

29/2003

Raport Badawczy
Research Report

RB/23/2003

**Propozycja zarządzania
niepewnością bilansu gazów
cieplarnianych w ramach
protokołu z Kioto**

**Z. Nahorski. W. Jęda, J. Horabik,
M. Jonas**

Instytut Badań Systemowych
Polska Akademia Nauk

Systems Research Institute
Polish Academy of Sciences



POLSKA AKADEMIA NAUK

Instytut Badań Systemowych

ul. Newelska 6

01-447 Warszawa

tel.: (+48) (22) 8373578

fax: (+48) (22) 8372772

Kierownik Pracowni zgłaszający pracę:
Prof. dr hab. inż. Zbigniew Nahorski

Warszawa 2003

Propozycja zarządzania niepewnością bilansu gazów cieplarnianych w ramach protokołu z Kioto

Zbigniew Nahorski¹, Waldemar Jęda¹, Joanna Horabik¹, Matthias Jonas²

¹Instytut Badań Systemowych, Polska Akademia Nauk

²International Institute of Applied System Analysis, Laxenburg, Austria

Streszczenie

Z przeprowadzonych oszacowań wynika, że niepewność raportowanych danych o emisjach gazów cieplarnianych jest bardzo duża. Wymaga to opracowania regul rozliczania zobowiązań, w których ta niepewność jest brana pod uwagę.

Przedstawiona w pracy propozycja regul rozliczania zobowiązań opiera się na przyjęciu pewnego ryzyka niespełnienia zobowiązań, co prowadzi do łatwych do sprawdzenia warunków. Są one wyprowadzone dla podejścia deterministycznego, rozmytego i probabilistycznego.

Przyjęcie zaproponowanych zasad weryfikacji powoduje, że przewidziany przez protokół z Kioto handel emisjami nie może pominać związanych z nimi niepewności. Akceptacja tej konsekwencji zmienia reguły handlu, a w szczególności wpływa na koszty sprzedawanej jednostki emisji. W pracy wyprowadzono odpowiednie wzory oraz przeanalizowano optymalizację zarządzania emisjami w kraju w takim przypadku.

Słowa kluczowe: protokół z Kioto, gazy cieplarniane, niepewność, weryfikacja, ryzyko, handel emisjami, optymalizacja emisji

1. Wstęp

Protokół z Kioto zawiera pierwsze prawnie wiążące zobowiązania ograniczenia i redukcji gazów cieplarnianych i ich zespólów (CO₂, CH₄, N₂O, HFCs, PFCs, and SF₆). Dla grupy państw tzw. Aneksu I, przyjęte w protokole cele emisyjne w pierwszym okresie rozliczeniowym (lata 2008 – 2012) oznaczają redukcję emisji gazów cieplarnianych średnio o 5,2% względem poziomu z roku 1990, w jednostkach równoważników CO₂ (CO₂eq)¹. Weryfikacja postanowień protokołu dokonywana jest łącznie dla wszystkich rodzajów emisji oraz pochłaniania gazów cieplarnianych, zgodnie z przyjętą procedurą. Protokół stwarza możliwość korzystania przez kraje z tzw. mechanizmów wspomagających (*flexible mechanisms*). Obejmują one m.in. wspólne działania (*joint implementation*) oraz handel emisjami (*emission trading*). Wspólne działania polegają na inwestycjach redukujących emisję, przy czym redukcja emisji jest zaliczana krajowi inwestującemu. Z kolei handel emisjami umożliwia nabywanie oraz sprzedaż jednostek redukcji emisji przez strony protokołu (art. 17) ([3]; por. również [10,11]).

Protokół z Kioto wzmiankuje również niepewność. Nie jest ona jednak dotąd specjalnie brana pod uwagę ([17,18]). Do tej pory jedynymi państwami, które oszacowały niepewności swoich emisji, są Austria, Holandia, Norwegia, Polska, Rosja i Wielka Brytania ([21,12,1,17,5,16,7,2]). Odpowiednie wartości, zebrane w tabl. 1, wskazują, że są one duże.

W tej sytuacji przedstawienie raportu o osiągnięciu uzgodnionej redukcji jest mało wiarygodne, gdyż w istocie nie ma pewności, czy rzeczywiste emisje danego kraju są powyżej, czy też poniżej tego celu. W rzeczywistości sytuacja jest jeszcze bardziej skomplikowana, zważywszy na to, że cele emisyjne właściwie też nie są dokładnie znane, z

¹ Dla niektórych krajów (m.in. Polski) rok bazowy jest inny niż 1990.

uwagi na niepewność emisji w roku bazowym. Publikowane oszacowania niepewności (por. tabl. 1) wskazują, że problem ten sprawi poważne trudności weryfikacyjne. Przedstawiona w niniejszej pracy propozycja polega na spostrzeżeniu, że w przypadku dużej niepewności uzyskanie wiarygodności wymaga, aby raportowany bilans emisji osiągnął pod koniec okresu rozliczeniowego wartość poniżej celu emisyjnego, a różnica powinna być w odpowiedniej proporcji do miary niepewności emisji. Nasza propozycja określenia tej obniżonej wartości wychodzi od ustalenia poziomu ryzyka przekroczenia pierwotnej wartości celu emisyjnego przez rzeczywisty (nieznany) bilans emisji. Wyrażając ten poziom w procentach możemy np. przyjąć, że ryzyko (prawdopodobieństwo niespełnienia zobowiązań przy raportowanym bilansie i zadanej niepewności) nie przekracza na przykład 5% lub 10%.

Tablica 1. Opublikowane niepewności bilansu emisji, określone dla roku 1990, w porównaniu z założoną redukcją emisji lub ich dopuszczalnym wzrostem.

Kraj	Przyjęta redukcja ^{a)} [%]	Całkowita niepewność [%]	Rozważane gazy cieplarn.	LUCF ^{b)} uwzgl. lub nie	Źródło
AT	8 (10)	~ 12	CO ₂ , CH ₄ , N ₂ O	tak	[21] Tab. 3
		~ 9,8		nie	[12] Tab. 14
NL	8 (4)	~ 15	wszystkie ^{c)}	tak	[1] Tab. 1
		~ 7,5		nie	
NO	-1	~ 4,4	wszystkie ^{c)}	nie	[17] Tab. 4
PL	6	~ 21	CO ₂ , CH ₄ , N ₂ O	tak	[5] Tab. 3
RU	0	~ 17 ^{d)} (sektor energ.)	CO ₂	por. prawą stronę	[16] s. 158
UK	8 (12,5)	~ 42 ^{e)}	wszystkie ^{c)}	tak	[8] Tab. 1
		~ 19		nie	

^{a)} Wielkość dodatnia odpowiada redukcji emisji gazów cieplarnianych, a ujemna ograniczeniu ich wzrostu. Liczby w nawiasach są krajowymi celami emisyjnymi ustalonymi w ramach dzielenia kosztów w Unii Europejskiej.

^{b)} Zmiany w sposobie użytkowania gleby i leśnictwa (Land Use Change and Forestry).

^{c)} Niepewności raportowane w [16] dla Rosji są obecnie szczegółowo badane pod kątem możliwości ich redukcji.

