

mgr Anna Moenke
Kolegium Analiz Ekonomicznych
Szkoła Główna Handlowa w Warszawie

Autoreferat rozprawy doktorskiej

Determinanty cen gazu. Analiza ilościowa

napisanej pod kierunkiem prof. dr hab. Aleksandra Welfe, czł. koresp. PAN

1. Przedmiot, cel i zakres pracy

Przedmiotem rozprawy doktorskiej jest analiza czynników determinujących kształtowanie się ceny gazu ziemnego przy wykorzystaniu modelu CVAR, ze szczególnym uwzględnieniem zmian jakie zaszły na europejskim rynku gazu w ciągu ostatnich lat.

Gaz ziemny jest paliwem kopalnym wydobywanym w XIX w. jako produkt uboczny ekstrakcji ropy naftowej, a od XX w. pozyskiwanym także z tzw. złóż samodzielnych. Do lat sześćdziesiątych gaz po przetworzeniu i oczyszczeniu był transportowany do odbiorców finalnych za pośrednictwem gazociągów. Z powodu ograniczeń związanych z jego przesyłem, w przeciwieństwie do ropy naftowej, nie istnieje globalny rynek gazu ziemnego. Wykształciły się podryniki: europejski, amerykański i azjatycki, na których dominują różne mechanizmy kształtowania się cen. Od końca XX w. w Stanach Zjednoczonych Ameryki niemalże całą ilość gazu sprzedawano na rynku spot. W Europie większość kontraktów miała postać zobowiązań długoterminowych z ceną indeksowaną do cen ropy naftowej lub produktów ropopochodnych. W Azji gaz kupowano przede wszystkim po cenie spot, choć cena surowca transportowanego do odbiorców finalnych rurociągami indeksowana była do ceny ropy naftowej. Prowadzone dotychczas badania rynków surowcowych skupiały się przede wszystkim na rynku ropy naftowej i węgla. W przypadku rynku gazu analizowano oddzielne podryniki powiązane istniejącą infrastrukturą techniczną, a determinanty cen gazu badane były w przypadku rynku amerykańskiego (por. Ramberg, Parsons 2012) i wybranych podrynków w Azji i Europie (por. Nick, Thoenes, 2013; Guerra, Shen, Zhao, 2012; Brown i Yucel, 2008).

W wyniku udoskonalenia techniki skraplania gazu i wzrostu cen surowca zwiększającego opłacalność transportu drogą morską, od roku 2000 udział sprzedaży LNG w globalnym obrocie gazem rośnie. Na początku XXI w. w Stanach Zjednoczonych Ameryki zaszła także tzw. „rewolucja łupkowa” pozwalająca na wydobywanie gazu niekonwencjonalnego ze złóż

uznanych dotychczas z niedostępne. Z kolei na rynku europejskim od końca lat dziewięćdziesiątych XX w. zachodziły zmiany prawne służące liberalizacji i harmonizacji rynków państw członkowskich UE. Rozdzielono segment wydobywczy, przesyłowy i dystrybucyjny oraz przyjęto obligatoryjną zasadę dostępu stron trzecich do infrastruktury przesyłowej i magazynowej. Dzięki funkcjonowaniu giełd gazu wzrosła liczba zakupów na zasadach spot a także kontraktów futures, forward oraz opcji na zakup i sprzedaż gazu.

Zmiany technologiczne i prawne zachodzące na rynkach gazu uzasadniają przeprowadzenie analizy czynników determinujących cenę gazu w Europie. Brak jednolitego rynku europejskiego i niepełne wykształcenie się rynku gazu w Polsce sprawiły, że początkowo uwagę skupiono na rynku niemieckim. Rynek ten zliberalizowano już w 2005 r. Działającą na nim giełdę gazu, huby gazowe, a istniejąca infrastruktura techniczna pozwala na swobodny przesył i magazynowanie gazu. Następnie, pomimo zachowywania przez spółki grupy kapitałowej PGNiG pozycji dominującej na polskim rynku gazu, badanie powtórzono dla przypadku rynku krajowego. Implementacja rozwiązań liberalizacyjnych w Polsce od 2010 r. doprowadziła bowiem do wzrostu liczby podmiotów posiadających koncesję na obrót gazem i spadku udziału PGNiG w sektorze detalicznym. Uzyskane wyniki pozwoliły wskazać podobieństwa i różnice między oboma rynkami.

2. Podstawowe hipotezy badawcze

W rozprawie zweryfikowano następujące hipotezy badawcze:

- 1) Cenę gazu determinuje popyt i podaż.

Popyt na gaz zależy od poziomu aktywności gospodarczej i ze względu na duży udział ciepłownictwa w zużyciu surowca podlega wahanom sezonowym. Podaż wynika z wydobycia własnego, importu i zmiany stanu zapasów gazu.

- 2) Na cenę gazu wpływa: stopa procentowa (por. Akram 2009; Frankel, 2014; Arora, Tanner, 2013), kurs walutowy (por. Bencivenga, D'Ecclesia, Triulzi, 2012; Fratzscher, Schneider, Robays, 2014) i poziom indeksu giełdowego (por. Nick, Thoenes, 2013).

Rosnący od roku 2000 udział sprzedaży gazu na giełdzie i obrót kontraktami na zakup gazu na rynkach finansowych sprawia, że surowce energetyczne można traktować jak instrumenty finansowe. Kontrakty futures i forward mogą być wykorzystywane przez inwestorów dla dywersyfikacji portfolio posiadanych aktywów, co sprawia że na cenę gazu wpływać mogą poziomy indeksów giełdowych i stóp procentowych.

Gaz sprzedawany jest w dolarach amerykańskich. Jego aprecjacja powoduje, że surowiec wyrażony w innych walutach drożeje, co prowadzi do spadku popytu. W związku z ograniczoną możliwością dostosowania się podaży cena gazu spada.

3) Cena gazu zależy od cen ropy naftowej i węgla energetycznego.

Jednym ze sposobów ustalania ceny gazu jest uzależnienie jej poziomu od cen ropy naftowej za pomocą tzw. „formuły cenowej”. Wzrost ceny ropy naftowej prowadzi do wzrostu ceny gazu. W przypadku niektórych odbiorców finalnych może zachodzić ograniczona substytucja między surowcami energetycznymi w zależności od poziomu ich cen. Możliwość zastępowania gazu ziemnego innymi surowcami energetycznymi – ropą naftową i węglem energetycznym uzasadnia łączne badanie tych rynków. Potwierdzono istnienie zależności długookresowych między cenami ropy naftowej i gazu ziemnego zarówno w USA (por. Villar, Joutz, 2006; Erdos, 2012), jak i na rynku brytyjskim i niemieckim (por. Asche, Oglend, Osmundsen, 2012; Papież, Śmiech, 2015). Badania długookresowej relacji cen gazu, ropy naftowej i węgla na rynku amerykańskim dowiodły skointegrowania tych zmiennych (por. Pindyck, 1999; Bachmeier, Griffin, 2006).

3. Metody badania

Niestacjonarność zmiennych wykorzystanych w badaniu uzasadnia wykorzystanie do weryfikacji stawianych hipotez dwustopniowej metody Engle’a-Grangera oraz modeli CVAR.

