

**Zeszyty Naukowe**Instytutu Gospodarki Surowcami Mineralnymi i Energią
Polskiej Akademii Nauk

rok 2019, nr 108, s. 51–62

DOI: 10.24425/znigsme.2019.128665

Mikołaj ŚWIAT¹

Koniunktura gospodarcza w Polsce a ceny mialów energetycznych

Streszczenie: Jedną z charakterystycznych cech rynków surowcowych, w tym rynków węgla energetycznego, jest zmienność. Przejawia się ona wahaniami wielkości podaży oraz popytu, a w konsekwencji zmiennością cen. Uczestnicy rynku, mający co do zasady przeciwstawne interesy, to jest „kupić jak najtaniej a sprzedać jak najdrożej”, są żywotnie zainteresowani rozpoznaniem przyczyn wywołujących owe fluktuacje.

Część czynników powodujących te wahania ma dość pospolity charakter, inne są bardziej złożone i najczęściej wynikają z pewnych splotów okoliczności. W przedmiotowym artykule podjęto próbę zbadania zależności pomiędzy cenami węgla energetycznego, konkretnie cenami mialów energetycznych a koniunkturą gospodarczą. Z uwagi na złożoność zagadnienia obszar badawczy został zawężony – terytorialnie do Polski i czasowo – do bieżącej dekady.

Średnie ceny mialów energetycznych w polskich warunkach reprezentują dwa indeksy publikowane przez Agencję Rozwoju Przemysłu SA, to jest PSCMI 1 oraz PSCMI 2. Indeksy te są wskaźnikami cen wzorcowego węgla energetycznego produkowanego przez krajowych producentów i sprzedawanego na krajowych rynkach, odpowiednio rynku energetycznym oraz rynku ciepła.

W zidentyfikowaniu przedmiotowych zależności, głównie z uwagi na ich ilościowy charakter, nieocenione okazują się metody statystyczne. W związku z powyższym w artykule zostały opublikowane przykłady względnie silnych korelacji liniowych występujących pomiędzy indeksami PSCMI 1 oraz PSCMI 2 a niektórymi wskaźnikami (lub komponentami wskaźników) koniunktury gospodarczej.

Słowa kluczowe: mialy energetyczne, węgiel energetyczny, koniunktura gospodarcza w Polsce, ceny węgla, Polska Grupa Górnicza

¹ Polska Grupa Górnicza SA, Katowice; e-mail: m.swiat@pgg.pl



The economic situation in Poland and prices of bituminous coal fines

Abstract: Volatility is one of the most characteristic features in the all market types. In the raw material market, including the bituminous coal market, volatility is visible in the supply and demand variations, in consequence in the prices fluctuations. Market actors usually having opposite interests, for example buy low, sell high, are vitally interested in identifying the causes of these fluctuations.

Some of the factors causing the market fluctuations are quite common, others are more complicated because of circumstances complexity. This article attempts to examine the relationships between bituminous coal fines prices and the economic situation. Given the complexity of the issue, the research area has been narrowed down – territorially to Poland and temporarily – to the present decade.

The average prices of coal fines in Poland are presented by the Industrial Development Agency (Agencję Rozwoju Przemysłu SA) in the form of two indices: PSCMI 1 and PSCMI 2. Both indices are calculated based on the prices of pattern bituminous coal, produced by domestic manufacturers and sold on domestic markets, the energy and heat market respectively.

Statistical methods, because of their quantitative nature, are important in identifying the correlations between the coal fines prices and economic conditions. Therefore, the article presents examples of relatively strong linear correlations between the PSCMI 1 and/or PSCMI 2 and some indicators of the economic situation.

Keywords: culm, coal dust, coal fine, bituminous coal, economic situation in Poland, coal prices, Polish Mining Group

Wprowadzenie

Jedną z immanentnych cech rynków surowcowych, w tym zróżnicowanych głównie pod względem geograficznym oraz kwalitatywnym rynków węgla energetycznego, jest zmienność przejawiająca się wahaniami wielkości podaży surowca oraz jego konsumpcji, a w konsekwencji wielkości popytu. Przy założeniu braku występowania istotnych ograniczeń mechanizmów rynkowych, wahania te winny implikować zmienność cen węgla w czasie. Nawet jeżeli zgodzimy się ze stwierdzeniem, że w praktyce nie zawsze tak być musi, to znaczy, że występują okresy ze względnie stałymi poziomami cenowymi, to zmienność cen węgla w dłuższym horyzoncie czasowym jest już bezdyskusyjnie empirycznie weryfikowalnym faktem.

