozwiązanie problemu negatywnych efektów zewnętrznych w postaci tzw. podatku „od grzechu”. Podatek ten z założenia miał być nakładany na działalność, która wywiera ujemny wpływ na pozostałe podmioty. W ten sposób krzywa kosztów miała ulec takiej zmianie, że przedsiębiorstwa miały samodzielnie dojść do optimum efektywnego w sensie Pareto. Koncepcja podatku Pigou uległa jednak szybko zapomnieniu. Musiało minąć 40 lat zanim Baumol [Baumol, 1972] na nowo nie „odkrył” tego instrumentu.

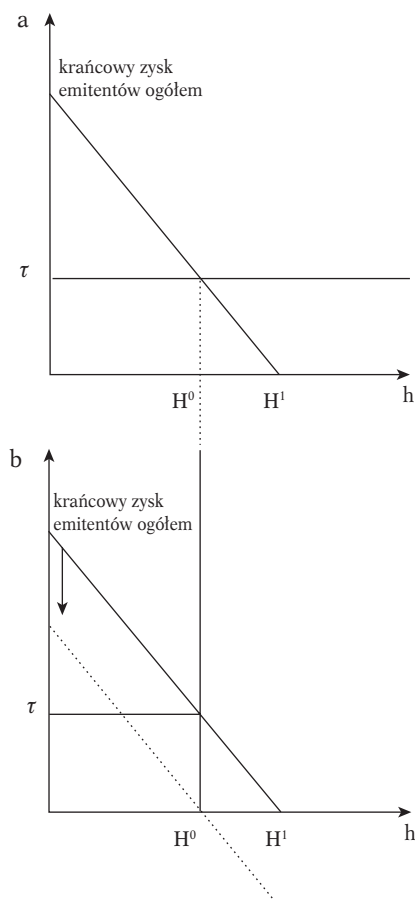
Odpowiednikiem mechanizmu podatkowego internalizacji efektów zewnętrznych jest mechanizm rynku, na którym pierwotna alokacja powstaje w wyniku aukcji². Relacja między rozwiązaniem podatkowym i aukcyjnym jest podobna do tej spotykanej w polityce monetarnej między instrumentem stopy procentowej a podażą pieniądza.

Gdy dana jest gałęziowa krzywa kosztu krańcowego emitentów gazów cieplarnianych można w bardzo prosty sposób zamienić dowolny podatek środowiskowy na aukcyjny system handlu emisjami. Przyjmując określoną stopę podatkową równą τ zmuszamy emitentów do maksymalizacji zysku w oparciu o warunek równości nowo nałożonego podatku od jednostki emisji z zyskiem krańcowym przed opodatkowaniem emitenta. Na rys. 1a optymalny poziom emisji dla gałęzi zmienia się z H^1 na H^0 . Ten sam efekt możemy osiągnąć nakładając limit emisji licytowanej na H^0 . Skutkuje to tym, że wcześniejszy poziom optymalny – H^1 przestanie być rozwiązaniem dopuszczalnym. Pod-

² W tym miejscu należy pamiętać, że w rynku praw do emisji w chwili obecnej już uczestniczy 11 tys. podmiotów. Dlatego wykluczamy możliwość wystąpienia efektów zewnętrznych o charakterze pieniężnym [Baumol, Oates, 1988] na aukcji, czyli sytuacji w której podmiotom opłacałoby się licytować ponad własną wartość oferowanych praw w celu ograniczenia przydziału dla swoich konkurentów.

mioty emitujące zaczną uczestniczyć w szczególnym rodzaju konkurencji typu Bertranda, gdzie każdy z podmiotów emitujących będzie redukował swój zysk nadzwyczajny licytując coraz wyższe oferty za prawo do emisji aż do momentu zrównania się zysku krańcowego z zerem (rys. 1b). Oznacza to, że w przeciwieństwie do najbardziej znanego rodzaju modelu konkurencji Bertranda, w opisywanym przypadku zmienną sterującą dla graczy nie będzie cena, lecz koszt krańcowy. Osiągnięta równowaga, podobnie jak w przypadku rozwiązania podatkowego, będzie równa dla całej gałęzi H^0 . W tym sensie, gałęziowa krzywa kosztu krańcowego staje się odwzorowaniem wzajemnie jednoznacznym przypisującym rozwiązaniu jednego typu jego odpowiednik w mechanizmie alternatywnym.

Rysunek 1. Równoważność rozwiązania podatkowego i aukcyjnego



Wprowadzenie podatku (a) na poziomie τ prowadzi do powstania równowagi na poziomie H^0 . Z drugiej strony, rozwiązanie aukcyjne (b) z ograniczeniem emisji do poziomu H^0 prowadzi do ustalenia cen praw do emisji na rynku pierwotnym na poziomie τ .

Źródło: opracowanie własne

Alternatywnie, w przypadku gdy pierwotny przydział praw do emisji jest bezpłatny, mamy do czynienia z rozwiązaniem tożsamym do targowania Coase'a. Koncepcja targowania opiera się na twierdzeniu Coase'a [Coase, 1960]. Zakłada ono, że jeśli istnieje możliwość skwantyfikowania i przypisania efektów zewnętrznych do poszczególnych podmiotów oraz nie występują koszty transakcyjne, to wszyscy agenci, których użyteczność zależy od tych efektów powinni być w stanie dojść w wyniku negocjacji do alokacji optymalnej z perspektywy uczestników negocjacji. Niemniej, w przypadku mechanizmu przydziału i handlu, targowanie przebiega w ramach rynku, którego uczestnikami są jedynie emitenci szkodliwych gazów.