Dla wszystkich zmiennych testowano hipotezę dotyczącą niestacjonarności przy pomocy testów ADF i KPSS. Wykorzystano trzy postacie regresji testowych testu ADF (por. Dickey, Fuller, 1981):

$$\Delta y_t = (\alpha_1 - 1)y_{t-1} + \sum_{s=1}^S \gamma_s \Delta y_{t-s} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)y_{t-1} + \sum_{s=1}^S \gamma_s \Delta y_{t-s} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{s=1}^S \gamma_s \Delta y_{t-s} + \varepsilon_t$$

gdzie: $\varepsilon_t \sim IID$.

Optymalną długość opóźnienia wybrano na podstawie kryterium informacyjnego Akaike, a analizę wyników rozpoczęto od najbardziej ogólnego wariantu regresji i w przypadku braku podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej stopniowo upraszczano jej postać (por. Welfe, 2009).

W przypadku testu ADF prawdopodobieństwo popełnienia błędu I-rodzaju dla zmiennej $I(2)$ jest większe od nominalnego poziomu istotności (por. Caner, Killian, 2001). W konsekwencji test ma małą moc gdy pierwiastek jest „prawie jednostkowy” (por. DeJong, 1989) i wyniki testów prowadzą do przyjęcia konkluzji o braku podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej częściej niż wówczas gdyby hipoteza zerowa zakładała stacjonarność procesu (por. Nelson, Plosser, 1982). Dlatego równolegle zastosowano test KPSS (por. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin, 1992), w którym w pierwszym kroku procedury hipoteza zerowa zakłada stacjonarność zmiennej, a alternatywna - jej zintegrowanie w stopniu $I(1)$.

Dla zmiennych, w przypadku których wyniki testów ADF i KPSS nie pozwoliły jednoznacznie ocenić stopnia ich zintegrowania dodatkowo zastosowano testy PP (por. Philips, Perron, 1988) oraz ERS (por. Elliot, Rothenberg, Stock, 1996).

Analiza zależności między zmiennymi wpływającymi na cenę gazu dotyczyła równowagi długookresowej, do której zbieżny jest system gdy szoki krótkookresowe ustaną (por. Welfe, 2009). Uważa się, że zmienne niestacjonarne są powiązane trwałymi związkami przyczynowo-skutkowymi jeśli są skointegrowane.

W pierwszym kroku dwustopniowej procedury Engle’a-Grangera estymowano parametry relacji długookresowej. Stacjonarność reszt testowano przy pomocy testu ADF, a otrzymaną wartość statystyki porównano z odpowiednimi wartościami krytycznymi stabilizowanymi przez MacKinnona (por. MacKinnon, 2010). W drugim kroku procedury - dla obliczenia parametrów relacji krótkookresowej - estymowano parametry modeli ECM.

Dwustopniowa metoda Engle-Grangera pozwala otrzymać jeden wektor kointegrujący, dlatego w dalszym etapie zastosowano podejście wielowymiarowe polegające na łącznej estymacji parametrów wektorowego modelu korekty błędem. Estymowano parametry modelu VAR, a dla wyboru optymalnego rzędu opóźnienia wykorzystano kryteria informacyjne: Akaike (AIC), Schwarz (SC), Hannan’a-Quinn’a (HQ), kryterium oparte na błędzie prognozy (FPE) i teście ilorazu wiarygodności (LR). Uwzględniono przy tym fakt, że kryterium AIC przeszacowuje długość opóźnienia, a wskazania kryteriów SC i HQ są zgodne nie tylko w przypadku zmiennych stacjonarnych, ale także dla zmiennych $I(1)$ (por. Paulsen, 1984). Rząd opóźnień modelu powinien być wystarczający aby składniki losowe pochodziły z niezależnych, takich samych rozkładów. Analizowano wyniki testów autokorelacji - LM i Portmanteau oraz normalność reszt - wykorzystano test Jarque-Bera dla pojedynczych równań i Doornika-Hansena dla całego systemu. Stwierdzono, że brak autokorelacji jest

znacznie bardziej istotny od homoskedastyczności oraz że zbyt mały rząd opóźnienia w modelu VAR nie gwarantuje odpowiedniego rozkładu składników losowych, a zbyt duży – powoduje utratę mocy.

Dokonując przekształceń modelu VAR, polegających na odjęciu od obu stron składnika Y_{t-1} a następnie dodaniu i odjęciu kolejno składników $(\Pi_3 + \dots + \Pi_s)Y_{t-2}$, $(\Pi_4 + \dots + \Pi_s)Y_{t-3}$, ..., $\Pi_s Y_{t-s+1}$ można go zapisać w postaci skointegrowanego wektorowego modelu autoregresyjnego - CVAR (ang. *cointegrated VAR*):

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{s=1}^{s-1} \Gamma_s \Delta Y_{t-s} + \Psi X_t + \Xi_t,$$

gdzie: Y_t - macierz zmiennych endogenicznych, X_t - macierz zmiennych egzogenicznych (wyraz wolny, trend, zmienne zero-jedynkowe), Π, Γ_s, Ψ - macierze parametrów modelu, Ξ_t - macierz składników losowych.

Rząd macierzy $\Pi = AB^T$ równy jest liczbie wektorów kointegrujących występujących w systemie M zmiennych. Jeśli $r(\Pi) = R$, gdzie $R \in \langle 0, M \rangle$ to proces stochastyczny można przedstawić w przestrzeni M -wymiarowej jako R bazowych stacjonarnych kombinacji liniowych, oraz $M-R$ bazowych wspólnych trendów stochastycznych. Kolumny macierzy B zawierają parametry kolejnych wektorów kointegrujących, a w kolumnach macierzy A znajdują się wagi, jakie należy przypisać wektorom kointegrującym.

Do estymacji parametrów modelu wykorzystano procedurę Johansena (por. Johansen, 1988), która polega na budowie skoncentrowanych funkcji wiarygodności i stopniowym upraszczaniu funkcji wyjściowej. Do testowania rzędu kointegracji $R, R \in \langle 0, M \rangle$ zastosowano test śladu i test największej wartości własnej. Przyjęte w pracy założenie że nie wystąpiły zmiany strukturalne jest równoważne stwierdzeniu, że jedyną składową deterministyczną jest w tym przypadku wyraz wolny ograniczony do przestrzeni kointegrującej. Proces generujący dane ma wówczas postać: $v_t = y_t + h_1$ (por. Welfe, 2009), a sam model można zapisać:

$$\Delta \tilde{v}_t = A \tilde{B}^T \tilde{v}_{t-1} + \sum_{s=1}^3 \Gamma_s \Delta v_{t-s} + \xi_t$$

gdzie: $\tilde{v}_{t-1} = \begin{bmatrix} v_{t-1} \\ 1 \end{bmatrix}$, $\tilde{B}^T = \begin{bmatrix} B^T & g_1 \end{bmatrix}$, $g_1 = -B^T h_1$.

Po przeprowadzeniu testowania rzędu kointegracji, dokonano marginalizacji modelu. W celu ustalenia zbioru zmiennych słabo egzogenicznych testowano restrykcje wyłączające nałożone na parametry macierzy A w wierszu odpowiadającym badanej zmiennej, co oznacza, że żadna z relacji kointegrujących nie wpływa na równanie odpowiadające analizowanej zmiennej tzn. nie pełni ważnej roli w wyjaśnieniu jej wariancji. Statystyka testowa LR ma postać (por. Lutkepohl, 2007):

$$LR_H = T \sum_{i=1}^r [\log(1 - \lambda_i^H) - \log(1 - \lambda_i)]$$

gdzie: λ_i i λ_i^H - rozwiązania: $|\lambda \mathbf{S}_{11} - \mathbf{S}_{01}^T \mathbf{S}_{00}^{-1} \mathbf{S}_{01}| = 0$, dla modelu odpowiednio bez i z restrykcjami.