Skoro rynkowe ceny surowca charakteryzują się zmiennością w czasie, oznacza to, że uczestnicy rynku, mający co do zasady przeciwstawne interesy, to jest „kupić jak najtaniej a sprzedać jak najdrożej”, są żywotnie zainteresowani rozpoznaniem przyczyn wywołujących owe fluktuacje. Wiedza ta jest bardzo istotna, chociażby w kontekście kalibracji modeli prognostycznych, jakimi posługuje się część podmiotów działających na rynku, dążących do maksymalizacji indywidualnych wyników.

Część czynników wywołujących wahania cen węgla jest dość oczywista, co zdaje się zwalniać autora z konieczności ich omawiania w tej publikacji. Przykładowo do tego typu cenotwórczych determinant można zaliczyć:

- na płaszczyźnie mikro – zarówno specyficzne potrzeby nabywców (np. pożądane parametry jakościowe paliwa, terminy oraz wolumeny dostaw), jak i uwarunkowania leżące po stronie producentów/sprzedawców (np. wahania wydobywania, zdolności magazynowania, chęć zrealizowania określonych w strategii biznesowej celów) itp.,
- na płaszczyźnie makro – polityki gospodarcze krajów (np. kwestie związane ze strukturą miks energetycznego), regulacje prawne (np. podatki i opłaty oraz wymogi środowiskowe stawiane przed przedsiębiorstwami wydobywczymi) itp.,

- na płaszczyźnie międzynarodowej – przewagi komparatywne (np. kwestie jakości oraz dostępności złóż, zróżnicowane koszty pracy), kwestie związane z globalnymi przepływami oraz łańcuchami dostaw, czy chociażby regulacje wynikające z przyjętych zobowiązań (np. konieczność ponoszenia kosztów za emisję CO₂) itp.

W niniejszym artykule podjęto próbę zbadania zależności występujących pomiędzy cenami węgla energetycznego, konkretnie miałów energetycznych a koniunkturą gospodarczą. Z uwagi na złożoność tego zagadnienia postanowiono zawęzić obszar badawczy – terytorialnie do Polski i czasowo – do bieżącej dekady. W zamian uzyskano możliwość bardziej precyzyjnego rozpoznania aktualnie występujących tego typu zależności na krajowym rynku węgla energetycznego.

1. Średnie ceny miałów energetycznych na rynku krajowym po roku 2010

Miały energetyczne stanowią najpowszechniejszą grupę sortymentową węgla. W roku 2018 na 49,2 mln ton węgla energetycznego sprzedanego na rynku krajowym przez polskie podmioty zaliczane do sektora górnictwa węgla kamiennego, ponad 41,7 mln ton, to jest około 85%, stanowiły miały energetyczne (Podstawowe informacje... 2019). Głównymi ich odbiorcami są podmioty z sektora energetycznego, w szczególności elektrownie, elektrociepłownie oraz ciepłownie.

W praktyce gospodarczej obrót miałami energetycznymi najczęściej dokonuje się na mocy bilateralnych kontraktów handlowych, których szczegółowe regulacje stanowią tajemnice handlowe występujących w nich, w charakterze stron, przedsiębiorstw. W ujęciu statycznym kontraktowe ceny miałów najczęściej uzależnione są od wielkości wolumenów, na które opiewają umowy oraz wartości opałowej paliwa węglowego. Niektóre kontrakty zawierają również dodatkowe parametry cenotwórcze, takie jak na przykład zawartość: siarki, popiołu, wilgoci w stanie roboczym itp. Najnowszymi rozwiązaniami, stosowanymi w kontraktach długoterminowych, są mechanizmy indeksacji cen, które dodatkowo mogą być ograniczone poziomami wyznaczającymi dopuszczalne przedziały zmienności cen.

Dedykowanym podmiotem do monitorowania polskiego rynku węgla jest Agencja Rozwoju Przemysłu SA (ARP) O/Katowice, która od 2011 roku publikuje dwa indeksy cenowe węgla energetycznego. Występują one pod nazwami Polski Indeks Rynku Węgla Energetycznego 1 oraz Polski Indeks Rynku Węgla Energetycznego 2, w skrócie PSCMI 1 oraz PSCMI 2, wywodzącym się od anglojęzycznej nazwy *Polish Steam Coal Market Index*. Obydwa indeksy są wskaźnikami cen wzorcowego węgla energetycznego produkowanego przez krajowych producentów i sprzedawanego na krajowym rynku, w przypadku PSCMI 1 – energetycznym (energetyka zawodowa i przemysłowa), natomiast w przypadku PSCMI 2 – rynku ciepła (ciepłownie przemysłowe i komunalne, inni odbiorcy przemysłowi oraz pozostali odbiorcy krajowi).