Według Liao et al. [2009]³ każdy emitent uczestniczący w mechanizmie handlu emisjami staje przed wyborem, który może być modelowany za pomocą zadania optymalizacyjnego postaci:

$$vc \cdot X + p(B - S) \rightarrow \min \quad (1)$$

$$\begin{aligned} p.w. \quad & (B - S) + X = k \\ & S, B \geq 0 \end{aligned}$$

gdzie:

vc – koszt zmienny redukcji emisji,
 B – liczba zakupionych praw do emisji,
 S – liczba sprzedanych praw do emisji,
 k – wymagany poziom redukcji,
 X – redukcja emisji,
 p – rynkowa cena praw do emisji.

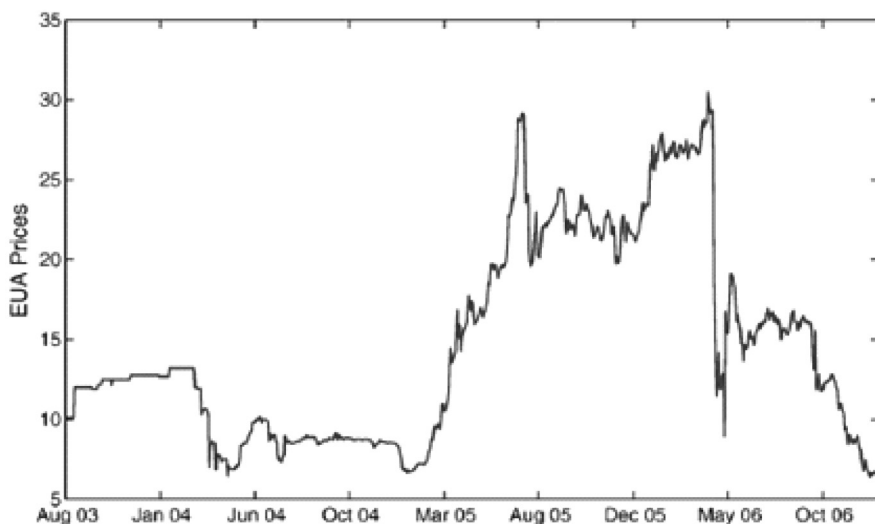
W modelu regulator w ramach bezpłatnego pierwotnego przydziału określa wymagany poziom redukcji k dla każdego z podmiotów według arbitralnego kryterium. Podmiot uczestniczący w mechanizmie w celu spełnienia nałożonej restrykcji może albo zainwestować w technologię mniej emisjochłonną albo zakupić dodatkowe prawa do od podmiotów, które są na tyle efektywne w redukcji emisji, że są w stanie zmniejszyć jej poziom ponad nałożone ograniczenie i nadwyżkę sprzedać na rynku. Decyzja każdego z podmiotów sprowadza się do minimalizowania kosztów nałożonej regulacji. Należy tutaj dodać, że opisywane rozwiązanie rynkowe jest zgodne z bodźcami (ang. *incentive-compatible*) dla każdego uczestnika rynku, tzn. uczestnictwo w rynku jest nie gorsze dla każdego podmiotu niż sytuacja, w której regulator nakładałby ograniczenia bez możliwości handlu nimi [Hurwicz, Reiter, 2006].

³ Model mimo swoich wad związanych ze statycznością, oddaje dobrze filozofię problemu. Dla przejrzystości, problem został zredukowany do jednej możliwej technologii redukcji emisji gazów jedynie z kosztem zmiennym vc .

Analiza ze zmiennymi kontrolnymi oparta o test liniowych restrykcji

Ta część artykułu jest poświęcona próbie oceny skutków wprowadzenia mechanizmu handlu emisjami w Unii Europejskiej. W tym celu posłużono się analizą ekonometryczną, w której ocenia się różnicę wpływu produkcji przemysłowej – sektora regulowanego w zakresie emisji – na wytwarzanie gazów cieplarnianych między rokiem 2003 a 2005 dla krajów uczestniczących w Europejskim Systemie Handlu Emisjami. W przypadku skuteczności mechanizmu należałoby oczekiwać istotnej statystycznie różnicy w parametrach stojących przy zmiennej odpowiadającej za produkcję przemysłową. O ile wybór 2003 jako roku reprezentującego okres przed nastaniem handlu emisjami nie budzi większych kontrowersji, o tyle wybór roku 2005 jako okres reprezentujący wprowadzenie handlu emisjami może początkowo dziwić. W zasadzie, można byłoby się spodziewać, że mechanizm nie będzie najbardziej efektywny w roku wprowadzenia. Niemniej, jeśli przeanalizujemy dzienne kursy rynkowe cen praw do emisji (rys. 2), to zauważymy, że w latach 2005-2007 kształtowały się na najwyższym poziomie właśnie w 2005 r. Z postaci funkcji celu zadania (1) wynika, że składnik $p(B - S)$ zwiększył swoją wartość na tyle, że właśnie w roku 2005 inwestycje ekologiczne były najbardziej atrakcyjne względem kupna praw do emisji. Motywacja do zmiany technologii była wtedy największa.

Rysunek 2. Dzienny kurs rynkowy w euro praw do emisji CO₂ w okresie 28.08.2003 – 29.12.2006 (transakcje OTC)

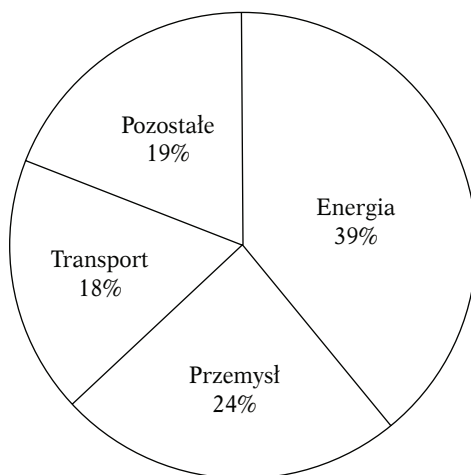


Źródło: [Benz, Trück, 2009]

Opis wykorzystanych danych

W celu analizy skutków wprowadzenia mechanizmu handlu emisjami zaproponowano modele opisujące wielkość emisji gazów cieplarnianych bez emisji sektora rolniczego, która wyrażona jest przez zmienną $GHGt(rok)_pc$ liczoną w tonach na jednego mieszkańca. Zbiór danych składa się z 25 obserwacji – wszystkich obecnych krajów członkowskich UE poza Maltą i Cyprzem. Argumentem za wykluczeniem tych dwóch krajów jest peryferyjne położenie oraz fakt, że ich gospodarki opierają się w dużej mierze na turystyce.