Wartości krytyczne testu wymiaru przestrzeni kointegrującej zależą od liczby zmiennych słabo egzogenicznych, dlatego po włączeniu każdej ze zmiennych do zbioru zmiennych słabo egzogenicznych ponownie ustalono liczbę bazowych wektorów kointegrujących.

Metoda Johansena pozwala zdekomponować macierz Π i znaleźć bazowe wektory kointegrujące, które nie mają interpretacji ekonomicznej. Uzyskanie ekonomicznie interpretowalnych rezultatów wymaga nałożenia na parametry macierzy B restrykcji normalizujących oraz wyłączających opartych na teorii ekonomicznej, których zbiór był testowany przy pomocy testu ilorazu wiarygodności.

Na zakończenie zbadano własności reszt modelu CVAR.

4. Wybrane wyniki badań

Wykorzystane w badaniu dane miały postać szeregów czasowych o częstotliwości miesięcznej. Dane dotyczące rynku niemieckiego obejmowały lata 2005-2015 r., a rynku Polskiego okres od stycznia 2010 do listopada 2016. Dane dotyczące rynku niemieckiego i polskiego zaczerpnięte zostały odpowiednio z zasobów Federalnego Urzędu Statystycznego Niemiec, niemieckiego Federalnego Ministerstwa Gospodarki i Energetyki oraz z zasobów Głównego Urzędu Statystycznego. Dane dotyczące ropy naftowej i produkcji gazu w USA pochodzą z zasobów U.S. Energy Information Administration, a dane związane z rynkiem finansowym z baz danych OECD i Eurostatu. Zmienne poddano niezbędnym przekształceniom, a ich oznaczenia wynikają z anglojęzycznych nazw: p_gg_t i p_gp_t – cena gazu w Niemczech i Polsce, p_ow_t i p_owp_t – cena ropy naftowej Brent zdeflowana odpowiednio CPI Niemiec i Polski, p_cg_t i p_cpt_t – cena węgla w Niemczech i Polsce, ex_de_t

i ex_dz_t – kurs walutowy USD/EUR i USD/PLN, dax_t i wig_t – indeks giełdy niemieckiej - DAX i polskiej - WIG, $pr_g_usa_t$ – odsezonowana produkcja gazu w USA. Zgodnie z wynikami testów stacjonarności ADF, KPSS, PP i ERS wszystkie wykorzystane w badaniu zmienne są zintegrowane w stopniu pierwszym.

Badanie czynników determinujących cenę gazu w Niemczech przeprowadzone na podstawie dwustopniowej procedury Engle’a-Grangera dowiodło istnienia długookresowej relacji między ceną gazu, ceną ropy naftowej, ceną węgla energetycznego i kursem walutowym USD/EUR. Otrzymano następujące wyniki estymacji parametrów relacji długookresowej:

$$p_gg_t = 0,67 + 0,37 * p_ow_t + 0,55 * p_cg_t - 0,45 * ex_de_t + 0,16 * U1 + \\ + 0,27 * U2 - 0,19 * U3 - 0,10 * U4 \quad (1)$$

gdzie: zmienne $U1-U4$ - zmienne zero-jedynkowe pozwalające uwzględnić występowanie w próbie obserwacji nietypowych. Wprowadzenie zmiennej $U1$ przyjmującej wartość jeden w okresie maj 2006-luty 2007 i zero w pozostałych okresach wynika ze skutków wystąpienia na Ukrainie kryzysu gazowego. Zmienna $U2$ wynika ze spadku aktywności gospodarczej w Niemczech w okresie październik 2008 – luty 2009 spowodowanego kryzysem finansowym. Zmienna $U3$ przyjmująca wartość jeden w okresie czerwiec 2009 – czerwiec 2010 pozwala uwzględnić wzrost popytu na gaz w Niemczech, który wynikał z zakończenia kryzysu finansowego i wzrostu aktywności gospodarczej a także ze wzrostu zużycia gospodarstw domowych spowodowanego mroźną zimą w Europie. Dalszy wzrost aktywności gospodarczej w Niemczech w okresie wrzesień 2010 – kwiecień 2011 wpływający na wzrost popytu uzasadnia włączenie do równania zmiennej $U4$.

Wartość statystyki testowej testu ADF wyniosła -6,09 i jest mniejsza od wartości krytycznej (-3,79 dla poziomu istotności 5%, por. MacKinnon, 2010). Hipotezę zerową o zintegrowaniu reszt w stopniu pierwszym odrzucono na korzyść hipotezy alternatywnej zakładającej ich stacjonarność, co potwierdza istnienie relacji długookresowej między zmiennymi.

W celu obliczenia parametrów relacji krótkookresowej estymowano parametry modelu ECM (por. Engle, Granger, 1987). Za maksymalną długość opóźnienia przyjęto 6 okresów i stosując metodologię „od ogółu do szczegółu” weryfikowano istotność wpływu poszczególnych zmiennych. Optymalną długość opóźnienia wybrano na podstawie kryterium informacyjnego Akaike i otrzymano w efekcie:

$$\Delta p_gg_t = -0.25 v_{t-1} + 0.27 * \Delta p_gg_{t-1} + 0.28 * \Delta p_gg_{t-2} + 0.24 * \Delta p_gg_{t-3} + \\ (-5.85) \quad (3.67) \quad (3.70) \quad (3.15)$$

$$+0.09 * \Delta p_{ow_{t-1}} + 0,16 * \Delta p_{cg_t} - 0.14 * \Delta ex_{de_{t-1}} \quad (2)$$

(2.83) (2.41) (-1,60)

gdzie: v_{t-1} - reszty relacji długookresowej wyliczone w pierwszym kroku procedury i wykorzystane jako oszacowania odchyłeń od równowagi, liczby w nawiasach oznaczają wartości statystyk t-Studenta.

Otrzymane wyniki prowadzą do wniosku, że na cenę gazu w okresie t wpływ wywiera cena węgla z tego samego okresu. Jej wzrost prowadzi do wzrostu cen gazu. Pozostałe zmienne objaśniające wywierają wpływ na cenę gazu z opóźnieniem. Wzrost ceny ropy Brent powoduje wzrost ceny gazu po jednym okresie, co wytłumaczono stosowaniem w kontraktach na zakup gazu formuł cenowych uzależniających jego cenę od m.in. opóźnionych cen ropy naftowej lub produktów ropopochodnych. Ponadto na cenę surowca wpływa cena gazu z okresów poprzednich: $t-1$, $t-2$, $t-3$ oraz poziom kursu walutowego USD/EUR z okresu poprzedniego.