^{d)} Tę wartość uzyskano metodą propagacji niepewności (błędów). Praca [8] określa całkowitą względną niepewność na 1% dla wszystkich źródeł emisji oraz 38% dla wszystkich wychwytyw gazów cieplarnianych.

^{e)} Wszystkie gazy wymienione w aneksie I protokołu z Kioto [8]: CO₂, CH₄, N₂O, HFCs, PFCs, SF₆.

Uważamy, że przedstawiony schemat weryfikacji powinien wpłynąć na zasady handlu oszczędnościami emisji. Zakup nadwyżki redukcji musi uwzględniać niepewność emisji sprzedającego, a jednostka emisji z kraju z dużą niepewnością powinna być tańsza niż z kraju z małą niepewnością. W naszej propozycji uzyskuje się to przez odniesienie niepewności kraju sprzedającego do niepewności kraju kupującego.

Obniżenie raportowanego poziomu emisji z powodu niepewności było już poruszane w [6]. W pracy tej wielkość redukcji zwiększono o przedział niepewności. W niniejszej pracy wprowadzamy pojęcie ryzyka. Pozwala to rozważyć stochastyczne błędy raportowania, w szczególności o rozkładzie normalnym, oraz omawiać różne podejścia (przebiegowe, rozmyte, stochastyczne) w jednolity sposób.

2. Weryfikacja zobowiązań do redukcji emisji

2.1. Opis problemu i oznaczenia

Przechodząc do formalnego zapisu problemu przez $x(t)$ oznaczamy rzeczywiste (nieznane) emisje. Emisję w roku bazowym t_0 oznaczmy jako $x(t_0) = x_0$. Lata z okresu weryfikacji 2008-2012 będą oznaczone przez T_i , gdzie dla uproszczenia $i = 8-12$. Protokół z Kioto nie precyzuje ściśle sposobu weryfikacji w okresie rozliczeniowym 2008-2012. Traktując jego ustalenia dosłownie, zobowiązania powinny być spełnione w każdym roku tego okresu. Argumentacja zastosowana w niniejszej pracy w zasadzie dotyczy tego przypadku. Może ona być jednak użyta także wtedy, gdy weryfikacji podlega pewna zagregowana wartość emisji (np. ich średnia) w okresie rozliczeniowym, pod warunkiem sprecyzowania sposobu agregowania zarówno raportowanych emisji, jak i związanych z nimi niepewności.

Rzeczywisty bilans emisji pozostaje nieznany i może być jedynie szacowany. „Daszki” oznaczać będą wartości szacowane, tak więc $\hat{x}(t)$ będzie szacowaną emisją, raportowaną zgodnie z ustaleniami protokołu z Kioto.

Prezentowane oszacowania emisji są obciążone błędami raportowania. Sposoby traktowania niedokładności bilansu emisji mogą mieć różną postać, np. przedziałową, stochastyczną lub rozmytą. Wybór modelu niepewności jest istotny, gdyż określa także reguły obliczeniowe.

Przez δ oznaczamy, jaka część emisji powinna ulec redukcji do okresu weryfikacji. Tak więc, w idealnym przypadku posiadania pełnej wiedzy o emisjach, emisje w okresie rozliczeniowym nie powinny przekraczać $(1-\delta)x_0$. Trudność weryfikacji polega na tym, że nie możemy bezpośrednio porównać $x(T_i)$ i $(1-\delta)x_0$, lecz możemy jedynie obliczyć różnicę

$$\hat{x}(T_i) - \hat{x}_0(1-\delta) \quad (1)$$

gdzie obie obserwowane wartości $\hat{x}(T_i)$ i \hat{x}_0 są obciążone (dużą) niepewnością.

Jednolity sposób traktowania różnych metod modelowania niepewności wymaga wzięcia pod uwagę, że niektóre spośród nich, jak np. modele stochastyczne, mogą mieć nieskończone nośniki rozkładów. Dlatego jako podstawę weryfikacji proponujemy dopuszczenie pewnego ryzyka niewypełnienia zobowiązań. Innymi słowy, akceptujemy ryzyko nie większe niż α ($0 \leq \alpha \leq 0,5$), że zobowiązanie o redukcji w roku T_i nie jest wypełnione. Dolna granica $\alpha = 0$ odpowiada włączeniu połowy bądź w przybliżeniu połowy nośnika (dokładnie do mediany), co ma praktyczny sens tylko wtedy, gdy jest on skończony. Wartość $\alpha = 0,5$ powoduje w istocie zignorowanie niepewności. Zakładamy, że ustalona wartość α będzie wspólna dla wszystkich krajów - stron protokołu.

2.2. Niepewność przedziałowa

W tym przypadku zarówno różnica między nieznanymi rzeczywistymi emisjami x_0 oraz ich najlepszymi oszacowaniami \hat{x}_0 , jak i różnica między $x(T_i)$ i $\hat{x}(T_i)$ nie przekraczają pewnego górnego ograniczenia. Przedziały niepewności w latach T_0 i T_i są więc określone następująco, rys. 1

$$|x_0 - \hat{x}_0| \leq \Delta_0, \quad |x(T_i) - \hat{x}(T_i)| \leq \Delta_i \quad (2)$$

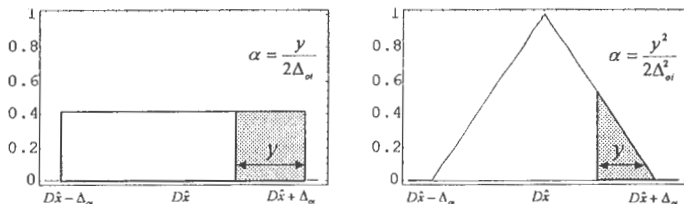
Stosując reguły rachunku przedziałowego łączny przedział niepewności dla oszacowań (2) w roku T_i jest dany przez wyrażenie

$$x(T_i) - x_0(1-\delta) \in [D\hat{x} - \Delta_{0i}, D\hat{x} + \Delta_{0i}]$$

gdzie $D\hat{x} = \hat{x}(T_i) - \hat{x}_0(1-\delta)$, $\Delta_{0i} = \Delta_i + (1-\delta)\Delta_0$. Aby ryzyko tego, że wartość $x(T_i)$ przekroczy $x_0(1-\delta)$, wynosiła nie więcej niż α , musi być spełniony następujący warunek

$$\hat{x}(T_i) \leq \hat{x}_0(1-\delta) - (1-2\alpha)\Delta_{0i} \quad (3)$$

Ponieważ $(1-\delta)\Delta_0$ będzie zazwyczaj bliżsi Δ_i , zatem $\Delta_{0i} \approx 2\Delta_i$. Tak więc dla niewielkiego α warunek (3) wymaga, aby wartość $\hat{x}_0(1-\delta)$ była obniżona o prawie dwa przedziały niepewności. Akceptując większe ryzyko (większe α) można to przesunąć znacznie zinniczyć.