Jak podaje ARP – wskaźniki te bazują na danych miesięcznych *ex-post* i wyrażają średnioważoną cenę zbytu węgla kamiennego *loco* kopalnia, tj. cenę netto, bez uwzględnienia

podatku akcyzowego, w warunkach *Free Carrier* (FCA) zgodnych z Incoterms, czyli na wagonie w punkcie załadunku, bez kosztów ubezpieczenia oraz kosztów dostawy na zasadniczej drodze przewozu, w jakości zoptymalizowanej do potrzeb odbiorców. Wskaźniki te uwzględniają wszystkie dostawy, które spełniają kryteria jakościowe tych indeksów, przy braku określonej minimalnej wielkości dostaw. Wyznaczane są w cyklach miesięcznych, na podstawie danych przetwarzanych przez Agencję Rozwoju Przemysłu SA Oddział w Katowicach, przy współpracy Towarowej Giełdy Energii SA (TGE). Źródłem do ich kalkulacji są dane krajowych producentów węgla kamiennego, pozyskiwane przez katowicki Oddział ARP w ramach Programu Badań Statystycznych Statystyki Publicznej „Górnictwo węgla kamiennego i brunatnego”, którego organem prowadzącym jest Minister Energii (<https://polskirynekwegla.pl/o-indeksie>).

Wskaźniki PSCMI wyrażone są w dwóch jednostkach: PLN/GJ oraz PLN/tonę, przy czym:

- PSCMI 1 obliczany jako średnia ważona z miesięcznych dostaw, spełniających następujące kryterium jakościowe indeksu (parametry w stanie roboczym): wartość opałowa: $20 \leq Q_{ir} < 24$ MJ/kg, zawartość siarki całkowitej poniżej 1% (Str < 1%) (<https://polskirynekwegla.pl/metodologia-obliczania>),
- PSCMI 2 obliczany jako średnia ważona z miesięcznych dostaw, spełniających następujące kryterium jakościowe indeksu (parametry w stanie roboczym): wartość opałowa: $23 \leq Q < 27$ MJ/kg, zawartość siarki całkowitej poniżej 0,8% (Str < 0,8%) (<https://polskirynekwegla.pl/metodologia-obliczania-0>).

Jednocześnie indeksy PSCMI prezentowane są w trzech przekrojach czasowych, to jest: miesięcznym, kwartalnym oraz rocznym. Miesięczne wartości wskaźników PSCMI 1 oraz PSCMI 2 zostały przedstawione odpowiednio w tabeli 1 oraz tabeli 2.

TABELA 1. Wartości indeksu PSCMI 1 [PLN/GJ]

TABLE 1. Values of PSCMI 1 index [PLN/GJ]

Rok	Sty	Lut	Mar	Kwi	Maj	Cze	Lip	Sie	Wrz	Paź	Lis	Gru
2011	11,29	11,26	11,19	11,33	11,38	11,46	11,43	11,50	11,46	11,63	11,69	11,97
2012	12,82	12,45	12,56	12,47	12,44	12,45	12,52	12,51	12,56	12,58	12,61	12,43
2013	12,19	12,12	11,89	11,83	11,46	11,29	11,45	11,08	10,62	10,58	10,74	10,90
2014	10,82	10,76	10,69	10,49	10,43	10,49	10,45	10,53	10,56	10,45	10,45	10,50
2015	10,33	10,15	9,47	9,39	9,56	9,65	9,69	9,85	9,80	9,86	9,83	10,15
2016	8,93	8,79	8,75	8,88	8,90	8,81	8,86	8,52	8,91	8,57	8,65	8,61
2017	8,92	8,93	8,88	8,84	9,21	9,30	9,33	9,22	9,39	9,45	9,57	9,64
2018	10,41	10,48	10,57	10,79	10,73	10,90	11,08	11,43	11,28	11,28	11,33	11,10
2019	11,86	11,89	11,91	12,11	11,83	11,96	–	–	–	–	–	–

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych ARP (<https://polskirynekwegla.pl/indeks-pscmi-1>).