W przypadku estymacji parametrów relacji długookresowej dla rynku polskiego przy pomocy metody Engle'a-Grangera otrzymano następujące rezultaty:

$$p_{gp_t} = 7,12 + 0,03 * p_{owp_t} - 0,32 * p_{cpt} - 0,25 * ex_{dz_t} - 0,11 * U1 + \\ + 0,08 * U2 + 0,04 * U3 - 0,09 * U4 \quad (3)$$

gdzie: zmienna $U1$ przyjmuje wartość jeden w okresie styczeń-wrzesień 2011 i zero w pozostałych okresach, co pozwala uwzględnić wzrost popytu na gaz po kryzysie finansowym. Zmienna $U2$ przyjmuje wartość jeden w okresie sierpień 2011 – grudzień 2012 i odpowiada wahaniom cen gazu po wejściu w życie dyrektywy rynkowej III Pakietu Energetycznego w marcu 2011 r. Zmienna $U3$ przyjmuje wartość jeden w okresie luty-październik 2014 r. i odwzorowuje efekt spadku cen ropy naftowej wskutek „rewolucji łupkowej”, a zmienna $U4$ przyjmuje wartość jeden w okresie marzec-listopad 2016 i odpowiada wzrostowi obrotów na towarowej giełdzie energii.

Wartość statystyki ADF dla reszt modelu (3) wskazuje na istnienie długookresowej relacji między zmiennymi. Jednocześnie znak parametru stojący przy cenie węgla kamiennego jest ujemny. Rezultat przypisano temu, że dwustopniowa metoda Engle'a-Grangera nie jest optymalnym narzędziem dla analizy związków długookresowych między trzema i więcej zmiennymi. Z tego powodu odstąpiono od estymacji parametrów relacji krótkookresowej. Przeprowadzono natomiast wielowymiarową analizę zależności między zmiennymi mogącymi wpływać na cenę gazu w Niemczech i w Polsce.

W przypadku rynku niemieckiego estymowano parametry modelu VAR:

$$Y_t = \sum_{s=1}^S \Pi_s Y_{t-s} + \Xi_t, \quad (4)$$

gdzie: $Y_t = \begin{bmatrix} p_gg_t \\ p_ow_t \\ p_cg_t \\ ex_de_t \\ dax_t \\ pr_g_usa_t \end{bmatrix}$ - macierz złożona z wektorów obserwacji na zmiennych.

Na podstawie wyników analizy własności reszt, tj. testu autokorelacji LM oraz testu normalności Jarque-Bera, długość opóźnienia w modelu przyjęto na poziomie 4. Test kointegracyjny Johansena wskazał na występowanie w systemie dwóch relacji kointegrujących. Na 5% poziomie istotności stwierdzono także, że w analizowanym modelu słabo egzogeniczne są ceny alternatywnych dla gazu surowców energetycznych – ropy naftowej i węgla energetycznego. Pierwszy wektor kointegrujący znormalizowano względem ceny gazu, a drugi – względem kursu walutowego. Otrzymano następujące wyniki estymacji metodą Johansena (w nawiasach podano wartości statystyki t-Studenta):

$$\hat{A}(\hat{B}'Y_{t-1}) = \begin{bmatrix} -0,45 & 0,15 \\ (-2,48) & (1,40) \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ -0,40 & 0,26 \\ (-3,12) & (3,46) \\ 1,55 & -0,92 \\ (4,11) & (-4,04) \\ -0,30 & 0,17 \\ (-4,48) & (4,25) \end{bmatrix} * \quad (5)$$

$$\begin{bmatrix} p_gg - 0,61p_ow - 0,36p_cg + 0,72ex_de + 0,29pr_g_usa - 2,71 \\ (-12,68) & (-6,79) & (15,40) & (6,44) & (-7,91) \\ 1,62p_gg - 0,97p_ow - 0,46p_cg + ex_dz + 0,20dax - 3,31 \\ (39,92) & (-11,52) & (-4,96) & (6,90) & (-7,46) \end{bmatrix}$$

Stwierdzono, że wzrost ceny ropy naftowej Brent, wzrost ceny węgla kamiennego w Niemczech, jak i spadek kursu walutowego USD/EUR i zmniejszenie wydobycia gazu w USA prowadzą do wzrostu ceny niemieckiego gazu. Wzrost ceny gazu i wzrost wartości indeksu DAX prowadzą natomiast do spadku kursu walutowego USD/EUR. Aprecjacja dolara amerykańskiego spowodowana jest w tym przypadku zakupem przez inwestorów tej waluty jako lokaty kapitału w sytuacji spadku kursu akcji notowanych na giełdzie. Analiza własności reszt modelu CVAR wskazała na brak autokorelacji, choć hipoteza o normalności rozkładu reszt została odrzucona na 5% poziomie istotności. Wynika to z występowania w próbie dużej liczby obserwacji nietypowych. Jako, że zmienne zero-jedynkowe modyfikują

rozkład statystyk testowych odstąpiono od włączania zmiennych sztucznych do analizowanych modeli CVAR.

Parametr α_{11} przyjął wartość -0,45 co oznacza, że cena gazu dostosowuje się do pierwszej relacji kointegracyjnej definiującej cenę gazu w danym okresie. Wartość parametru α_{42} jest dodatnia i równa 0,26 co wskazuje, że zmienna ex_de nie dostosowuje się do drugiego wektora kointegrującego. Jednocześnie parametr α_{41} przyjął wartość -0,40, co może oznaczać, że pierwsza relacja kointegracyjna jest na tyle silna, że to ona odgrywa rolę wiodącą w systemie. Dla weryfikacji tej hipotezy dokonano estymacji parametrów modelu (4) bez zmiennej pr_g_usa . Pomimo odrzucenia hipotezy zerowej o słabej egzogeniczności produkcji gazu w USA w modelu VAR stwierdzono, że wyniki tego testu mogły być obciążone efektem małej próby. Pominięcie zmiennej pr_g_usa jest równoznaczne z nałożeniem restrykcji wyłączających na wszystkie parametry modelu CVAR związane z tą zmienną. System składał się zatem z następujących zmiennych: p_gg , p_ow , p_cg , ex_de i dax . Za długość opóźnienia przyjęto 3 okresy. Wyniki testu śladu i testu największej wartości własnej wskazały na występowanie w modelu jednej relacji kointegrującej. Na 5% poziomie istotności stwierdzono brak podstaw dla odrzucenia hipotezy zerowej o słabej egzogeniczności cen ropy naftowej, węgla kamiennego i poziomu indeksu giełdowego DAX. Wektor kointegrujący znormalizowano względem ceny gazu i otrzymano:

$$\hat{A}(\hat{B}'Y_{t-1}) = \begin{bmatrix} -0,17 \\ (-7,33) \\ 0 \\ 0 \\ 0,02 \\ (1,28) \\ 0 \end{bmatrix} * \quad (6)$$

$$\begin{bmatrix} p_gg - 0,64p_ow - 0,25p_cg + 0,75ex_de + 0,14dax - 2,15 \\ (-8,74) \quad (-3,87) \quad (3,14) \quad (2,53) \quad (-4,28) \end{bmatrix}$$

Wyniki potwierdziły uzyskane wcześniej rezultaty, że cena gazu w Niemczech rośnie na skutek wzrostu ceny ropy naftowej Brent i ceny niemieckiego węgla kamiennego, a spada wskutek wzrostu kursu walutowego USD/EUR. Parametry relacji długookresowej związane z ceną ropy naftowej, ceną węgla kamiennego i kursem walutowym USD/EUR są istotnie różne od zera, a ich oszacowania zgodne są z teorią ekonomiczną. Znak parametru związanego ze zmienną dax jest ujemny, co wskazuje, że poziom indeksu DAX nie pełni w systemie roli zmiennej symptomatycznej dla aktywności gospodarczej, lecz odwzorowuje fakt traktowania przez inwestorów kontraktów typu forward, futers czy opcji na zakup gazu jako alternatywnej – wobec akcji – formy lokowania kapitału. Wówczas wraz ze spadkiem

wartości akcji inwestorzy kupują derywaty na zakup gazu, co prowadzi do wzrostu ceny tego surowca. Parametr α_{11} przyjął wartość -0,17 co dowodzi działania mechanizmu korekty błędem. Relacja kointegracyjna odgrywa dużą rolę w wyjaśnieniu ceny gazu w Niemczech.