Rysunek 3. Emisja CO₂ według sektorów dla krajów UE-25 w 2003 r.



Źródło: International Energy Agency

W celu opisu dynamiki emisji gazów cieplarnianych postuluje się zbudowanie modelu ekonometrycznego, który jako regresory uwzględni zmienne wyrażające zachodzące procesy w każdym z trzech sektorów będących głównymi źródłami emisji.

Z racji tego, że handel emisjami obejmuje obecnie 11 tys. najbardziej energochłonnych przedsiębiorstw przemysłowych Unii Europejskiej zasadnym jest uwzględnienie w modelu zmiennej $IND(rok)_pci$, która wyraża produkcję przemysłową przypadającą na jednego mieszkańca. Znak oszacowania parametru stojący przy tej zmiennej powinien być dodatni i jego wpływ na emisję w 2005 r. – w przypadku skuteczności wprowadzonych regulacji – powinien ulec istotnie statycznej redukcji względem 2003 r. Poza zmienną stanowiącą główny przedmiot zainteresowania koniecznym jest uwzględnienie w modelu innych regresorów opisujących dynamikę w pozostałych sektorach. Dzięki temu możliwe będzie oddzielenie wpływu produkcji przemysłowej od zmian poziomu emisji wynikających z innych czynników.

W celu uchwycenia zmienności emisji gazów cieplarnianych mającej źródło w sektorze energetycznym uwzględniono w modelu zmienne wyrażające procentowy udział produkcji ze źródeł odnawialnych w całkowitej produkcji energii (zmienna $RENEW_PER(rok)_i$) oraz ilość energii przypadająca na 1000 euro wytworzonego PKB wyrażonej w kilogramach ekwiwalentu ropy naftowej (zmienna $EN_INT(rok)_i$). Oczekuje się, że procentowy udział produkcji ze źródeł odnawialnych w całkowitej produkcji energii powinien być ujemnie skorelowany z emisją gazów *per capita*. Z kolei, zależność energochłonności gospodarki i emisji gazów powinna być dodatnia.

Zmienna $AIR(rok)_pc$ opisująca przewozy lotnicze została dodana jako zmienna ilustrująca sektor emitujący szkodliwe gazy, których emisja nie jest regulowana przez UE do 2012 r. Dodanie tej zmiennej do modelu pozwoli na porównanie ewentualnej zmiany wpływu produkcji przemysłowej na wielkość emisji ze zmianą wpływu sektora nieregulowanego.

Wykorzystane w modelu zmienne $RENEW_PER(rok)_i$, $IND(rok)_pc_i$ oraz $EN_INT(rok)_i$ opisują sektory, których łączna emisja dwutlenku węgla stanowi 64% ogółu w krajach UE-25 (rys. 3). Dodatkowo, zmienna $AIR(rok)_pc$ może w pewien sposób *częściowo* obrazować emisję sektora transportowego, którego udział wynosi kolejne 18%. Można zatem wstępnie przypuszczać, że model wykorzystujący wymienione regresory będzie opisywał około 80% zmienności zmiennej objaśnianej. Dodanie dodatkowych zmiennych opisujących pozostałą zmienność nie wydaje się być konieczne. Ponadto należy pamiętać, że z każdym kolejnym regresorem liczba stopni swobody modelu będzie coraz mniejsza, co będzie przekładało się na mniejszą miarodajność przeprowadzonych testów statystycznych. Jest to szczególnie ważne w obliczu małej liczebności próby.

Ostatecznie model, który został oszacowany dla danych z 2003 i 2005 r. ma następującą postać:

$$GHGt(rok)_pc_i = \alpha_0 + \alpha_1 AIR(rok)_pc_i + \alpha_2 RENEW_PER(rok)_i + \alpha_3 IND(rok)_pc_i + \alpha_4 EN_INT(rok)_i + \varepsilon_i. \quad (2)$$

Model dla 2003 roku

Wyniki estymacji modelu dla danych z 2003 r. przedstawia tablica 1. Do weryfikacji normalności składnika losowego posłużono się testem Shapiro-Wilka. Statystyka testowa przyjmuje wartość $W = 0,984$. Brak jest podstaw dla odrzucenia hipotezy zerowej o normalności składnika resztowego, co pozwala nam przeprowadzić inne testy statystyczne.

Oszacowania modelu wskazują, że wszystkie zmienne z wyjątkiem $EN_INT2003$ są statystycznie istotne. Nie ulega jednak żadnej wątpliwości, że energochłonność gospodarki ma wpływ na wysokość emisji gazów cieplarnianych. Dodatni znak oszacowanego parametru równego $1,53103 \cdot 10^{-3}$ odpowiada naszej intuicji. Dlatego też, pomimo wysokiego krytycznego poziomu istotności testu t dla zmiennej $EN_INT2003$, wydaje się roztropnym pozostawienie jej

w modelu⁴. W obliczu tak postawionego problemu i wysokiego subiektywnego prawdopodobieństwa *ekonomicznej* istotności zmiennej zmienna *EN_INT2003* zostanie uwzględniona w ostatecznym modelu.