TABELA 2. Wartości indeksu PSCMI 2 [PLN/GJ]

TABLE 2. Values of PSCMI 2 index [PLN/GJ]

Rok	Sty	Lut	Mar	Kwi	Maj	Cze	Lip	Sie	Wrz	Paź	Lis	Gru
2011	12,14	12,17	12,14	12,29	12,20	12,43	12,64	12,49	12,36	12,68	12,48	13,08
2012	14,29	14,31	14,34	13,56	13,71	14,08	14,06	14,06	14,24	14,18	13,57	13,78
2013	12,23	13,17	13,29	13,08	12,69	12,91	12,73	12,69	12,77	12,71	12,44	12,16
2014	11,49	11,64	11,61	11,71	11,57	11,24	10,86	10,95	10,70	10,70	11,01	10,71
2015	11,15	10,85	10,92	10,27	9,91	9,69	9,82	9,73	9,94	9,85	9,67	10,57
2016	8,64	8,71	8,60	8,50	8,29	8,07	8,16	8,10	8,43	8,54	8,68	8,80
2017	9,33	9,60	9,81	10,09	9,86	9,52	9,83	10,36	10,03	10,42	10,62	11,31
2018	12,04	12,40	12,23	12,11	12,41	12,21	12,53	12,46	12,83	12,62	12,42	12,82
2019	12,61	12,87	12,76	13,01	13,28	13,00	–	–	–	–	–	–

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych ARP (<https://polskirynekwegla.pl/indeks-pscmi-2>).

2. Koniunktura gospodarcza w Polsce na przestrzeni drugiej dekady XXI wieku

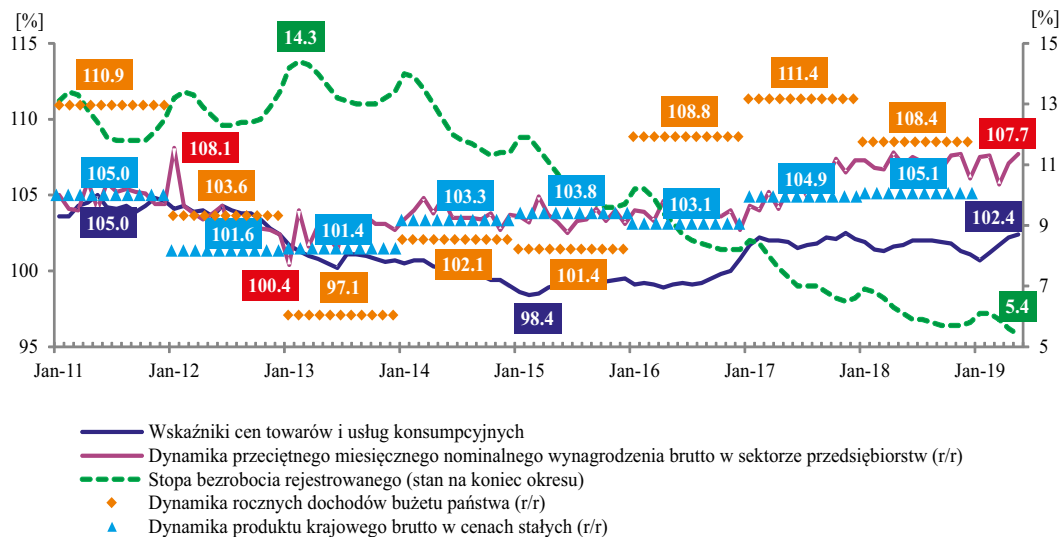
Pod pojęciem koniunktury gospodarczej najczęściej rozumie się stan aktywności gospodarczej oraz dokonujące się w nim zmiany, w tym stan głównych czynników ją determinujących, takich jak między innymi: popyt, podaż, zatrudnienie, inwestycje itp. (Walkowska red. 2018).

Poniżej, w sposób poglądowy, został przedstawiony przebieg koniunktury gospodarczej w Polsce od początku 2011 roku. Wybrane czynniki wpływające na sytuację gospodarczą przedstawiono graficznie na rysunku 1.

Zasadniczo w ewolucji koniunktury gospodarczej w Polsce w trakcie bieżącej dekady można wyróżnić trzy okresy:

- końcowy etap względnie korzystnej sytuacji ekonomicznej kraju,
- kończący się wraz z okresem przygotowań do Euro 2012, następnie okres niskiego wzrostu gospodarczego z zauważalnymi sygnałami recesyjnymi,
- przypadający na lata 2011/12–2015/16, oraz okres wzrostu gospodarczego i strukturalnej poprawy gospodarki.