W przypadku rynku polskiego estymowano parametry modelu VAR zawierającego zmienne: p_gp_t , p_owp_t , p_cp_t , ex_dz_t , wig_t . Długość opóźnienia przyjęto na poziomie 3 okresów. Wskazania testu śladu i testu największej wartości własnej sugerowały występowanie w modelu jednej relacji kointegrującej. Dokonano marginalizacji modelu - na 5% poziomie istotności nie ma podstaw dla odrzucenia hipotezy zerowej że słabo egzogeniczne są ceny alternatywnych dla gazu surowców energetycznych i poziom indeksu WIG. Wektor kointegrujący znormalizowano względem ceny gazu i w wyniku estymacji parametrów modelu CVAR otrzymano:

$$\hat{A}(\hat{B}'Y_{t-1}) = \begin{bmatrix} -0,16 \\ (-4,48) \\ 0 \\ 0 \\ 0,07 \\ (1,93) \\ 0 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} p_gp - 0,05p_owp - 0,31p_cp + 0,27ex_dz - 0,09wig + 0,96 \\ (-1,47) & (-1,86) & (1,03) & (-0,95) & (0,38) \end{bmatrix} \quad (7)$$

Stwierdzono, że wzrost ceny węgla kamiennego prowadzi do wzrostu ceny gazu. Podobna relacja występuje między zmiennymi p_gp i p_owp . Wzrost ceny ropy naftowej prowadzi do wzrostu ceny gazu, co wynika z dużego udziału w zużyciu gazu ziemnego surowca kupowanego w Rosji zgodnie z formułą cenową. Spadek kursu walutowego USD/PLN prowadzi natomiast do wzrostu ceny gazu, co potwierdza hipotezę o istnieniu długookresowej zależności między tymi zmiennymi. Wzrost poziomu indeksu WIG prowadzi do wzrostu ceny gazu co sugeruje, że zmienna ta pełni w systemie rolę zmiennej symptomatycznej dla aktywności gospodarczej. Parametr α_{11} przyjął wartość -0,16, co dowodzi działania mechanizmu korekty błędem. Badanie własności reszt modelu CVAR wskazuje, że nie występuje autokorelacja składników losowych – wartość statystyki LM wyniosła 36,53. Hipotezę o normalności rozkładu reszt odrzucono na 5% poziomie istotności, co wyjaśniono specyfiką próby statystycznej.

5. Podsumowanie

Wykorzystane w pracy metody badania związków przyczynowo-skutkowych między skointegrowanymi procesami stochastycznymi pozwoliły przeprowadzić analizę czynników determinujących cenę gazu i zweryfikować postawione w pracy hipotezy badawcze. Przeprowadzone badanie empiryczne, polegające na estymacji parametrów relacji jedno

i wielorównaniowej przy wykorzystaniu odpowiednio dwustopniowej metody Engle'a-Grangera i modeli CVAR pozwala wnioskować, że na rynku niemieckim i polskim występują długookresowe relacje kointegrujące między cenami surowców energetycznych (gazu, ropy naftowej i węgla energetycznego) i kursem walutowym – odpowiednio USD/EUR i USD/PLN. Kierunek wpływu cen alternatywnych surowców energetycznych na cenę gazu na obu rynkach jest taki sam. Pomimo zakupu przez Polskę ponad 70% gazu z Rosji oraz uzależnienia jego ceny od ceny ropy naftowej i produktów ropopochodnych, siła wpływu ceny ropy naftowej na cenę gazu jest większa na rynku niemieckim. Wynikać to może z faktu regulowania w Polsce poziomu cen surowca sprzedawanego odbiorcom finalnym. Ustalanie taryf na cenę gazu przez URE spowodowało zapewne zachwianie relacji między cenami tych surowców energetycznych. Cena gazu dla odbiorców finalnych zależy – poza kosztem wydobycia i zakupu surowca - także od innych czynników, a wysokość taryfy jest co roku negocjowana z prezesem URE.

Ponadto potwierdzono, że w przypadku obu rynków aprecjacja dolara amerykańskiego powoduje spadek ceny gazu, co zgodne jest z hipotezą dotyczącą istnienia długookresowej relacji między kursami walut i cenami surowców energetycznych.

Stwierdzono także występowanie zależności między poziomami indeksów giełdowych i cenami gazu na obu rynkach. Kierunek zależności jest jednakże inny. W przypadku Niemiec, spadek wartości indeksu giełdowego DAX powoduje wzrost ceny surowca, co sugeruje, że zakup gazu oraz instrumentów pochodnych z nim związanych jest traktowany przez inwestorów jako alternatywna forma lokowania kapitału. W sytuacji spadku wartości akcji kupują oni derywaty na gaz, co powoduje wzrost ceny surowca. Rynek finansowy odgrywa zatem istotną rolę w kształtowaniu się ceny gazu w Niemczech. W przypadku Polski, spadek poziomu indeksu giełdowego WIG prowadzi do spadku cen gazu, co sugeruje że zmienna wig jest zmienną symptomatyczną dla aktywności gospodarczej. Wzrost jej wartości odwzorowuje wzrost popytu na gaz, co prowadzi do wzrostu ceny gazu.

Pomimo, że PGNiG pozostaje największym dostawcą gazu w Polsce można przypuszczać, że rynek krajowy będzie rozwijał się podobnie jak rynek niemiecki. Procesy liberalizacyjne spowodują dalsze zmiany na polskim rynku gazu ziemnego. Do wzrostu jego konkurencyjności przyczyni się przede wszystkim powstanie i rozwój rynku OTC oraz zapowiadane przez URE zniesienie taryf na sprzedaż gazu ziemnego, co przebiegać ma stopniowo i w pierwszej kolejności dotyczyć dużych odbiorców przemysłowych. Wskutek tych zmian, wraz ze wzrostem udziału zakupów gazu na hubach gazowych, zakupu surowca

w postaci LNG i zawierania kontraktów futures i forward na giełdzie gazu, rola czynników finansowych determinujących cenę gazu w Polsce prawdopodobnie wzrośnie.