Tablica 1

Estymacja KMNK modelu dla roku 2003

	Coefficient	Std. Error	t-ratio	p-value
const	7,27306	1,82868	3,9772	0,0007
AIR2003_pc	0,00102920	0,000248375	4,1437	0,0005
RENEW_PER2003	-0,0921526	0,0320364	-2,8765	0,0093
IND2003_pc	0,000742510	0,000182038	4,0789	0,0006
EN_INT2003	0,00153103	0,00148591	1,030	0,3151
<i>R</i> ²	0,797914	Adjusted <i>R</i> ²	0,757497	
<i>F</i> (4,20)	19,74198	P-value (<i>F</i>)	1,02e-06	
Log-likelihood	-51,77233	Akaike criterion	113,5447	

Źródło: obliczenia własne

Zmienną, która nas szczególnie interesuje w toku dalszej analizy i jej oszacowania posłużą dla oceny skuteczności mechanizmu, jest produkcja przemysłowa *per capita*. Oszacowanie parametru równe $0,742510 \cdot 10^{-3}$ należy interpretować tak, że wzrost wartości produkcji przemysłowej *per capita* o 1 dolar skutkuje przeciętnym wzrostem emisji gazów cieplarnianych na osobę o 754 gramy *ceteris paribus*.

W toku dalszej analizy dokonano weryfikacji poprawności postaci funkcyjnej modelu. W tym celu posłużono się „tęczowym testem” [Utts, 1982]⁵. W oszacowanym modelu brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej na temat poprawnej specyfikacji modelu. Zjawisko współliniowości w badanym modelu nie występuje. Czynniki inflacji wariacji nie przekracza umownego poziomu 5 dla żadnej ze zmiennych.

Ostatnim przeprowadzonym testem statystycznym jest weryfikacja homoskedastyczności składnika losowego. W tym celu posłużono się testem Breusch-Pagana, z którego wynika że brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy na temat homoskedastyczności składnika losowego.

Po przeprowadzeniu niezbędnych testów statystycznych możemy stwierdzić, że model pozbawiony jest zjawisk mogących powodować obciążoność estymacji. Model charakteryzuje się skorygowanym współczynnikiem determinacji równym 0,76, co odpowiada naszym wcześniejszym przypuszczeniom. Wartość tę można uznać za zadowalającą, zważywszy na pozostałe właściwości modelu.

⁴ Należy pamiętać, że uwzględnienie w modelu ekonometrycznym zbędnych zmiennych jest mniej szkodliwe niż nieuwzględnienie ważnej zmiennej. W pierwszym przypadku tracimy jedynie na efektywności, a w drugim oszacowania naszego modelu stają się obciążone.

⁵ Do najpopularniejszych testów tego rodzaju należy test RESET. Jakkolwiek, ze względu na to, że test ten jest również wykorzystywany do badania występowania zjawiska heteroskedastyczności, posłużono się mniej popularnym testem.

Model dla 2005 roku

W tej części pracy zaprezentowano wyniki oszacowania tego samego modelu dla roku 2005. Wyniki oszacowań przedstawia tablica 2.

Tablica 2

Estymacja KMNK modelu dla roku 2005

	Coefficient	Std. Error	<i>t</i> -ratio	<i>p</i> -value
const	7,05340	1,57240	4,4857	0,0002
AIR2005_pc	0,00125157	0,000180078	6,9502	0,0000
RENEW_PER2005	-0,0885673	0,0234200	-3,7817	0,0012
IND2005_pc	0,000597449	0,000138135	4,3251	0,0003
EN_INT2005	0,00212756	0,00144180	1,4756	0,1556
<i>R</i> ²	0,870392	Adjusted <i>R</i> ²	0,844470	
<i>F</i> (4, 20)	33,57785	P-value (<i>F</i>)	1,30e-08	
Log-likelihood	-47,78985	Akaike criterion	105,5797	

Źródło: obliczenia własne

Reszty cechują się rozkładem normalnym. Z przeprowadzonego testu Shapiro-Wilka brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o normalności rozkładu reszt.

Zmienna *IND(rok)_pc_i* opisująca produkcję przemysłową *per capita*, podobnie jak w poprzednim oszacowaniu, jest statycznie istotna. Oszacowanie parametru równe $0,597449 \cdot 10^{-3}$ należy interpretować, że wzrost wartości produkcji przemysłowej *per capita* o 1 dolar skutkuje przeciętnym wzrostem emisji gazów cieplarnianych na osobę o 597 gramy *ceteris paribus*. Jest ono niższe niż w poprzednim przypadku. Niemniej, w celu stwierdzenia skuteczności wprowadzonego mechanizmu, musimy zbadać istotność statystyczną różnicy między oszacowaniami.

Tak samo jak w poprzednim modelu, zmienna *EN_INT2005* jest statystycznie nieistotna. Niemniej, zaobserwowano wyraźnie mniejszy błąd szacunku parametru. W związku z tym, w modelu dla roku 2005, krytyczny poziom istotności zmniejszył się dwukrotnie i wynosi $p^* = 0,156$. Korzystając z tych samych przesłanek co uprzednio, zdecydowano o pozostawieniu zmiennej w modelu.

W celu weryfikacji liniowej postaci funkcyjnej modelu posłużono się – podobnie jak poprzednio – „tęczowym testem”. Na podstawie statystyki testowej brak jest podstaw o odrzuceniu hipotezy zerowej o liniowości opisywanych zależności.

Kolejnym zjawiskiem, którego występowanie musimy zweryfikować jest współliniowość. Dla żadnej ze zmiennych czynnik inflacji wariacji nie przekracza umownej granicy 5. Oznacza to, że wyniki estymacji nie są zaburzone przez zjawisko współliniowości.

Występowanie heteroskedastyczności zweryfikowano, tak samo jak w poprzednim modelu, za pomocą testu Breusch-Pagana, z którego wynika brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o homoskedastyczności składnika losowego.