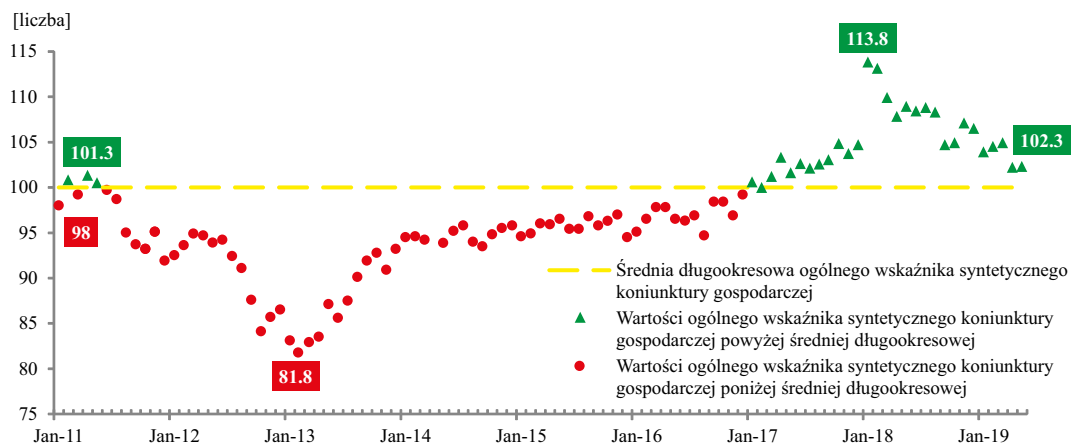
W pierwszym okresie roczna dynamika PKB w cenach stałych ukształtowała się na poziomie 105%, a nominalne dochody budżetu państwa zwiększyły się o ponad 1/10 w stosunku do roku poprzedniego. Jednak wzrosty te miały miejsce przy symptomach charakterystycznych dla tzw. przegrzanej gospodarki, w której dwucyfrowe bezrobocie przebywało w trendzie wzrostowym, a zbliżająca się do 5% w ujęciu rocznym inflacja wyraźnie oddaliła się od celu wyznaczonego przez Narodowy Bank Polski (NBP).



Rys. 1. Wybrane czynniki kształtujące koniunkturę gospodarczą w Polsce od roku 2011

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS (<https://stat.gov.pl/wskazniki-akroekonomiczne/>)

Fig. 1. Selected factors that have shaped the economic situation in Poland since 2011



Rys. 2. Koniunktura gospodarcza w Polsce od 2011 roku według GUS

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS (<https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/koniunktura/koniunktura/koniunktura-w-przetworstwie-przemyslowym-budownictwie-handlu-i-uslugach-w-maju-2019-roku,3,78.html>)

Fig. 2. The economic situation in Poland since 2011 according to Statistics Poland (GUS)

W okresie drugim dalszy wzrost bezrobocia przyczynił się do spadku dynamiki przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia, a w połączeniu ze spadkiem produkcji przemysłowej, znaczącego obniżenia dynamiki PKB oraz gwałtownego spadku wpływów budżetowych. Spadek konsumpcji przełożył się natomiast na korektę inflacji do rekordowo niskich poziomów oraz wystąpienia od drugiej połowy 2014 roku (aż do roku 2016) deflacji.

W okresie trzecim doszło do skokowego wzrostu wpływów budżetowych oraz ich redystrybucji na niespotykaną wcześniej skalę. Na fali wzrostu popytu na dobra i usługi oraz ich produkcji, nastąpił powrót ścieżki rocznej dynamiki PKB do poziomu 105% oraz spadek bezrobocia do rekordowo niskich wartości, nieco powyżej 5%. Pomimo powyższych czynników oraz wyraźnego wzrostu dochodów społeczeństwa, rodzących obawę o gwałtowny wzrost inflacji, dynamika cen towarów i usług konsumpcyjnych zdołała jedynie powrócić do dolnego obszaru korytarza zmienności zdefiniowanego przez NBP.

Główny Urząd Statystyczny (GUS), badający od 1992 roku koniunkturę gospodarczą metodą testu koniunkturalnego, publikuje również własne złożone wskaźniki koniunktury gospodarczej, takie jak na przykład: wskaźnik ogólnego klimatu koniunktury, ogólny wskaźnik syntetyczny koniunktury gospodarczej (GUS-SI), czy bieżące oraz wyprzedzające wskaźniki ufności. Ich złożoność pozwala między innymi na bardziej precyzyjne zbadanie stanu gospodarki w różnych przekrojach, np. określonych sektorach. Wnioski płynące z rysunku 2, przedstawiającego rozkład w czasie wartości wskaźnika GUS-SI, zdają się potwierdzać przedstawione w powyższych akapitach tego punktu stwierdzenia.