Rys. 1. Ustalanie ryzyka dla niepewności przedziałowej (rys. lewy) i rozmytej (rys. prawy)

2.3. Niepewność rozmyta

Przyjmując, że oceny \hat{x}_0 i $\hat{x}(T_i)$ są zmiennymi rozmytymi z trójkątnymi funkcjami przynależności i stosując zasadę rozszerzenia otrzymujemy dla zmiennej $x_0(1-\delta) - x(T_i)$ funkcję przynależności przedstawioną na rys. 1. Aby ryzyko wynosiło α , stosunek zacienionego pola do całego trójkąta powinien wynosić α . Stąd otrzymujemy warunek

$$\hat{x}(T_i) \leq \hat{x}_0(1-\delta) - (1-\sqrt{2\alpha})\Delta_{0i} \quad (4)$$

Ponieważ dla $\alpha < 1$ zachodzi $\sqrt{2\alpha} > 2\alpha$, więc powyższy warunek prowadzi do mniejszych wymagań na obniżenie granicy spełnienia zobowiązań, niż w poprzednim przypadku.

2.4. Niepewność stochastyczna

Zakładamy, że \hat{x}_0 i $\hat{x}(T_i)$ mają rozkład normalny z wartościami oczekiwanymi $E(\hat{x}_0) = x_0$, $E(\hat{x}(T_i)) = x(T_i)$ oraz z odchyleniami standardowymi, $\sigma_{\hat{x}}(0)$ i $\sigma_{\hat{x}}(T_i)$, chociaż wyrowadzenie jest poprawne dla dowolnego rozkładu ze skończoną wariancją, pod warunkiem że $x_0(1-\delta) - x(T_i)$ jest medianą rozkładu różnicy $\hat{x}_0(1-\delta) - \hat{x}(T_i)$, co na przykład zachodzi dla dowolnych symetrycznych rozkładów \hat{x}_0 i $\hat{x}(T_i)$.

Określamy prawdopodobieństwo niewypelnienia zobowiązań jako α , $0 \leq \alpha \leq 0,5$

$$P\left(\frac{\hat{x}_0(1-\delta) - \hat{x}(T_i) - x_0(1-\delta) + x(T_i)}{\sigma_{\hat{x}}} \geq q_{1-\alpha}\right) = \alpha \quad (5)$$

gdzie $\sigma_{\hat{x}}(T_i)$ jest odchyleniem standardowym rozkładu zmiennej $\hat{x}_0(1-\delta) - \hat{x}(T_i)$, a $q_{1-\alpha}$ jest kwantylem rzędu $(1-\alpha)$ rozkładu standaryzowanego. Zauważmy, że konsekwencją standaryzacji jest równość $q_{0,5} = 0$.

Zgodnie z zasadami obliczania wariancji liniowej kombinacji dwu zmiennych losowych mamy

$$\sigma_{\hat{x}_i}^2 = (1-\delta)^2 \sigma_{\hat{x}_0}^2(0) - 2(1-\delta)\rho_{0i}\sigma_{\hat{x}_0}(0)\sigma_{\hat{x}_i}(T_i) + \sigma_{\hat{x}_i}^2(T_i) \quad (6)$$

gdzie $\sigma_{\hat{x}}^2(0)$ oznacza wariancję \hat{x}_0 , $\sigma_{\hat{x}}^2(T_i)$ – wariancję $\hat{x}(T_i)$, zaś ρ_{0i} jest kowariancją \hat{x}_0 i $\hat{x}(T_i)$. Równanie (5) prowadzi do warunku

$$\hat{x}(T_i) \leq \hat{x}_0(1-\delta) - x_0(1-\delta) + x(T_i) - q_{1-\alpha}\sigma_{\hat{x}} \quad (7)$$

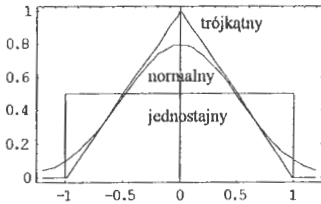
Naszym celem jest osiągnięcie $x(T_i) = x(1-\delta)$ (czyli $-x(1-\delta) + x(T_i) = 0$). Zakładając, że jest to spełnione³, uzyskujemy

$$\hat{x}(T_i) \leq \hat{x}_0(1-\delta) - q_{1-\alpha}\sigma_{\hat{x}} \quad (8)$$

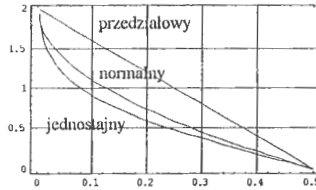
Określenie wartości $q_{1-\alpha}$ zależy od wspólnego rozkładu prawdopodobieństwa zmiennych \hat{x}_0 i $\hat{x}(T_i)$ i w zasadzie może być uzyskane znanymi metodami. W przypadku standaryzowanego rozkładu normalnego odpowiednie kwantyle są stabelaryzowane dla dowolnego α .

2.5. Konsekwencje wyboru różnych modeli niepewności

Porównamy tu pięć modeli niepewności: przedziałowy, rozmyty oraz stochastyczny o rozkładach jednostajnym, trójkątnym i normalnym. Zauważmy, że początkowe funkcje gęstości dwóch pierwszych modeli stochastycznych odpowiadają początkowym funkcjom przynależności modelu przedziałowego i rozmytego. Inne reguły przekształceń prowadzą jednak w obu przypadkach do innych wyników końcowych.



Rys. 2. Rozważane funkcje gęstości prawdopodobieństwa.



Rys. 3. Wartości δ_α / ν jako funkcje α dla różnych przypadków.

Na potrzeby porównania zakładamy, że przedziałem niepewności jest $[-\Delta, \Delta]$ i że na nim też są określone funkcje przynależności zmiennej rozmytej oraz rozkłady jednostajny i trójkątny. Wtedy zachodzi $\sigma_u = \Delta/\sqrt{3}$ i $\sigma_t = \Delta/\sqrt{6}$, gdzie σ_u i σ_t są odchyleniami standardowymi, odpowiednio, rozkładu jednostajnego i trójkątnego. W przypadku rozkładu normalnego przyjmujemy $\sigma_n = \Delta/2$. Ponadto zakładamy, że niepewności obu członów wyrażenia (1) są równe, to znaczy $\Delta_i = (1-\delta)\Delta_0 = \Delta$ dla modelu przedziałowego i rozmytego oraz $\sigma_{\hat{x}}(T_i) = \sigma_{\hat{x}}(0)(1-\delta) = \sigma$ dla przypadków stochastycznych. Dla nich dodatkowo zakładamy, że zmienne \hat{x}_0 i $\hat{x}(T_i)$ nie są skorelowane.

Wprowadzimy wspólną notację $\delta_\alpha = (1-2\alpha)\Delta_{0i}/\hat{x}_0$ i $\delta_\alpha = (1-\sqrt{2\alpha})\Delta_{0i}/\hat{x}_0$ dla modelu przedziałowego i rozmytego oraz $\delta_\alpha = q_{1-\alpha}\sigma_{\hat{x}}/\hat{x}_0$ dla stochastycznego. Nowy cel emisyjny jest wtedy równy $\hat{x}_0(1-\delta-\delta_\alpha)$. Dzieliąc δ_α przez $\nu = \Delta/\hat{x}_0$ otrzymujemy bezwymiarowy współczynnik charakteryzujący wpływ przyjętego podejścia (model prze-

³ Jeżeli nie jest spełnione, to warunek (8) efektywnie prowadzi do mniejszego ryzyka niż α .

działowy, rozmyty, rozkłady: jednostajny, trójkątny lub normalny) na wielkość dodatkowej redukcji bilansu emisji δ_α . Zależność δ_α / ν od α obrazuje rys. 3. Podstawiając wartości parametru ν dla krajów z tabl. 1 (kolumna „całkowita niepewność”) możemy obliczyć wartości δ_α oraz nowe zobowiązania o redukcji $\delta + \delta_\alpha$. Prezentuje je tabl. 2, dla $\alpha = 0,1$ i $\alpha = 0,3$.