6. Struktura rozprawy doktorskiej

Wstęp

1. Determinanty rynku gazu

1.1. Podaż gazu

1.2. Popyt na gaz

1.3. Cena gazu

1.4. Ceny na rynkach amerykańskim, azjatyckim i europejskim

1.5. Tendencje rozwoju rynków

2. Determinanty cen gazu na rynku niemieckim w okresie 2005-2015

2.1. Wstęp

2.2. Zmienne fundamentalne determinujące cenę na niemieckim rynku gazu w latach 2005-2015

2.3. Zmienne finansowe determinujące cenę gazu w Niemczech w latach 2005-2015

2.4. Rynek ropy naftowej. Determinanty cen ropy naftowej w latach 2000-2015

2.5. Rynek węgla energetycznego. Determinanty cen węgla energetycznego w Niemczech w latach 2005-2015

3. Analiza danych

4. Analiza zależności przyczynowo-skutkowych

4.1. Analiza jednowymiarowa

4.2. Analiza wielowymiarowa

4.3. Analiza wielowymiarowa. Dalsze wyniki

4.4. Podsumowanie

5. Determinanty ceny gazu w Polsce

5.1. Rynek gazu w Polsce

5.2. Dane statystyczne. Analiza zależności przyczynowo-skutkowych

5.3. Wnioski

Zakończenie

Streszczenie

Abstract

Spis tabel i rysunków

Bibliografia

7. Bibliografia

- Abbott P., Hurt C., Tyner W. (2008), What's Driving Food Prices?, Farm Foundation Issue Report.
- Ahn S. K. (1988), Distribution for Residual Autocovariate in Multivariate Autoregressive Models with Structured Parameterization, *Biometrika*, Vol. 75, No. 3, s. 590-593.
- Akaike H. (1973), Information theory as an extension of the maximum likelihood principle, Second International Symposium on Information Theory, Akademiai Kiado, s. 267–281.
- Akram Q. (2009), Commodity prices, interest rates and the dollar, *Energy Economics*, Vol. 31, Issue 6, s. 838-851.
- Al-Yousef, N. A. (1998), Saudi Arabia. Oil policy 1976-1996, PhD thesis. University of Surry, Guildford U.K.
- Al-Yousef, N. A. (2012), Determinants of Crude Oil Prices between 1997 – 2011, Paper presented at the 31st Conference of the United States Association for Energy Economics and the International Association of Energy Economists.
- Arora V., Tanner M. (2013), Do oil prices respond to real interest rates? *Energy Economics*, Vol. 36, Issue C, s. 546-555.
- Asche F., Oglend A., Osmundsen P. (2012), Gas versus Oil Prices. The impact of shale gas, *Energy Policy*, Vol. 47, Issue C, s. 117-124.
- Bachmeier L., Griffin J. M. (2006), Testing for market integration crude oil, coal and natural gas, *The Energy Journal*, Vol. 27, No. 2, s. 55-71.
- Bencivenga C, D'Ecclesia R. L., Triulzi U. (2012), Oil prices and the financial crisis, *Review of Managerial Science*, Vol. 6, s. 227-238.
- Bjornmose J., Roca F., Turgot T., Hansen D. S. (2009), An Assessment of the Gas and Oil Pipelines in Europe, Directorate General for International Policies, European Parliament.
- Borowik-Trymucha H. (2010), Kluczowe regulacje w III Pakiecie Energetycznym, *Rynek Energii*, Nr I (V)-2010, s. 49-56.
- Bros T. (2012), European Gas supply: on the Verge of Being Mostly Spot-Indexed, *Oxford Energy Forum*, Issue 89, s. 3-4.
- Brown S. P. A., Yücel M. K. (2008), What Drives Natural Gas Prices?, *The Energy Journal*, Vol. 29, Issue 2, s. 45-60.
- Caner M., Kilian L. (2001), Size of distortions of tests of the null hypothesis of stationarity: evidence of implications for the PPP debate, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 20, Issue 5, s. 639-657.
- Cifarelli G., Paladino G. (2010), Oil price dynamics and speculation: a multivariate financial approach, *Energy Economics*, Vol. 32, Issue 2, s. 363-372.
- Charemza W.W., Deadman D.F. (1997), *Nowa Ekonometria*, PWE, Warszawa.
- Conforto G. (2010), What drives natural gas prices in the British market? A comparative study of the most common rules of thumbs of the American market applied to the British one (online: www.academia.edu).
- Cunningham N. (2013), The geopolitical implications of U.S. Natural Gas Export, American Security Project.
- Damodaran A. (2001), *Investment Valuation: Tools and Techniques for Determining the Value of Any Asset*, Willey Finance, New York.

- Dauvin M. (2013), Energy prices and the real exchange rate of commodity-exporting countries, Working Paper No. 2013-28, Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales.
- Dąbrowski T. (2014), Przełamując Bariery. Transformacja Środkowoeuropejskich Rynków Gazu, *Punkt Widzenia*, Nr 45, OSW, Warszawa.
- Dées S., Gasteuil A., Kaufmann R., Mann, M. (2008), Assessing the factors behind oil price changes, Working Paper Series No. 855, European Central Bank.
- DeJong P. (1989), Smoothing and Interpolation with the State-Space Model, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 84, s. 1085-1088.
- Dickey D.A., Fuller W.A. (1981), Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, s. 1057-1072.
- Diebold F. X., Rudebusch G. D. (1990), A nonparametric investigation of duration dependence in the American business cycle, *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 3, s. 596–616.
- Einloth J. (2009), Speculation and Recent Volatility in the Price of Oil, Working Paper No. 2009-08, FDIC Center for Financial Research.
- Elliott G., Rothenberg T., Stock J. (1996), Efficient tests for an autoregressive unit root, *Econometrica*, Vol. 64, No. 4, s. 813-836.
- Engle R.F., Granger W.J. (1987), Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, Vol. 55, No. 2. s. 251-276.
- Engle R. F., Yoo B.S. (1987), Forecasting and testing in co-integrated systems, *Journal of Econometrics*, Vol. 35, s. 143-159.
- Erdos P. (2012), Have oil and gas prices got separated?, *Energy Policy*, Vol. 49, Issue C, s. 707-718.
- Fernandez-Perez A., Frijns B., Tourani – Rad A. (2015), Precious Metals, Oil and the Exchange Rate: Contemporaneous Spillover Effects, Department of Finance, Auckland University of Technology.
- Fesharaki S. (2013), Implications of North American LNG Exports for Asia's Pricing Regime, Pacific Energy Summit Working Papers.
- Festic M., Repina S., Volcjak R. (2010), Estimating Coal Price Dynamics with the Principal Components Method, *Romanian Journal of Economic Forecasting*, Vol. 13, Issue 2, s. 188-212.
- Frankel J. A. (2014), Effects of speculation and interest rates in a “carry trade” model of commodity proces, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 42, s. 88-112.
- Fratzscher M., Schneider D., Robays I. (2014), Oil prices, exchange rates and asset prices, Working Paper Series No. 1689, European Central Bank.
- Gomez V., Maravall A. (1996), Programs TRAMO and SEATS, Instructions for the users, Working Paper No. 9628, Banco de Espana.
- Granger C.W.J. (1969), Investing Casual Relations by econometric models and cross-spectral methods, *Econometrica*, Vol. 37, No. 3, s. 424-438.
- Growitsch C., Stronzik M, Nepal R. (2012), Price convergence and information efficiency in German natural gas Market, EWI Working Paper No. 05/12.
- Guerra A., Shen A., Zhao T. (2012), Determinants of Natural Gas Spot Prices, FMI 3560-01
- Gujarati D.N. (1995), *Basic Econometrics*, McGraw-Hill, New York.