3. Wybór metody badawczej

Z informacji przedstawionych w poprzednich punktach nasuwa się wniosek, iż dostępne dane, zarówno w zakresie wartości indeksów PSCMI, jak i wskaźników informujących o sytuacji gospodarczej Polski, mają charakter stricte ilościowy. Zakładając, że obserwowane wielkości wskaźników są zmiennymi losowymi, istnieje możliwość zbadania ewentualnego występowania statystycznych zależności między nimi z użyciem na przykład powszechnie stosowanego w badaniach statystycznych współczynnika korelacji liniowej Pearsona.

Uogólniając, współczynnik korelacji liniowej (r) dwóch zmiennych (X, Y) jest ilorazem kowariancji (cov) i iloczynu odchyłeń standardowych (σ) tych zmiennych, co można przedstawić w sposób następujący (Capiński 2009):

$$r_{XY} = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y}$$

gdzie:

$$\text{cov}(X, Y) = E(XY) - E(X) \cdot E(Y)$$

$$\sigma_X = \sqrt{E(X^2) - (E(X))^2}$$

$$\sigma_Y = \sqrt{E(Y^2) - (E(Y))^2}$$

W powyższych wzorach litera E oznacza wartość oczekiwaną danej zmiennej losowej.

Współczynnik korelacji liniowej Pearsona określa poziom zależności liniowej pomiędzy zmiennymi losowymi. Współczynnik ten jest normalizowany w taki sposób, by jego wartości mieściły się w przedziale obustronnie domkniętym od -1 do 1 , co w praktyce pozwala uniezależnić wnioskowanie od dziedziny badanych zmiennych. Na potrzebę niniejszych badań przyjęto arbitralnie, że pomijane będą wartości współczynników korelacji mieszczące się w przedziale $(-0,5; 0,5)$, natomiast wartości $\leq -0,5$ lub $\geq 0,5$ mogą świadczyć o występowaniu istotnej korelacji między badanymi zmiennymi.

Do uwiarygodnienia występowania zależności pomiędzy zmiennymi, wynikających z relatywnie wysokich wartości współczynników korelacji liniowej Pearsona, przeprowadzono badania na normalność rozkładów tych zmiennych za pomocą testu Shapiro-Wilka (Kostrzewski 2010).

Prawie wszystkie dane, które przyjęto do obliczeń, dostępne są w interwałach miesięcznych, co oznacza, że począwszy od stycznia 2011 roku do połowy 2019 roku, czyli od początku drugiej dekady XXI wieku do najbardziej aktualnych wartości zdecydowanej większości wytypowanych zmiennych, mamy do czynienia z ponad setką obserwacji. Statystyka odnośnie wartości dodanej brutto oraz jej komponentów, a także dynamiki PKB, prowadzona jest przez GUS z częstotliwością nie częstszą niż kwartalna. W tym przypadku, w celu zidentyfikowania ewentualnych zależności pomiędzy jej składowymi a cenami węgla, posłużono się adekwatnymi, to jest kwartalnymi, wielkościami indeksów PSCMI.

Przy badaniu zależności występujących pomiędzy średnioważonymi cenami miałów energetycznych na rynku krajowym, reprezentowanych przez wskaźniki PSCMI 1 oraz PSCMI 2, posłużono się wartościami tych wskaźników wyrażonymi w jednostkach PLN/GJ. Za takim wyborem przemawia fakt, iż przedsiębiorstwa zużywające znaczne ilości paliw węglowych preferują ich wycenę w powiązaniu z wartością opałową. Z tego względu większość umów handlowych określa, że cena miałów w danej partii węgla wyrażona w PLN/tonę, kalkulowana jest jako iloczyn ich wartości opałowej [GJ/tonę] oraz ceny [PLN/GJ] z określonej klasy jakościowej.

4. Zidentyfikowane zależności pomiędzy cenami miałów energetycznych a wybranymi parametrami opisującymi koniunkturę gospodarczą

4.1. PSCMI 1 i PSCMI 2 a wartość dodana brutto w cenach bieżących generowana przez sektor górnictwo i wydobywanie

Wartość dodana brutto jest sumą wartości dodanej brutto wszystkich sektorów instytucjonalnych lub gałęzi działalności gospodarczej i obliczana jest jako różnica pomiędzy produkcją globalną i zużyciem pośrednim (strona produkcji) lub jako suma kosztów zwią-

zanych z zatrudnieniem, amortyzacją środków trwałych, nadwyżką operacyjną brutto/dochodem mieszanym brutto oraz pozostałymi podatkami pomniejszonymi o dotacje związane z produkcją (strona dochodowa) (Rozporządzenie... 2013).