Tablica 2. Porównanie nowych zobowiązań o redukcji dla krajów z Tabeli 1, w procentach.

kraj	pierwotne zobowiązania	nowe zobowiązania							
		$\alpha = 0,1$				$\alpha = 0,3$			
		przedziałowy	rozmyty	r. jednostajny	r. normalny	przedziałowy	rozmyty	r. jednostajny	r. normalny
AT	8	27,2	21,3	21,3	18,9	17,6	13,4	13,4	12,4
		23,7	18,8	18,8	16,9	15,8	12,4	12,4	11,6
		32,0	24,6	24,6	21,7	20,0	14,8	14,8	13,6
		20,0	16,3	16,3	14,8	14,0	11,4	11,4	10,8
NL	8	15,0	12,9	12,9	12,0	11,5	10,0	10,0	9,6
NO	-1	32,6	22,2	22,2	18,1	15,8	8,5	8,5	6,8
PL	6	15,6	12,6	12,6	11,5	10,8	8,7	8,7	8,2
RU	0	27,2	18,8	18,8	15,5	13,6	7,7	7,7	6,3
UK	8	75,2	54,4	54,4	46,2	41,6	26,9	26,9	23,5
		38,4	29,0	29,0	25,3	23,2	16,6	16,6	15,0

Przesunięcie poziomu celu emisyjnego jest mniejsze w przypadku stochastycznym, co jest spowodowane kumulacją gęstości prawdopodobieństwa w pobliżu wartości średniej przy sumowaniu zmiennych. Dodatkowo zmniejszenie przesunięcia poziomu celu może wystąpić przy dodatniej korelacji zmiennych \hat{x}_0 i $\hat{x}(T_i)$. Jeśli jednak założymy pełną znajomość x_0 , to wtdy niepewności w podejściach przedziałowym i rozmytym oraz stochastycznych są podobnej wielkości.

3. Efektywny handel emisjami

3.1. Niepewność przedziałowa i rozmyta

Zaproponowana metodologia weryfikacji zobowiązań bezpośrednio przekłada się na warunki handlu emisjami. Rozważmy dwa kraje: kraj K o bilansie emisji $x^K(T_i)$ jednostek CO₂eq z niepewnością typu Δ_i^K zamierza kupić E jednostek nadwyżkowej redukcji od kraju S, emitującego $x^S(T_i)$ jednostek CO₂eq z niepewnością przedziałową Δ_i^S . Sytuacja wyjściowa jest więc następująca

$$\left| x^K(T_i) - \hat{x}^K(T_i) \right| \leq \Delta_i^K, \quad \left| E - \hat{E} \right| \leq r \Delta_i^S, \quad r = \frac{\hat{E}}{\hat{x}^S(T_i)}$$

gdzie r jest ułamkiem bilansu emisji kraju S zakupionym przez kraj K. Zauważmy, że w ogólności niepewność jest określona w procentach jako ułamek emisji, co oznacza że znamy raczej $r \Delta_i^S$ niż samo Δ_i^S .

Skorygowany bilans emisji kraju K po nabyciu \hat{E} zaoszczędzonych jednostek będzie wynosił $\hat{x}^K(T_i) - \hat{E}$. Jednak jego niepewność powinna być też skorygowana przez niepewność zakupionej wielkości. Stosując zasady rachunku przedziałowego skorygowana niepewność wynosi

$$\Delta_i^K + (1 - \delta)\Delta_0^K + r\Delta_i^S$$

W przypadku pierwotnego bilansu emisji, przed zakupem, spełniona była następująca nierówność

$$\hat{x}^K(T_i) + (1 - 2\alpha)[\Delta_i^K + (1 - \delta)\Delta_0^K] \leq \hat{x}_0(1 - \delta) \quad (9)$$

Po zakupie i skorygowaniu bilansu oraz niepewnością nierówność ta ulega zmianie na

$$\hat{x}^K(T_i) - \hat{E} + (1 - 2\alpha)[\Delta_i^K + r\Delta_i^S + (1 - \delta)\Delta_0^K] \leq \hat{x}_0(1 - \delta) \quad (10)$$

Porównując (9) i (10) stwierdzamy, iż różnią się one o pewien składnik, nazywany dalej *efektywną redukcją nadwyżkową*

$$E_{eff} = \hat{E} - (1 - 2\alpha)r\Delta_i^S = \hat{E}[1 - (1 - 2\alpha)v^S], \quad v^S = \frac{\Delta_i^S}{\hat{x}^S(T_i)} \quad (11)$$

gdzie v^S jest niepewnością względną kraju S. Kupujący (kraj K) będzie wolał płacić raczej za efektywną redukcję nadwyżkową E_{eff} niż za bezpośrednią redukcję nadwyżkową \hat{E} . Jednakże $E_{eff} < \hat{E}$, o ile $\alpha < 0.5$. W celu uczynienia efektywnej redukcji nadwyżkowej „symetryczną” użyteczne będzie odniesienie jej do pewnej „niepewności odniesienia”. W tym celu wprowadzamy względną niepewność odniesienia v_s ($v_s = \Delta_s / \hat{x}(T_i)$) gdzie Δ_s oznacza przedziałową niepewność odniesienia. Zatem (11) przyjmuje postać

$$E_{tr} = \hat{E}[1 - (1 - 2\alpha)(v^S - v_s)] \quad (12)$$

która będzie dalej określana jako *handlowa efektywna redukcja nadwyżkowa*. Wartość ta może stanowić podstawę dla transakcji finansowych pomiędzy krajami. Handlowe efektywne redukcje nadwyżkowe dla krajów z tabl. 1, przy $\alpha = 0,1$ i $\alpha = 0,3$, oraz niepewności odniesienia 10% zestawiono w tabl. 4.

Jest oczywiste, że rozumowanie dla modelu roznytego przebiega całkowicie analogicznie i prowadzi do podobnego wzoru

$$E_{tr} = \hat{E}[1 - (1 - \sqrt{2\alpha})(v^S - v_s)]$$

W tym modelu następuje zmniejszenie korekt w stosunku do tych wyznaczonych z (12).