Model cechuje się współczynnikiem determinacji równym $R^2 = 0,87$ (skorygowany R^2 równy 0,84). W porównaniu z modelem dla 2003 r. zaobserwowano wzrost wartości współczynnika. Wyniki estymacji można uznać za zadowalające.

Porównanie wyników estymacji

W celu oceny wpływu zmienności regresorów na zmiany emisji gazów cieplarnianych posłużenie się oszacowaniami parametrów z tablicy 1 oraz 2 jest niepoprawne metodologicznie. Estymatory parametrów dla poszczególnych zmiennych mogą bowiem opisywać zmienność w różnych jednostkach. Dla oceny wpływu poszczególnych zmiennych na regresanta o wiele lepiej nadają się współczynniki *beta*-regresji zdefiniowanej dla zmiennych wystandaryzowanych. Tablica 3 przedstawia wyniki estymacji dla zmiennych wystandaryzowanych odpowiednio dla 2003 i 2005 r. O ile statystyki testowe – z definicji – są tożsame z wynikami dla KMNK, o tyle same oszacowania parametrów niosą ze sobą dodatkową informację o celowości objęcia sektora przemysłowego w pierwszej kolejności regulacjami emisyjnymi. W roku 2003 wzrost wartości zmiennej $IND2003_{pc}$ o jedno odchylenie standardowe implikował przeciętnie wzrost regresanta o 66% swojego odchylenia standardowego *ceteris paribus*, a w 2005 odpowiednio 56%. Ponadto z oszacowania wynika również zasadność planowanego objęcia również transportu lotniczego regulacjami emisyjnymi po roku 2012.

W celu stwierdzenia, czy wprowadzenie handlu emisjami doprowadziło do wymiernych efektów w postaci zmniejszenia wpływu produkcji przemysłowej na emisję gazów cieplarnianych należy porównać ze sobą oszacowania parametrów $\alpha_{IND2003_{pc}}$ oraz $\alpha_{IND2005_{pc}}$. W przypadku gdyby zaobserwowano *statystycznie istotny* spadek oszacowania parametru dla roku 2005, byłibyśmy uprawnieni do pozytywnej oceny skuteczności mechanizmu. Oznaczałoby to, że wprowadzone regulacje przyniosły zamierzony efekt i wpłynęły na spadek emisjochłonności sektora objętego mechanizmem.

Tablica 3

Wyniki estymacji MNK dla zmiennych wystandaryzowanych

Zmienne	Beta współczynniki dla roku 2003	Beta współczynniki dla roku 2005
scale(AIRrok_pc)	4,550e-01	6,064e-01
scale(RENEW_PERrok)	-3,041e-01	-3,138e-01
scale(INDrok_pc)	6,555e-01	5,553e-01
scale(EN_INTrok)	1,613e-01	1,816e-01

Źródło: obliczenia własne

W celu zweryfikowania statystycznej istotności spadku oszacowań parametrów dla roku 2005 względem roku 2003 posłużono się testem liniowych restrykcji, w którym ograniczeniem *a priori* nałożonym w modelu dla 2005 r. jest równość z oszacowaniem badanego parametru oszacowanego dla roku 2003.

Dla modelu z roku 2005 przeprowadzono test, w którym nałożona restrykcja równa się $\alpha_{IND2005_pc} = 0,0007425$ i odpowiada oszacowaniu parametru $\alpha_{IND2003_pc}$. Wyniki testu przedstawia tablica 4. Wynika z niej, że brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej mówiącej, że oszacowania parametrów w obydwu modelach dla produkcji przemysłowej nie różnią się od siebie w sposób statystycznie istotny. Oznacza to, że motywacja do zmiany technologii produkcji na bardziej ekologiczną, która powstała w wyniku wprowadzenia mechanizmu handlu emisjami była niewystarczająca, aby móc zaobserwować dla badanego okresu statystycznie istotny spadek emisjochłonności przemysłu.

Tablica 4

Test liniowych restrykcji

Hypothesis: $IND2005_pc = 0,0007425$						
Model 1: $GHGt2005_pc \sim AIR2005_pc + EN_INT2005 + RENEW_PER2005 + IND2005_pc$						
Model 2: restricted model						
	Res.Df	RSS	Df	Sum of Sq	F	Pr(>F)
1	20	66,966				
2	21	70,658	-1	-3,692	1,1026	0,3062

Źródło: obliczenia własne

Analiza różnic przyrostów bez zmiennych kontrolnych

Głównym zarzutem wobec wyników poprzedniej analizy może być zbyt wczesny wybór roku 2005 jako okresu porównań. Jak wcześniej wspomniano, inwestycje proekologiczne w tym roku były relatywnie najbardziej atrakcyjne w stosunku do zakupu praw do emisji. Niemniej, nie można mieć pewności czy efekty tych inwestycji nastąpiły w tym roku, czy dopiero po pewnym czasie⁶. W związku z tym, roztropnym wydaje się posłużenie alternatywnym podejściem badającym skuteczność handlu emisjami w dłuższym horyzoncie.

Metoda *różnic przyrostów* (ang. *differences-in-differences*) służy do oceny skuteczności działania wybranej polityki na podmioty objętych jej działaniem w porównaniu do pozostałych podmiotów⁷. W badanym przez nas przypadku, należy dysponować zbiorem danych krajów uczestniczących w mechanizmie EU ETS oraz kontrolną próbą krajów spoza systemu⁸. Dobór krajów – do

⁶ Zjawisko to w literaturze nazywane jest efektem *time-to-build* [Kydlund, Prescott, 1982].

⁷ Metoda ta jest bardzo popularna m.in. w ekonomii zdrowia i pracy dla dynamicznej analizy wariacji. Przykładem może być praca [Blundell, MaCurdy, 2000].