Współczynniki korelacji Pearsona skalkulowane dla odpowiednio PSCMI 1 oraz PSCMI 2 z wartością dodaną brutto (w cenach bieżących) generowaną przez sektor górnictwa i wydobywania, kształtują się na poziomie 0,5 (dokładniej: 0,49 oraz 0,50), co wskazuje na stosunkowo silną, dodatnią korelację tych zmiennych. Istnienie dodatnich korelacji pomiędzy rozpatrywanymi wielkościami raczej nie powinno budzić większych wątpliwości, gdyż biorąc pod uwagę specyfikę ekonomiki górnictwa (przeważający udział kosztów stałych, silną zależność wyników od wolumenów produkcji oraz cen węgla) poziom wartości dodanej generowanej przez cały sektor w dużym stopniu uzależniony jest od warunków cenowych, w szczególności największej pod względem wolumenu grupy sortymentowej.

4.2. PSCMI 1 i PSCMI 2 a ogólny wskaźnik syntetyczny koniunktury gospodarczej (GUS-SI)

Zgodnie z metodologią GUS, do budowy ogólnego wskaźnika syntetycznego koniunktury gospodarczej (GUS-SI) wykorzystywane są zestandaryzowane wskaźniki proste wyrównane sezonowo, pochodzące z badań koniunktury gospodarczej, prowadzonych w ramach poszczególnych rodzajów działalności, takich jak: przetwórstwo przemysłowe, budownictwo, handel detaliczny oraz usługi.

Z przeprowadzonych wyliczeń wynika, że pomiędzy wskaźnikiem GUS-SI a indeksami PSCMI 1 oraz PSCMI 2 nie występują istotne korelacje (uzyskano niskie ujemne wartości współczynników korelacji liniowej Pearsona). Nieco inaczej przedstawia się sytuacja po zbadaniu korelacji pomiędzy komponentami GUS-SI a rozpatrywanymi indeksami cen węgla energetycznego. Na ich podstawie można stwierdzić, iż ceny miałow energetycznych w polskich warunkach są ujemnie skorelowane z komponentem handlu detalicznego, który wynika z kształtowania się następujących wskaźników prostych: bieżącego poziomu zapasów, sprzedaży w ostatnich trzech miesiącach oraz przewidywanej sprzedaży. Współczynniki korelacji w tych przypadkach wynoszą odpowiednio: $-0,63$ (dla PSCMI 1) oraz $-0,52$ (dla PSCMI 2). Z uwagi na brak ujawniania przez GUS wartości wskaźników prostych wchodzących w skład komponentów wskaźnika GUS-SI, nie jest możliwe dalsze drążenie w dół tych danych, co prawdopodobnie pozwoliłoby na dotarcie do konkretnych czynników wywołujących wskazaną zależność. Relatywnie niewielkie przełożenie korelacji cen miałow energetycznych z komponentem handlu detalicznego na korelację PSCMI 1 oraz PSCMI 2 z ogólnym wskaźnikiem syntetycznym koniunktury gospodarczej wynika przede wszystkim z niskiego udziału tego komponentu we wskaźniku GUS-SI (waga równa 6%).

4.3. PSCMI 1 oraz PSCMI 2 a wskaźniki ufności koniunktury gospodarczej (WU)

Podobnie jak w przypadku ogólnego wskaźnika syntetycznego koniunktury gospodarczej, publikowane przez GUS wskaźniki ufności (WU), powstają po zagregowaniu zestandaryzowanych oraz wyrównanych sezonowo wskaźników prostych zebranych z obszarów: przetwórstwa przemysłowego, budownictwa, handlu detalicznego oraz usług. W przeciwieństwie do GUS-SI, wskaźniki ufności publikowane są na poziomie wyżej przytoczonych obszarów (bez agregacji obszarów do jednego wskaźnika).