3.2. Niepewność stochastyczna

Aby wypełnić zobowiązania, pierwotne emisje kraju K winny spełniać następujący warunek

$$\hat{x}^K(T_i) + q_{1-\alpha}\sigma_{\hat{x}^K} \leq \hat{x}_0(1 - \delta)$$

gdzie $\sigma_{\hat{x}^K}$ jest dane przez (6). Po zakupieniu \hat{E} jednostek redukcji nadwyżkowej od kraju S całkowita wariancja różnicy $\hat{x}_0(1 - \delta) - [\hat{x}^K(T_i) - \hat{E}]$ wynosi

$$\sigma_{\hat{x}^K}^2 + r^2\sigma_{\hat{x}^S}^2(T_i)$$

gdzie, jak dotychczas, $r = \hat{E} / \hat{x}^S(T_i)$ oraz założono brak korelacji zmiennych \hat{x}^K i \hat{x}^S . Zatem nowy warunek przyjmuje postać

$$\hat{x}^K(T_i) - \hat{E} + q_{1-\alpha}\sqrt{\sigma_{\hat{x}^K}^2 + r^2\sigma_{\hat{x}^S}^2(T_i)} \leq \hat{x}_0(1 - \delta)$$

Po stosownych przekształceniach i uproszczeniach otrzymujemy

$$E_{eff} = \hat{E}(1 - q_1 - \alpha v^S) \quad \text{dla } \rho_{01} = 1$$

$$E_{eff} = \hat{E} \left(1 - \frac{q_1 - \alpha R}{2\sqrt{2(1 - \rho_{01})}} \frac{v^S}{v^K} \right) \quad \text{dla } \rho_{01} \ll 1$$

gdzie $v^K = \sigma_{\hat{x}^K}(T_i) / \hat{x}^K(T_i)$, $v^S = \sigma_{\hat{x}^S}(T_i) / \hat{x}^S(T_i)$, $v_0^K = \sigma_{\hat{x}^K}(0) / \hat{x}^K(T_i)$ są odpowiednimi niepewnościami względnymi. Ponadto $R = \hat{E} / \hat{x}^K(T_i)$ jest częścią bilansu emisji kraju K pochodząca z transakcji. Tym razem efektywna redukcja nadwyżkowa zalczy od stosunków niepewności obu krajów, a także od zakupionej części R . Z tej przyczyny określamy ją jako *efektywną redukcję nadwyżkową kraju S względem kraju K*.

Tablica 4. Efektywne handlowe redukcje nadwyżkowe E_{tr} w procentach pierwotnych redukcji \hat{E} dla krajów z tabl. 1, $v_s = 0.1$ (10%)

kraj	niepewność [%]	E_{tr} / \hat{E} [%]	
		$\alpha=0,1$	$\alpha=0,3$
AT	12	98,4	98,8
	9,8	100,2	100,1
	15	96,0	97,0
	7,5	102,0	101,5
NL	4,4	104,5	103,4
NO	21	91,2	93,4
PL	6	103,2	102,4
RU	17	94,4	95,8
UK	42	74,4	80,8
	19	92,8	94,6

Tablica 5. Efektywne handlowe redukcje nadwyżkowe E_{tr} w procentach pierwotnych redukcji \hat{E} w przypadkach, gdy Polska i Rosja oferują sprzedaż krajom z tabl. 1, $v_s = 0,1$ (10%), $R = 0,1$ (10%), rozkład normalny, brak korelacji.

kraj	niepewność [%]	E_{tr} / \hat{E} [%]			
		Polska		Rosja	
		$\alpha=0,1$	$\alpha=0,3$	$\alpha=0,1$	$\alpha=0,3$
AT	12	100,58	100,13	98,84	99,74
	9,8	100,52	100,12	98,40	99,64
	15	100,62	100,14	99,24	99,83
	7,5	100,43	100,10	97,65	99,47
NL	4,4	100,15	100,03	95,42	98,97
	NO	21	100,68	100,15	99,69
PL	6			96,86	99,29
RU	17	100,65	100,15		
UK	42	100,75	100,17	100,26	100,06
	19	100,67	100,15	99,57	99,90

Jeśli chcemy odnieść się do wskaźnika niepewności v_s , to wtedy *handlowa efektywna redukcja nadwyżkowa między krajami K i S dla $\rho_{01} \ll 1$* wynosi

$$E_{tr} = \hat{E} \left(1 - \frac{q_1 - \alpha R}{2\sqrt{2(1 - \rho_{01})}} \left(\frac{v^S}{v^K} v^S - v_s \right) \right) \quad (13)$$

W tabl. 5 zaprezentowano wartości E_{tr} / \hat{E} na przykładzie dwóch krajów: Polski i Rosji, które oferują swoje nadwyżki redukcji na sprzedaż. Efektywna redukcja nadwyżkowa dla Polski przekracza 100%, gdyż jej niepewność względna (6%) jest mniejsza niż przyjęta niepewność odniesienia (10%). Z kolei dla Rosji, na skutek znacznej niepewności względnej (17%), jej efektywne redukcje nadwyżkowe są zawsze mniejsze niż 100%, spadając nawet do poziomu 95.5% dla $\alpha = 0,1$.

4. Optymalizacja zarządzania bilansem emisji na poziomie kraju

W powyższej sytuacji kraj uczestniczący w rozliczeniach gazów cieplarnianych ma do wyboru dodatkowy wariant postępowania, i to nawet jeżeli ograniczymy się tylko do obszaru związanego z handlem emisjami. Mianowicie, oprócz redukcowania bilansu emisji może także zmniejszać niepewność jej szacowania. Z braku miejsca, poniżej ograniczymy się tylko do niepewności przedziałowej.

Sformułujemy odpowiednie zadanie optymalizacji. Dla uproszczenia opuszczymy w zapisie $x(T)$ argument, a w zapisie Δ_{0i} wskaźniki. Oznaczymy przez $K_0 = \bar{x}(1-\delta)$ ocenę celu emisyjnego. Przez $f(x)$ oznaczymy koszty redukcji emisji, a przez $g(\Delta)$ koszty zmniejszania niepewności oszacowania. Zakładamy, że obie funkcje są ciągłe, wypukłe i malejące oraz że zerują się w punktach x_B i Δ_B , które odpowiadają poziomowi emisji i niepewności, jakie ustaliłyby się bez podejmowania jakichkolwiek działań (nakładów) na ich zmniejszenie. Niech p będzie ustaloną ceną jednostki emisji na rynku.

Optymalizując koszty kraj musi minimalizować następujący wskaźnik

$$Z(x, \Delta) = p\{x - K_0 + (1-2\alpha)\Delta\} + f(x) + g(\Delta) \quad (14)$$

przy ograniczeniach

$$\begin{aligned} x &\leq x_B, & x &\geq 0 \\ \Delta &\leq \Delta_B, & \Delta &\geq 0 \end{aligned}$$

Drugie z ograniczeń na każdą ze zmiennych ma charakter formalny, gdyż sprowadzenie bilansu emisji do zera, a jeszcze bardziej niepewności, jest raczej niemożliwe. Z tego względu warunki dla tych punktów nie będą dalej rozpatrywane. Ograniczenie $x \leq x_B$ nie wynika ze zobowiązań protokołu z Kioto, a jedynie z postaci minimalizowanej funkcji. Dla $x \geq x_B$ funkcja kosztów redukcji emisji $f(x)$ jest równa zero i jedynym składnikiem funkcji celu pozostaje iloczyn $p(x-K_0)$. Jest to funkcja liniowa, rosnąca ($p > 0$) więc najmniejsza jej wartość odpowiada emisji równej x_B . Nie ma potrzeby szukać rozwiązania optymalnego dla emisji większej niż x_B . Podobnie jest z ograniczeniem $\Delta \leq \Delta_B$.