- Gutierrez C. E. C., Souza R. C., Guillen O. T. (2007), Selection of Optimal Lag Length in Cointegrated VAR Models with Weak Form of Common Cyclical Features, Working Paper Series No. 139, Banco Central do Brasil.
- Hamilton J. (2008), Understanding Crude Oil Prices, Working Paper No. 14492, National Bureau of Economic Research.
- Hannan E. J., Quinn B. G. (1979), The Determination of the Order of an Autoregression, *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, Vol. 41, No. 2, s. 190-195.
- Hassan M., College W., Nassar R. (2013), Empirical investigation and modelling of the relationship between gas price and crude oil and electricity prices, *Journal of Economics and Economic Education Research*, Vol. 14, No. 3, s. 119-129.
- Hassler U. (2006), A note on Phillips Perron type statistics for cointegration testing, *Economics Bulletin*, Vol. 3, Issue 17, s. 1-7.
- Heather P. (2012), Continental European Gas Hubs: Are they fit for purpose?, The Oxford Institute for Energy Studies, NG 63.
- Henderson J. (2012), The potential Impact of North American LNG Exports, The Oxford Institute for Energy Studies, NG 68.
- Hjalmarsson E., Osterholm P. (2007), Testing for Cointegration Using Johansen Methodology when Variables are Near-Integrated, IMF Working Paper WP/07/141.
- Hotelling H. (1931), The Economics of Exhaustible Resources, *The Journal of Political Economy*, Vol. 39, Issue 2, s. 137-175.
- Janusz P. (2013), Aktualna sytuacja na rynku gazu ziemnego – perspektywy rozwoju, *Polityka Energetyczna*, Tom 16, Zeszyt 2, s. 33-52.
- Johansen S. (1988), Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, Issue 2-3, s. 231-254.
- Joyeux R. (2001), How to Deal with Structural Breaks in Practical Cointegration Analysis, Research Papers No. 112, Macquarie University, Department of Economics.
- Kaliski M., Nagy S., Rychlicki S., Siemek J., Szurlej A. (2010), Gaz ziemny w Polsce. Wydobycie, zużycie i import do 2030 r., *Górnictwo i Geologia*, Tom 5, Zeszyt 3, s. 27-40.
- Kardaś Sz. (2014), Przeciągnięcie Liny. Rosja Wobec zmian na Europejskim Rynku Gazu, *Prace OSW*, Nr 50.
- Kaufmann R. K. (2010), The role of market fundamentals and speculation in recent price changes for crude oil, *Energy Policy*, Vol. 39, Issue 1, s. 105-115.
- Kębłowski P. (2003), Test hipotezy wspólnego potwierdzenia stopnia integracji ADF-KPSS, *Przegląd Statystyczny*, Tom 50, Nr 3, s. 87-104.
- Kębłowski P., Welfe A., (2011), A risk-driven approach to exchange-rate modelling, Working Paper No.8-11, Warsaw School of Economics, Department of Applied Econometrics Working Papers.
- Kilian L. (2009), Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market, *American Economic Review*, Vol. 99, Issue 3, s. 1053-1069.
- Kleit A. N. (2001), Are Regional Oil Markets Growing Closer Together? An Arbitrage Cost Approach, *Energy Journal*, Vol. 22, No.1, s. 1-15.
- Krichene, N. (2006), Recent Dynamics of Crude Oil Prices, IMF Working Paper WP/06/299.

- Kwiatkowski D., Phillips P., Schmidt P., Shin Y. (1992), Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of unit root, *Journal of Econometrics*, Vol. 54, Issues 1-3, s. 159-178.
- Leszkiewicz-Kędzior K. (2014), *Asymetryczne dostosowania cenowe na rynku paliw w Polsce*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Long D., Moore G., Wenban-Smith G. (2001), *Gas Trading Manual: A Comprehensive Guide to the Gas Markets*, Woodhead Publishing Ltd., Cambridge.
- Lossau P. (2010), The Coal Market, Structure and Price Dynamics – A Cointegration Approach, Bachelor Thesis, University of St. Gallen.
- Lutkepohl H. (2005), Structural Vector Autoregressive Analysis for Cointegrated Variables, EUI Working Paper, ECO No. 2005/2.
- Lutkepohl H. (2007), Econometric Analysis with Vector Autoregressive Models, EUI Working Paper, ECO 2007/11.
- Lutkepohl H., Kratzig M. (2004), *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press.
- MacAvoy P. (2000), *The Natural Gas Market. Sixty Years of Regulation and Deregulation*, Yale University Press.
- MacKinnon J.G (2010), Critical Values for Cointegration Tests, Working Papers No. 1227. Queen's University, Department of Economics.
- Majsterek M. (2014), Modelowanie systemów skointegrowanych. Aspekty teoretyczne, *Bank i Kredyt*, Nr 5, s. 433-466.
- Messner J., Babies G. (2012), Unconventional Oil, Polinares Working Paper No. 23. Research and Innovation Services, University of Dundee.
- Mitrova T. (2014), The Geopolitics of Russian Natural Gas, Harvard Kennedy School Belfer Center for Science and International Affairs and the Center for Energy Studies Rice University's Baker Institute.
- Miyazaki K., Limam M. (2013), Will LNG exports from North America/East Africa drive global price integration?, Conference Working Paper at LNG-17, Houston 2013.
- Morsheda H., College W., Nassar R. (2013), Empirical investigation and modelling of the relationship between gas price and crude oil and electricity prices, *Journal of Economics and Economic Education Research*, Vol.14, No. 3, s. 119 – 129.
- Nelson C., Plosser C. (1982), Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, Issue 2, s. 139-162.
- Nick S., Thoenes S. (2013), What Drives Natural Gas Prices? – A Structural VAR Approach, EWI Working Paper No. 2013-2.
- Osińska M. (2006), *Ekonometria Finansowa*, PWE, Warszawa.
- Ozga-Blaschke U. (2009), Wpływ kryzysu gospodarczego na rynki stali, węgla koksowego i koksu. *Przegląd Górniczy*, Nr 3-4 (1036-37), Wyd. ZG SITG Katowice, s. 8-13.
- Papież M., Śmiech S. (2015), *Modelowanie i prognozowanie cen surowców energetycznych*, C.H. Beck, Warszawa.
- Paulsen J. (1984), Order Determination of Multivariate Autoregressive Time Series With Unit Roots, *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 5, Issue 2, s. 115-127.
- Phillips P. C., Perron P. (1988), Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, Vol.75, Issue 2, s. 335-346.