⁸ Aby uniknąć konieczności dodania do modelu zmiennych kontrolnych opisujących niejednorodność krajów, posłużymy się krajami o zbliżonym poziomie rozwoju gospodarczego. Do

pewnego stopnia – na podobnym poziomie rozwoju gospodarczego jak kraje UE podyktowany jest brakiem dodatkowych zmiennych kontrolnych. Dla krajów o zbliżonym poziomie rozwoju, dodatkowe regresory dla wytłumaczenia dynamiki zmiennej objaśnianej nie są konieczne.

Zakłada się, że emisja gazów przed wprowadzeniem Systemu Handlu Emisjami w 2005 r. zależała od stałego efektu dla wszystkich krajów zależnego od czasu δ_t , stałego efektu niezależnego od czasu i zależnego od kraju α_i . Ponadto wprowadza się binarny regresor D_{it} , który przyjmuje wartość jeden dla obiektów będących pod wpływem „oddziaływania” (*treatment*) w okresie t oraz zero w przeciwnym razie. Oznacza to, że poziom emisji gazów cieplarnianych *per capita* jest opisany za pomocą modelu o postaci:

$$GHG_pc_{it} = \delta_t + \alpha_i + \phi D_{it} + \varepsilon_{it}.$$

Ze względu na brak bezpośredniej obserwowalności parametrów α_i oraz δ_t , wygodniej jest szacować parametry modelu opartego na przyrostach wartości zmiennych objaśniających:

$$\Delta GHG_pc_{it} = \phi \Delta D_{it} + \Delta \delta_t + \Delta \varepsilon_{it}.$$

W ten sposób zniknie stały efekt zależny od kraju i zostanie model regresji prostej z wyrazem wolnym wyrażającym ogólną zmianę dynamiki obserwowanego zjawiska oraz parametr stojący przy zmiennej ΔD_{it} ilustrujący skuteczność wprowadzenia mechanizmu handlu emisjami. W przypadku gdy wprowadzony system działa poprawnie, parametr powinien być ujemny w sposób statystycznie istotny.

Do oszacowania wpływu mechanizmu za okres bazowy przed wprowadzeniem emisji przyjęto dwa warianty – rok 2003 i 2004. Emisja w każdym z tych okresów porównywana jest z emisją dla 2005, 2006 albo 2007 r. Łącznie daje to sześć modeli, których oszacowania przedstawia tablica 5.

Z wyników estymacji, zakładając normalność składnika losowego, można stwierdzić, że wprowadzenie handlu emisjami nie miało statystycznie istotnego wpływu na poziom emisji gazów cieplarnianych. Jedyne w przypadku porównywania emisji z roku 2004 z emisją w 2007 przynależność kraju do EU ETS wpływa na statystycznie istotnie niższy poziom emisji niż kraje spoza systemu.

Niemniej, wyniki testu istotności *t*-Studenta w opisywanym przypadku mogą być niemiarodajne ze względu na brak spełnienia założenia o normalności rozkładu składnika losowego dla rozpatrywanych modeli. Na podstawie przeprowadzonego testu Shapiro-Wilka nie ma podstaw do odrzucenia

badanych krajów członkowskich należą: Austria, Belgia, Bułgaria, Czechy, Dania, Estonia, Finlandia, Francja, Niemcy, Grecja, Węgry, Irlandia, Włochy, Łotwa, Liechtenstein, Litwa, Luksemburg, Holandia, Polska, Portugalia, Rumunia, Słowacja, Słowenia, Hiszpania, Szwecja, Wielka Brytania. Z kolei w skład grupy kontrolnej wchodzi: Australia, Kanada, Chorwacja, Islandia, Japonia, Monako, Nowa Zelandia, Norwegia, Szwajcaria oraz USA.

hipotezy o normalności jedynie w przypadku porównania emisji z 2004 r. z emisją w 2006. Ze względu na małą liczebność próby nie można skorzystać z centralnego twierdzenia granicznego i założenia asymptotycznej zbieżności do rozkładu normalnego.

Tablica 5

**Badanie wpływu wprowadzenia handlu emisjami za pomocą metody różnic w przyrostach
(rok bazowy – 2003)**

Okres bazowy		Okres porównania		
		2005	2006	2007
2003	Oszacowanie współczynnika kierunkowego dla zmiennej ΔD_{it}	-1,141e-04	-0,0001563	-0,0004832
	Wartość testu istotności t	-0,355	-0,580	-1,518
	Krytyczny poziom istotności	0,725	0,566	0,138
	Krytyczny poziom istotności testu Shapiro-Wilka dla reszt	1,994e-07	7,614e-06	0,01618
2004	Oszacowanie współczynnika kierunkowego dla zmiennej ΔD_{it}	-1,524e-04	-0,0001946	-0,0005215
	Wartość testu istotności t	-0,913	-1,179	-2,221
	Krytyczny poziom istotności	0,367	0,247	0,0331
	Krytyczny poziom istotności testu Shapiro-Wilka dla reszt	6,33e-07	0,09225	0,00719

Źródło: opracowanie własne

Alternatywą wobec klasycznego testu t -Studenta jest procedura *bootstrap* [Hall, 1986]. Poza rozwiązaniem problemu niemierności wyników testu t podejście to dzięki sztucznej replikacji liczby obserwacji pozwoli w pewien sposób na uchylenie zalecenia dużej liczebności próby dla estymacji modelu *różnic w przyrostach*. Badanie istotności w tym podejściu będzie niejako „odwrotne” w stosunku do testu t -Studenta. Będziemy bowiem weryfikować istotność na podstawie przynależności zera do stworzonego przez nas 95-procentowego przedziału ufności szacowanego współczynnika kierunkowego, a nie – jak w podejściu klasycznym – statystyki testu t w rozkładzie estymatora dla parametru równego zero. W przypadku gdy kres górny i dolny będą posiadały różne znaki, nie będziemy mieli podstaw do odrzucenia hipotezy na temat zerowej wartości parametru.