Do rozwiązania powyższego zadania użyjemy warunków Karusha-Kuhna-Tuckera. Przy przyjętych założeniach są one warunkami koniecznymi i wystarczającymi. Funkcjonał Lagrange'a ma postać

$$L(x, \Delta, \lambda_1, \lambda_2) = f(x) + p[x - K_0 + \Delta(1-2\alpha)] + g(\Delta) + \lambda_1(x - x_B) + \lambda_2(\Delta - \Delta_B)$$

gdzie: λ_1, λ_2 – mnożniki dotyczące odpowiednio pierwszego i drugiego ograniczenia. Przy założeniu $x > 0, \Delta > 0$ warunki Karusha-Kuhna-Tuckera na istnienie rozwiązania są następujące

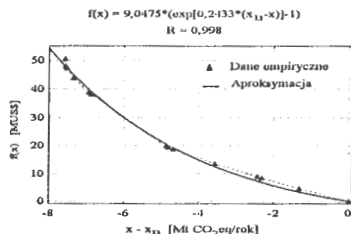
$$\begin{aligned} \frac{df}{dx} + p + \lambda_1 &= 0 & p(1-2\alpha) + \frac{dg}{d\Delta} + \lambda_2 &= 0 \\ x - x_B &\leq 0 & \Delta - \Delta_B &\leq 0 \\ (x - x_B)\lambda_1 &= 0 & (\Delta - \Delta_B)\lambda_2 &= 0 \\ x &\geq 0 & \Delta &\geq 0 \\ \lambda_1 &\geq 0 & \lambda_2 &\geq 0 \end{aligned} \quad (15)$$

Przy przyjętych założeniach rozwiązanie przedstawionego układu wymaga rozpatrzenia 4 przypadków. Dla $x \in (0; x_B)$ oraz $\Delta \in (0; \Delta_B)$ obie zmienne wyznaczymy z warunków odpowiednio $\frac{df}{dx} = -p$ oraz $\frac{dg}{d\Delta} = -p(1-2\alpha)$. Przy cenie p spełniającej warunki

$p \leq -\frac{df}{dx}$ oraz $p \leq -\frac{dg}{d\Delta} \cdot \frac{1}{1-2\alpha}$ optymalne rozwiązanie zachodzi dla $x^* = x_B$ oraz

$\Delta^* = \Delta_B$. Pozostałe dwie możliwości to odpowiednie kombinacje warunków z pierwszego i drugiego przypadku.

Rozwiązanie numeryczne powyższego zadania wymaga znajomości funkcji $f(x)$ i $g(\Delta)$. Funkcję $f(x)$ uzyskano na podstawie danych z pracy [4], w której przedstawiono funkcje krańcowych kosztów redukcji emisji dla wybranych krajów Europy Środkowo-Wschodniej, m.in. Polski. Kształt tej funkcji został określony na podstawie oszacowanych planowanych kosztów wspólnych działań (*joint implementation*). Na przykład dla Polski scharakteryzowano 13 tego rodzaju projektów, które w sumie spowodują redukcję emisji o 7,7 Mt CO₂eq. Na potrzeby niniejszej pracy, na podstawie znajomości funkcji kosztów krańcowych wyznaczono funkcję kosztów całkowitych, a następnie aproksymowano ją funkcją wykładniczą, która przy braku redukcji emisji przyjmuje wartość 0. Rys. 4 przedstawia przykładowo tak otrzymaną funkcję $f(x)$ dla Polski.



Rys. 4. Aproksymacja funkcji kosztów redukcji emisji dla Polski na podstawie danych z pracy [4].

Emisja CO₂ w roku bazowym dla Polski 1988 wynosiła 433 Mt CO₂eq. Zatem znajomość kształtu funkcji redukcji emisji jest ograniczona do odcinka stanowiącego około 2% całości emisji w roku bazowym i jedynie na tym odcinku dokonujemy optymalizacji.

Jako limit emisji K_p przyjęto wielkość 433 Mt CO₂eq pomniejszone o wyznaczony przez protokół poziom redukcji (w przypadku Polski 6%). Wielkość emisji x_B charakteryzuje „umiejscowienie” aproksymowanego fragmentu krzywej kosztów redukcji emisji na osi emisji x . Na prawo od punktu x_B kraj nie ponosi żadnych kosztów redukcji emisji. Dla Polski oszacowano, że kraj będzie ino! wystawić na sprzedaż 118 Mt CO₂eq nie ponosząc dodatkowych kosztów [4]. Na podstawie tej samej publikacji [4] przyjęto cenę pozwolenń $p = 7$ US\$/tCO₂eq jako najbardziej prawdopodobną w okresie, którego dotyczą szacowane wartości funkcji $f(x)$.

Wobec braku danych empirycznych o kształcie funkcji kosztów redukcji błędu można jedynie określić inodelową postać funkcji przez narzucenie określonych warunków. Zakładamy, że dla błędu pomiaru Δ malejącego do zera wartość funkcji kosztów $g(\Delta)$ dąży do nieskończoności, natomiast dla maksymalnej wartości błędu Δ_B funkcja $g(\Delta)$ przyjmuje wartość zero. Przyjmijmy zatem przykładową postać funkcji

$$g(\Delta) = C \left[\left(\frac{\Delta_B}{\Delta} \right)^D - 1 \right] \quad (16)$$

o parametrach C i D . Obie zmienne x i Δ są mierzone w tych samych jednostkach.

Tablica 6. Porównanie rozwiązań optymalnych dla Polski, Ukrainy oraz Rosji (K_0 – limit emisji; x_B – najmniejsza emisja, dla której $f(x) = 0$; $f(x)$ – funkcja kosztów redukcji emisji; x^* – emisja optymalna; E – emisja, która może być przeznaczona na sprzedaż).

kraj	K_0 [Mt-CO ₂ eq]	x_B [MtCO ₂ eq]	$f(x)$ [MUS\$]	x^* [MtCO ₂ eq]	$E=K_0-x^*$ [MtCO ₂ eq]
Polska	407,0	289,0	$9,0475*(\exp[0,2433*(289-x)]-1)$	284,3	122,7
Ukraina	801,9	459,9	$0,3649*(\exp[0,6253*(459,9-x)]-1)$	454,4	347,5
Rosja	2372,0	1472,0	$28,7438*(\exp[0,0634*(1472-x)]-1)$	1451,0	921,0

Prezentację wyników zaczniemy od rozwiązania, w którym nie uwzględniamy ani obniżenia celu emisyjnego ($\alpha=0,5$), ani kosztów redukcji niepewności ($g(\Delta)=0$). Wyniki te przedstawiono w tabl. 6 dla trzech krajów: Polski, Ukrainy i Rosji. Wszystkie trzy kraje są potencjalnymi dostawcami pozwoleń na emisję na rynek (we wszystkich zachodzi $x_B < K_0$). Szersze wyniki obliczeń można znaleźć w pracy [7].

Ukraina dysponuje w przybliżeniu trzy razy większą liczbą jednostek nadmiarowej redukcji emisji niż Polska, Rosja z kolei trzy razy większą niż Ukraina. Przy cenie jednostki pozwolenia $p = 7$ US\$/CO₂eq Polsce opłaca się podjąć dodatkowe działania, które zredukują emisję o 4,7 Mt CO₂eq poniżej emisji wyznaczonej przez x_B , Ukrainie będzie opłacać się zredukować emisję o dodatkowe 5,5 Mt CO₂eq poniżej emisji x_B , a Rosji o dodatkowe 21 Mt CO₂eq. Potencjalne wielkości sprzedaży $E = K_0 - x^*$ po uzyskaniu optymalnej emisji x^* przedstawiono w ostatniej kolumnie tabl. 6.