- Pindyck R.S. (1999), The long run evolution of energy prices, *The Energy Journal*, Vol. 20, Issue 2, s. 1-27.
- Ramberg D. J., Parsons J. E. (2012), The Weak Tie Between Natural Gas and Oil Prices, *The Energy Journal*, Vol. 33, Issue 2, s. 13-35.
- Sari R., S. Hammoudeh S., Soytas U. (2010), Dynamics of oil price, precious metal prices, and exchange rate, *Energy Economics*, Vol. 32, Issue 2, s. 351-362.
- Schumacher K., Cludius J., Matthes F., Diekmann J., Zaklan, A. (2012), Price Determinants of the European Carbon Market and Interactions with Energy Markets, Environmental Research of the German Federal Ministry of the Environment Nature Conservation and Nuclear Safety. Project-no. (FKZ) 3709 41 503. Report-no. (UBA-FB) 001626/E.
- Schwarz G. (1978), Estimating the Dimension of a Model, *The Annals of Statistics*, Vol. 6, No. 2, s. 461-464.
- Selien D., Schryder S., Peersman G. (2012), The U.S. Dollar Exchange Rate and the Demand for Oil, Working Paper at Monetary Policy and Commodity Prices Workshop, European Central Bank 2012 r.
- Stopa J., Rychlicki S., Kosowski P. (2008), Rola podziemnego magazynowania gazu w kawernach solnych, *Gospodarka Surowcami Mineralnymi*, Tom 24, Zeszyt 3/2, s. 11 - 23.
- Strosse T. (2011), Global gas market development and the oil-gas link, Market Report by Bergen Energi.
- Toda H. Y, Yamamoto T. (1995), Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes, *Journal of Econometrics*, Vol. 66, Issues 1-2, s. 225-250.
- Trostle R. (2008), Global Agricultural Supply and Demand: Factors Contributing to the Recent Increase in Food Commodity Prices, A Report from the Economic Research Service, WRS-0801, United States Department of Agriculture.
- Villar J. A., Joutz F. L. (2006), The relationship between crude oil and natural gas prices, Energy Information Administration, Office of Oil and Gas.
- Warell. L. (2006), Market Integration in the international coal industry: a cointegration approach, *The Energy Journal*, Vol. 27, No. 1, s. 99-118.
- Welfe A., (1998), *Ekonometria*, PWE, Warszawa.
- Qin X., Bessler D., Leatham D., Wu X., Gan L. (2010), Fundamentals and US Natural Gas Price Dynamics, Selected Paper prepared for presentation at the Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting, Orlando 2010.
- Zawisza A, (2011), *Gaz dla Polski. Zarys historii sektora gazu ziemnego w ostatnich dwóch dekadach w Polsce*, Instytut Sobieskiego, Warszawa.

Akty prawne/ regulacje UE:

- Dz.U. 1997 nr 54 poz. 348. Ustawa z dnia 10 kwietnia 1997 r. – Prawo energetyczne.
- Dz.U. 2011 nr 163 poz. 981. Ustawa z dnia 9 czerwca 2011 r. — Prawo geologiczne i górnictwo.
- Dz.U. 2007 nr 52 poz. 343 Ustawa z dnia 16 lutego 2007 r. o zapasach ropy naftowej, produktów naftowych i gazu ziemnego oraz zasadach postępowania w sytuacjach zagrożenia bezpieczeństwa paliwowego państwa i zakłóceń na rynku naftowym.

Trzeci Pakiet Energetyczny:

- Dyrektywa Parlamentu Europejskiego i Rady 2009/73/WE z dnia 13 lipca 2009 r. dotycząca wspólnych zasad wewnętrznego rynku gazu ziemnego i uchylająca dyrektywę 2003/54/WE,
- Dyrektywa PE i Rady 2009/72/WE z dnia 13 lipca 2009 r. dotycząca wspólnych zasad rynku wewnętrznego energii elektrycznej i uchylająca dyrektywę 2003/54/WE,
- Rozporządzenie Parlamentu Europejskiego i Rady (WE) nr 713/2009 z dnia 13 lipca 2009 r. ustanawiające Agencję ds. Współpracy Organów Regulacji Energetyki,
- Rozporządzenie Parlamentu Europejskiego i Rady (WE) nr 714/2009 z dnia 13 lipca 2009 r. w sprawie warunków dostępu do sieci w odniesieniu do transgranicznej wymiany energii elektrycznej i uchylające rozporządzenie (WE) nr 1228/2003,
- Rozporządzenie Parlamentu Europejskiego i Rady (WE) nr 715/2009 z dnia 13 lipca 2009 r. w sprawie warunków dostępu do sieci przesyłowej gazu ziemnego i uchylające rozporządzenie (WE) nr 1775/2005.

Dyrektywa Parlamentu Europejskiego i Rady 2014/94/UE z dnia 22 października 2014 r. w sprawie rozmieszczania infrastruktury paliw alternatywnych COM(2013)18.

Dyrektywa 2003/30/WE Parlamentu Europejskiego i Rady z dnia 8 maja 2003 r. w sprawie wspierania użycia w transporcie biopaliw lub innych paliw odnawialnych.

Dyrektywa 2009/30/WE Parlamentu Europejskiego i Rady z dnia 23 kwietnia 2009 r. zmieniająca dyrektywę 98/70/WE odnoszącą się do specyfikacji benzyny i olejów napędowych oraz wprowadzającą mechanizm monitorowania i ograniczania emisji gazów cieplarnianych oraz zmieniającą dyrektywę Rady 1999/32/WE odnoszącą się do specyfikacji paliw wykorzystywanych przez statki żeglugi śródlądowej oraz uchylająca dyrektywę 93/12/EWG.

Dyrektywa Parlamentu Europejskiego i Rady 2009/28/WE z dnia 23 kwietnia 2009 r. w sprawie promowania stosowania energii ze źródeł odnawialnych zmieniająca i w następstwie uchylająca dyrektywy 2001/77/WE oraz 2003/30/WE.

Prawodawstwo niemieckie:

- Energiewirtschaftsgesetz (EnWG): Ustawa z dn. 07 lipca 2005 r. - Prawo energetyczne, https://www.gesetze-im-internet.de/bundesrecht/enwg_2005/gesamt.pdf;
- Energiesicherungsgesetz (EnSiG): Ustawa z dn. 20 grudnia 1974 r. dot. bezpieczeństwa dostaw energii, http://www.gesetze-im-internet.de/ensig_1975/index.html;
- Erdölbevorratungsgesetz (ErdölBevG): Ustawa z dn. 16 stycznia 2012 r. dot. strategicznych rezerw ropy naftowej, https://www.gesetze-im-internet.de/bundesrecht/erd_lbev_2012/gesamt.pdf;
- Steinkohlefinanzierungsgesetz (SteinkohleFinG): Ustawa z dn. 20 grudnia 2007 r. dot. zakończenia subwencjonowania sektora górnictwa węgla kamiennego do 01 stycznia 2018 r., https://www.gesetze-im-internet.de/bundesrecht/steinkohlefin_2007/gesamt.pdf.

Raporty/opracowania:

BP (2015), BP Statistical Review of World Energy 2015.

BP (2014), BP Statistical Review of World Energy June 2014.

CEER (2011), CEER vision for European Gas Target Model. Conclusion Paper.

FERC (2012), Energy Primer. A handbook of Energy market Basis.

IEA (1991), Natural Gas Prospects and Policies, International Energy Agency.

IEA (2010), Trends in U.S. Residential Natural Gas Consumption, http://www.eia.gov/pub/oil_gas/natural_gas/feature_articles/2010/ngtrendsresidcon/ngtrendsresidcon.pdf

IEA (2009), Transport Energy and CO2.

IGU (2015), World LNG Report – 2015 Edition.

IGU (2013), World LNG Report 2013.

KEMA (2013), Study on LT-ST Markets in Gas, DNV KEMA Energy & Sustainability.

PGNiG, raporty roczne: www.pgnig.pl.

TGE (2012), Rynek Gazu na Towarowej Gieldzie Energii, https://www.tge.pl/fm/upload/Rynek-Gazu/FOLDER_pl.pdf

UOKiK (2012), Kierunki rozwoju ochrony konkurencji i konsumentów na rynku gazu w Polsce.

Anna Moenke