Na podstawie percentylowej symulacji *bootstrap* (10 000 replikacji dla każdego z modeli) wynika, że w każdym przypadku brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy na temat nieistotności parametru ϕ stojącego przy zmiennej ΔD_{it} . Oznacza to, że na podstawie analizy *różnic w przyrostach* stwierdza się o ekonomicznej nieefektywności wprowadzenia handlu emisjami na obszarze Unii Europejskiej. W każdym przypadku 95-procentowy przedział ufności pokrywa zero.

Tablica 6

Bootstrapowe przedziały ufności dla parametru stojącego przy zmiennej ΔD_{it} ($R = 10\ 000$)

Okres bazowy	2003			2004		
	2005	2006	2007	2005	2006	2007
Okres porównania						
Kres dolny przedziału	-0,0005	-0,0007	-0,0011	-0,0003	-0,0004	-0,0005
Kres górny przedziału	0,0003	0,0003	0,0001	0,0004	0,0003	0,0005
Czy zero należy?	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK

Źródło: obliczenia własne

Wnioski płynące z analizy są podobne jak w przypadku alternatywnego badania opartego o test liniowych restrykcji. W okresie największej dominacji mechanizmu bezpłatnego „dziedziczenia” praw do emisji przypadającym na lata 2005-2007 na podstawie otrzymanych wyników nie można stwierdzić o wystąpieniu skuteczności wprowadzonego mechanizmu i realizacji celu redukcji emisji gazów cieplarnianych w stosunku do kontrfaktycznego niewprowadzania systemu (*business-as-usual*). Przynależność do ETS nie wpłynęła bowiem w sposób statystycznie istotny na mniejszą emisję niż w przypadku rozpatrywanej grupy kontrolnej krajów spoza UE.

Wnioski

Na podstawie przeprowadzonej analizy ekonometrycznej można stwierdzić, że Europejski System Handlu Emisjami w obecnej formie jest nieskuteczny. Nie zaobserwowano bowiem statystycznie istotnego zmniejszenia emisjachłonności przemysłu krajów Unii Europejskiej dla żadnej z obydwu zastosowanych metod. Trudno jednak na podstawie przeprowadzonego badania jednoznacznie ocenić, czy mechanizm w *dlugim* okresie spełni stawiane przed nim oczekiwania. Obecnie wysoki stopień decentralizacji mechanizmu przez narodowe plany przydziału praw (NAP), w których sposób przydziału jest pozostawiony całkowicie w gestii władz państwowych, rodzi problem stworzenia spójnej i skoordynowanej strategii redukcji emisji gazów cieplarnianych. Jak do tej pory, przy wprowadzaniu mechanizmu dominującą rolę odgrywa przydział przez bezpłatne „dziedziczenie” praw do emisji (w I turze 2005-2007 95%, a w II – 90%).

Negatywna ocena dotychczasowej skuteczności mechanizmu jest zatem właściwie oceną mechanizmu opartego o bezpłatne „dziedziczenie”. Podstawową wadą tego sposobu alokacji praw jest zrezygnowanie z *podwójnej dywidendy* [Pearce, 1991] wzmacniającej skuteczność narzędzia podatkowego. Ofiary emisji czerpią dodatnią użyteczność nie tylko z redukcji emisji szkodliwych gazów, lecz również z dodatkowych przychodów podatkowych budżetu państwa, które mogą wpłynąć na obniżenie poziomu obciążeń wynikających z innych podatków. Ponadto problemy z oszacowaniem odpowiedniego przydziału dla nowych uczestników sektora skutkują tym, że wiele państw decyduje się na

rozdzielenie praw tylko między już funkcjonującymi uczestnikami rynku. Prowadzi to do jeszcze większego oddalenia sektora przemysłowego od rynkowej kontestowalności – jednego ze sztandarowych celów polityki gospodarczej Unii Europejskiej. Reguła pierwotnej alokacji oparta o bezpłatne „dziedziczenie” skutkuje bowiem dodatkową *bezpłatną* premią dla uczestników rynku i sztucznym stworzeniem barier wejścia dla potencjalnych nowych graczy [Ryan, 2007], którzy w celu rozpoczęcia działalności gospodarczej muszą *zakupić* prawa do emisji rozdanych wcześniej bezpłatnie. Oznacza to, że polityka klimatyczna Unii Europejskiej wzmacnia *dynamiczne korzyści skali*. Podmiot działający na rynku staje się bardziej efektywny ekonomicznie nie tylko w wyniku klasycznego mechanizmu nauki przez działania (ang. *learning-by-doing*) [Arrow, 1962], ale również dodatkowego zysku w postaci otrzymanych bezpłatnie praw [Convery et al., 2008].

Z drugiej strony, należy mieć na uwadze, że każde inne rozwiązanie niż alokacja poprzez bezpłatne „dziedziczenie” może skutkować jeszcze większym zmniejszeniem się konkurencyjności europejskich gospodarek w wymiarze kosztowym w wyniku wystąpienia efektu *wyciekania* działalności gospodarczej do krajów nieobjętych restrykcjami emisyjnymi [Rauscher, 1997]. W oficjalnych raportach instytucji europejskich wyraźnie widoczna jest próba promowania hipotezy Portera [Porter, 1991] stojącej w opozycji do teorii „wyciekania”. Hipoteza ta głosi, że w długim okresie opłacalnym jest dokonywanie inwestycji ekologicznych, bo dzięki nim uzyskuje się przewagę konkurencyjną bazującą na *korzyści pierwszego ruchu*. Podmiot, wcześniej dokonując – w długim okresie nieuniknionych – inwestycji proekologicznych, zdobywa doświadczenie, które może być źródłem konkurencyjności względem podmiotów inwestujących w późniejszym okresie w te same technologie. W przeciwieństwie jednak do empirycznie zweryfikowanego na przykładzie niemieckiej gospodarki efektu „wyciekania”, koncept teoretyczny Portera w chwili obecnej jest wciąż tylko hipotezą.