Jeżeli uwzględnimy obniżenie celu emisyjnego ($0 \leq \alpha < 0,5$), to rozwiązanie optymalne x^* nie zmieni się w stosunku do poprzedniego rozwiązania, natomiast zmianie ulegnie wielkość emisji przeznaczanej na sprzedaż oraz poziom zysku. Tabl. 7 zawiera porównanie tych wielkości przy różnych wartościach parametru α . Dla Polski przyjęto względny błąd pomiaru równy 6% [1], dla Ukrainy 20%⁴ [11], a dla Rosji 17% [7]. Uwzględnienie niedokładności pomiaru drastycznie obniża zyski. W przypadku Polski zyski spadną w stosunku do poprzedniego rozwiązania o 8% dla $\alpha = 0,3$, o 17% dla $\alpha = 0,1$, aż do 21% dla $\alpha = 0$. Dla Ukrainy wynosi to odpowiednio: 19%, 37% oraz 46%, a dla Rosji: 17%, 35% oraz 44%.

Przy uwzględnieniu wszystkich elementów funkcji $z(x, \Delta)$, ze względu na rozłączność funkcji $f(x)$ i $g(\Delta)$ rozwiązania optymalne względem x i Δ są od siebie niezależne. Optymalizacja względem Δ pozwala więc uzyskać dodatkowe oszczędności spowodowane zmniejszeniem niedokładności. Obliczenia z uwzględnieniem $g(\Delta)$ przeprowadzono tylko dla Polski.

Tablica 7. Porównanie wielkości emisji przeznaczanej na sprzedaż E [Mt CO₂eq] oraz zysku $z(x^*, \Delta)$ [MUS\$] dla Polski, Ukrainy i Rosji przy różnej wielkości α (Δ – ustalony błąd pomiaru [Mt CO₂eq]; $f(x^*)$ – nakłady [MUS\$]).

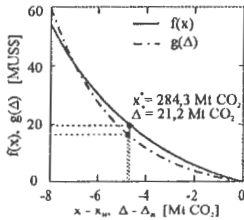
Kraj	Δ	$f(x^*)$	$\alpha = 0,3$		$\alpha = 0,1$		$\alpha = 0$	
			E	$z(x^*, \Delta)$	E	$z(x^*, \Delta)$	E	$z(x^*, \Delta)$
Polska	25,98	19,7	112,4	-766	101,9	-694	96,8	-658
Ukraina	160,38	10,8	283,3	-1 972	219,2	-1 523	187,1	-1 299
Rosja	403,24	81,7	759,7	-5 238	598,4	-4 109	517,8	-3 544

W obliczeniach wartości parametrów C oraz D w funkcji $g(\Delta)$ dobrano arbitralnie, tak aby koszt redukcji błędu był w pierwszym przypadku mniejszy ($g(\Delta) < f(x)$), a na-

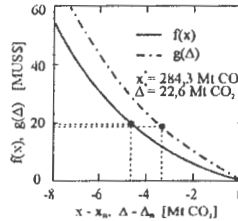
⁴ Wielkość ta pochodzi z pracy [11] udostępnionej przez M. Gustiego. Są to szacunki dotyczące błędu pomiaru emisji związanego z szacowaniem składu paliw kopalnych.

stępnie większy ($g(\Delta) > f(x)$) od kosztu redukcji emisji. Przyjęto także pełne uwzględnienie błędu ($\alpha = 0$). Maksymalna wartość błędu dla Polski wynosi $\Delta_B = 25,98$ Mt CO₂eq.

W pierwszym przypadku przyjęto wartości parametrów $C = 5$ MUS\$, $D = 7$ (rys. 5). Rozwiązanie optymalne, dla $\Delta^* = 21,2$ Mt CO₂eq, wynosi $-675,3$ MUS\$, a ilość wystawianych na sprzedaż jednostek redukcji emisji $E = 101,6$ Mt CO₂eq. W porównaniu z sytuacją, w której nie uwzględniono możliwości redukcji błędu z, jest to o 4,8 Mt CO₂eq więcej, co daje zysk większy o 17,3 MUS\$ (por. tabl. 7).



Rys. 5. Porównanie funkcji f oraz g przy parametrach $C = 5$ MUS\$, $D = 7$ ($x_B = 289$ Mt CO₂eq, $\Delta_B = 25,98$ Mt CO₂eq).



Rys. 6. Porównanie funkcji f oraz g przy parametrach $C = 35$ MUS\$, $D = 3$ ($x_B = 289$ Mt CO₂eq, $\Delta_B = 25,98$ Mt CO₂eq).

W drugim przypadku przyjęto wartości parametrów $C = 35$ MUS\$, $D = 3$ (rys. 6). Rozwiązanie optymalne, dla $\Delta^* = 22,6$ Mt CO₂eq, wynosi $-663,1$ MUS\$, co oznacza wystawienie na sprzedaż 100,1 Mt CO₂eq. Mimo iż koszty redukcji błędu generalnie są wyższe od kosztów redukcji emisji jest ona nadal opłacalna. Pozwala to na sprzedaż o 3,3 Mt CO₂eq więcej niż w przypadku braku redukcji błędu pomiaru (dodatkowy zysk 5,1 MUS\$) (por. tabl. 7).

5. Uwagi końcowe

W pracy dyskutuje się problem weryfikacji zobowiązań protokołu z Kioto. Obecny stan wiedzy utwierdza nas w przekonaniu, że weryfikacja zobowiązań protokołu bez uwzględnienia niepewności raportowanych emisji jest niemożliwa.

Główna idea zaproponowanego w pracy rozwiązania polega na zmianie wskaźnika redukcji przez dołączenie do niego niepewności. Określone proporcje są ustalane przez przyjęcie ryzyka niewywiązania się ze zobowiązań.

Rozważa się trzy podstawowe metody modelowania niepewności: przedziałową, rozmytą i stochastyczną. Model przedziałowy jest prostszy rachunkowo. Przypadek stochastyczny operuje nieco bardziej skomplikowanym aparatem, jednak prowadzi do znacznie mniejszych przesunięć pierwotnego celu redukcyjnego. Model rozmyty łączy prostotę ze zmniejszeniem przesunięcia, jest jednak mało uzasadniony od strony źródeł powstawania niepewności.

Akceptacja zaproponowanej w pracy idei weryfikacji wymaga zmiany zasad handlu emisjami. W procesie ustalania ceny kupujący powinien odpowiednio połączyć redukcję emisji z niepewnością jej raportowania, jako że oba te czynniki są istotne dla ostatecznej weryfikacji zobowiązań protokołu z Kioto. Praca przedstawia propozycję rozwiązania tego problemu. W szczególności, proponuje się konstrukcję skorygowanej przez niepewność wartości efektywnej redukcji nadwyżkowej, jako podstawy do negocjowania ceny.

Modele przedziałowy i rozmyty prowadzą w takim przypadku do liniowych zależności, a modele stochastyczne do nieliniowości zależnych od czynników charakterystycznych dla obu handlujących podmiotów.

Przedstawiono także przykład optymalizacji polityki emisyjnej przy uwzględnieniu niepewności na przykładzie trzech krajów: Polski, Ukrainy i Rosji. Bez uwzględnienia błędu pomiaru, przy cenie 7 US\$/t CO₂eq Rosja mogłaby zaferować 921 Mt CO₂eq, Ukraina trzykrotnie mniej, a Polska dziesięciokrotnie mniej. Wprowadzenie niedokładności pomiaru do modelu handlu pozwoleniami, bez możliwości redukcji tego błędu, powoduje znaczne obniżenie wielkości oferowanych do sprzedaży. Uwzględnienie błędu pomiaru jako zmiennej decyzyjnej pozwala na zmniejszenie strat wynikłych z uwzględnienia błędu pomiaru w modelu. Redukcja błędu może być opłacalna nawet wówczas, gdy koszty tej redukcji są wyższe od kosztów redukcji emisji.

Bibliografia

1. Amstel, A.R. van, J.G.J. Olivier and P.G. Ruysenaars (eds.), 2000: *Monitoring of Greenhouse Gases in the Netherlands: Uncertainties and Priorities for Improvement*. Report 773201 003. National Institute of Public Health and the Environment, Bilthoven, The Netherlands.
2. Charles, D., B.M.R. Jones, A.G. Salway, H.S. Eggleston and R. Milne, 1998: *Treatment of Uncertainties for National Estimates of Greenhouse Gas Emissions*. Report AEAT-2688-1. AEA Technology, Cullham, UK, <http://www.aeat.co.uk/netcen/airqual/naci/ipcc/uncertainty>.
3. FCCC, 1998: *Report of the Conference of the Parties on Its Third Session, Held at Kyoto From 1 to 11 December 1997. Addendum*. Document FCCC/CP/1997/7/Add.1. UN Framework Convention on Climate Change (FCCC), <http://unfccc.int/index.html>.
4. FCCC, 2001: *Implementation of the Buenos Aires Plan of Action: Adoption of the Decisions Giving Effect to the Bonn Agreements. Draft Decisions Forwarded for Elaboration, Completion and Adoption. National Systems, Adjustments and Guidelines Under Articles 5, 7 and 8 of the Kyoto Protocol*. Document FCCC/CP/2001/L.18. UN Framework Convention on Climate Change (FCCC), <http://www.unfccc.de>.
5. Gawin, R., 2002: *Level and Trend Uncertainties of Kyoto Relevant Greenhouse Gases in Poland*. Interim Report IR-02-045. IIASA, Laxenburg, Austria, <http://www.iiasa.ac.at>.
6. Godal O., 2000: *Simulating the Carbon Permit Market with Imperfect Observations of Emissions: Approaching Equilibrium through Sequential Bilateral Trade*. Interim Report IR-00-060. IIASA, Laxenburg, Austria, <http://www.iiasa.ac.at>.
7. Horabik J., Nahorski Z., 2003: Optymalizacja emisji gazów cieplarnianych kraju w kontekście Protokołu z Kioto. Zgłoszone na IX konferencję KSW'2003 *Zastosowanie technik informacyjnych w gospodarce i zarządzanie wiedzą*.
8. IPCC, 1998: *Managing Uncertainty in National Greenhouse Gas Inventories*. IPCC/OECD/IEA Progr. on National Greenhouse Gas Inventories, 13–15 October 1998, Paris, France, <http://www.ipcc-nggip.iges.or.jp/public/intdocs/pdffiles/paris1.pdf>.
9. IPCC, 2000: *Good Practice Guidance and Uncertainty Management in National Greenhouse Gas Inventories*. J. Penman, D. Kruger, I. Galbally, T. Hiraiishi, B. Nyenzi, S. Emmanuel, L. Buendia, R. Hoppaus, T. Martinsen, J. Meijer, K. Miwa and K. Tanabe (eds.), Intergovernmental Panel on Climate Change, National Gas Inventories Program, Technical Support Unit, Institute for Global Environmental Strategies, Hayama, Kanagawa, Japan.
10. IPCC, 2000: *Land Use, Land-Use Change, and Forestry*. Special Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC). R.T. Watson, I.R. Noble, B. Bolin, N.H. Ravindranath, D.J. Verardo and D.J. Dokken (eds.), Cambridge University Press, Cambridge, UK.
11. Jonas, M., S. Nilsson, M. Obersteiner, M. Gluck and Y. Ermoliev, 1999: *Verification Times Underlying the Kyoto Protocol: Global Benchmark Calculations*. Interim Report IR-99-062. IIASA, Laxenburg, Austria, <http://www.iiasa.ac.at>.
12. Jonas, M. and S. Nilsson, 2001: *The Austrian Carbon Database (ACDb) Study – Overview*. Interim Report IR-01-064. IIASA, Laxenburg, Austria, <http://www.iiasa.ac.at>.

13. Klaassen G., Percl O., 2002: *Carbon trading: models, markets, modest supply*, Paper prepared for the CATEP Workshop "Global Trading".
14. Marland, G., R. J. Andres, T. A. Boden, C. A. Johnston, and A. L. Brenkert, 1999: *Global, Regional, and National CO2 Emission Estimates from Fossil Fuel Burning, Cement Production, and Gas Flaring: 1751-1996 (revised March 1999)*. Carbon Dioxide Information Analysis Center, http://cdiac.esd.onl.gov/trends/emis/cm_cont.htm
15. Montgomery D., 1972: Markets in Licenses and Efficient Pollution Control Programs, *Journal of Economic Theory* 5, 395-418.
16. Nilsson, S., A. Shvidenko, V. Stolbovoi, M. Gluck, M. Jonas and M. Obersteiner, 2000: *Full Carbon Account for Russia*. Interim Report IR-00-021. IIASA, Laxenburg, Austria, <http://www.iiasa.ac.at>. Also featured in: *New Scientist*, 2253, 26 August 2000, 18-19.
17. Nilsson, S., M. Jonas, M. Obersteiner and D. Victor (2001) Verification: The Gorilla in the Struggle to Slow Global Warming. *The Forestry Chronicle*, 77, 475-478.
18. Nilsson, S., M. Jonas and M. Obersteiner (2002). COP 6: A Healing Shock. *Climatic Change*, 52: 25-28.
19. Obersteiner M., Ernoiev Y., Gluck M., Jonas M., Nilsson S., Shvidenko A., 2000a: *Avoiding a Lemons Market by Including Uncertainty in the Kyoto Protocol: Same Mechanism - Improved Rules*, Interim Report, IR-00-043, International Institute for Applied Systems Analysis, Laxenburg, Austria.
20. Rypdal, K. And L.-C. Zhang (2000) *Uncertainties in the Norwegian Greenhouse Gas Emission Inventory*. Report 2000/13. Statistics Norway, Oslo, Norway.
21. Winiwarter, W. and K. Rypdal (2001) Assessing the Uncertainty Associated with National Greenhouse Gas Emission Inventories: A Case Study for Austria. *Atmospheric Environment*, 35, 5425-5440.