Wydaje się, że Unia Europejska ostatecznie zmieni sposób pierwotnej alokacji praw do emisji. Z dokumentu *20 20 by 2020 – Europe’s climate change opportunity* wynika, że wraz z początkiem III tury (lata 2013-2020) funkcjonowania mechanizmu ETS Komisja Europejska planuje pierwotny przydział praw do emisji dla sektora energetycznego rozdystrybuować w całości w oparciu o mechanizm aukcyjny. Dla pozostałych sektorów regulator zrezygnuje z łączenia dwóch metod i zdecyduje się tylko na jedną – bezpłatne „dziedziczenie” albo przydział aukcyjny. Rodzi to nadzieję na wzrost skuteczności regulacji.

Jedyną szansą powodzenia handlu emisjami w długim okresie jest próba koordynacji działań antyemisyjnych na poziomie wyższym niż tylko kraje Unii Europejskiej. Strategia UE „3×20” polegająca na redukcji emisji o 20% w stosunku do 1990 r. z wykorzystaniem 20% energii odnawialnej przed 2020 r. jako autonomiczne porozumienie skazana jest na porażkę. Strategia ta może być co najwyżej elementem komplementarnym w stosunku do porozumień o charakterze wykraczającym poza kraje uczestniczące w mechanizmie EU ETS.

Bibliografia

- Arrow K., [1962], *The Economic Implications of Learning by Doing*, „Review of Economic Studies”, 29, s. 155-73.
- Baumol W.J., Oates W.E., [1988], *The theory of environmental policy. Second Edition*, Cambridge University Press.
- Benz E., Trück S., [2009], *Modeling the price dynamics of CO2 emission allowances*, „Energy Economics”, 31(1), s. 4-15.
- Blundell R.W., MaCurdy T.E., [2000], *Labor Supply: A Review of Alternative Approaches*, [w:] „Handbook of Labor Economics”, tom 3A, s. 1559-1695, North-Holland.
- Coase R.H., [1960], *The Problem of Social Cost*, „Journal of Law and Economics”, s. 1-44.
- Cameron A.C., Trivedi P.K., [2005], *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge University Press.
- Convery F., Ellerman D., De Perthuis C., [2008], *The European Carbon Market in Action: Lessons from the First Trading Period*, Report 158, MIT Joint Program on the Science and Policy of Global Change.
- Kydland F.E., Prescott E.C., [1982], *Time to Build and Aggregate Fluctuations*, „Econometrica”, 50(6), s. 1345-1370.
- Hall P., [1986], *Methodology and theory for the bootstrap*, [w:] Handbook of Econometrics, (red.) R.F. Engle, D. McFadden, tom 4, rozdz. 39, s. 2341-2381, Elsevier.
- Hurwicz L., Reiter S., [2006], *Designing Economic Mechanisms*, Cambridge University Press.
- Ledyard J.O., Szakaly-Moore K., [1994], *Designing organizations for trading pollution rights*, „Journal of Economic Behavior & Organization”, 25(2), s. 167-196.
- Liao C., Önal H., Chen M., [2009], *Average shadow price and equilibrium price: A case study of tradable pollution permit markets*, „European Journal of Operational Research”, 196, s. 1207-1213.
- Komisja Europejska, [2008], *20 20 by 2020 – Europe’s climate change opportunity*, COM(2008) 30 Final, Bruksela.
- Mas-Colell A., Winston M.D., Green J.R., [1995], *Microeconomic Theory*, Oxford University Press.
- Oberndorfer U., [2009], *EU Emission Allowances and the stock market: Evidence from the electricity industry*, „Ecological Economics”, 68, s. 1116-1126.
- Pearce D.W., [1991], *The Role of Carbon Taxes in Adjusting to Global Warming*, „Economic Journal”, 407(101), s. 938-948.
- Pigou A.C., [1932], *The Economics of Welfare*, Macmillan&Co.
- Porter M.E., [1991], *America’s Green Strategy*, „Scientific American”, 264(4).
- Ryan S., [2007], *The Costs of Environmental Regulation in a Concentrated Industry*, MIT Working Paper.
- Rauscher M., [1997], *International Trade. Factor Movements. and the Environment*, Oxford University Press.
- Utts J., [1982], *The Rainbow Test for Lack of Fit in Regression*, „Communications in Statistics-Theory and Methods”, 11, s. 1801-1815.

EFFECTIVENESS EVALUATION OF THE EUROPEAN UNION’S EMISSION TRADING SYSTEM

Summary

The paper assesses the effectiveness of the European Union’s Emission Trading System, which was launched in 2005 to reduce greenhouse gas (GHG) emissions

across the bloc. Initially, the system covered around 11,000 energy-intensive industrial installations.

The authors examine the EU's "cap-and-trade scheme" in terms of the Pigovian taxation and Coase bargaining models, two classic instruments for the internalization of externalities. The approach differs depending on which method is used for the initial allocation of emission allowances. Currently, the predominant method in the EU is the so-called costless grandfathering, which is equivalent to the model proposed by Coase, according to the authors.

In the course of the analysis, Pytka and Kuszewski assess the effectiveness of the cap-and-trade scheme by employing two alternative approaches, an econometric analysis based on a test of linear restrictions and a model using a "differences-in-differences" estimator. For the linear-restriction models, data for EU countries from 2003 and 2005 were used, whereas the differences-in-differences analysis was carried out using data for EU countries and a control group of non-EU countries for the 2003-2007 period. The analysis shows that the system is ineffective in its current form, the authors conclude.

Keywords: externalities, greenhouse gas (GHG), grandfathering emission allowances, Emission Trading System (EU ETS), cap-and-trade scheme