Badania korelacji WU z PSCMI 1 oraz PSCMI 2 potwierdzają wnioski zawarte w podrozdziale 4.2. Komponent handlu detalicznego wskaźników ufności wykazuje silnie ujemną korelację z cenami mialów energetycznych (r względem PSCMI 1 równy $-0,63$, natomiast względem PSCMI 2 na poziomie $-0,52$). W związku z tym, że GUS publikuje wartości wskaźników prostych, wchodzących w skład wszystkich komponentów wskaźników ufności, w tym przypadku możliwe jest dotarcie do źródeł powstania tej korelacji. Jak się okazuje, przytoczone powyżej wartości współczynników korelacji wynikają głównie z ocen uzyskanych w kategoriach: sprzedaż towarów w ostatnich trzech miesiącach oraz przewidywanej ilości sprzedawanych towarów, natomiast w mniejszym stopniu wynikają z ocen bieżącego stanu zapasów.

4.4. Indeksy giełdowe Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie a PSCMI 1 oraz PSCMI 2

Istnieje powszechne przekonanie, że sytuacja na rynkach akcji, uwidaczniająca się w notowaniach cen akcji oraz poziomach indeksów giełdowych, pełni rolę tak zwanego wyprzedzającego wskaźnika koniunktury gospodarczej. W maksymalnym uproszczeniu zjawisko to można wyjaśnić faktem dyskontowania (uwzględniania) w bieżących wycenach akcji giełdowych spółek przyszłej sytuacji gospodarczej oraz jej implikacji na wyniki finansowe oraz przepływy gotówkowe generowane przez te przedsiębiorstwa.

Przeprowadzone badania wykazały istnienie względnie silnych dodatnich korelacji pomiędzy indeksem branżowym WIG-Górnictwo a indeksami PSCMI 1 oraz PSCMI 2 (odpowiednio r równe: $0,53$ oraz $0,59$). Uzasadnienie tej zależności wydaje się być podobne jak w omówionym przykładzie z wartością dodaną brutto, gdyż wyższe poziomy cenowe węgla pozytywnie przekładają się na kondycję finansową spółek z sektora górnictwa węgla kamiennego, a to z kolei sprzyja wzrostom rynkowych wycen ich emitentów.

Dość niespodziewany obraz sytuacji dała próba zbadania występowania korelacji pomiędzy cenami węgla energetycznego a głównymi indeksami GPW, to jest: WIG 20, mWIG 40 oraz sWIG 80. WIG 20, podobnie jak WIG-Górnictwo, okazał się być dość silnie dodatnio skorelowany (r na poziomie $0,53$), w szczególności z cenami węgla sprzedawanego do ciepłowni przemysłowych i komunalnych, innych niż elektrownie zawodowe i ciepłownie przemysłowe odbiorców przemysłowych oraz pozostałych odbiorców krajowych (PSCMI 2). Co ciekawe, pozostałe dwa indeksy wykazały jeszcze silniejszą, tyle że ujemną, korelację z obydwoma wskaźnikami cen węgla. Z uwagi na wieloaspektowość przyczyn wpływają-

cych na występowanie owej dychotomii, jak i z uwagi na ograniczoną objętość niniejszego artykułu, próba jej wyjaśnienia może stanowić przedmiot osobnej publikacji.

Podsumowanie

Zaprezentowane w niniejszym artykule informacje pozwalają na podniesienie kilku istotnych z punktu widzenia rozwiązania tytułowego problemu wniosków. W syntetyczny sposób można przedstawić je w następujących punktach:

1. Nie dysponując dostępem do kompletnej informacji odnośnie do wszystkich zrealizowanych w trakcie bieżącej dekady transakcyjnych cen sprzedaży miałów energetycznych na rynku krajowym, w badaniach posłużono się ogólnodostępnymi indeksami PSCMI 1 oraz PSCMI 2, świadomie akceptując ograniczenia wynikające z ilości dostępnych danych oraz metodologii obliczania tych indeksów.
2. Pojęcie koniunktury gospodarczej jest bardzo pojemne, a parametry wykorzystywane do jej opisu są często mocno zróżnicowane. Ponadto, zmiany zachodzące w gospodarce na przestrzeni czasu, przedstawiane z punktu widzenia różnych charakterystyk, nie ułatwiają dokonania jednoznacznej oceny kondycji gospodarczej. W takich przypadkach kluczową rolę odgrywają kwestie uznaniowości, umowności oraz subiektywne oceny.
3. Występowanie stosunkowo silnych współczynników korelacji pomiędzy badanymi zmiennymi może wynikać zarówno z faktycznie występujących między nimi zależności, jak też może być kwestią przypadku, wynikającego z takiego, a nie innego, rozkładu pomiarów badanych zmiennych w czasie (lub doboru przedziału obserwacji). W związku z tym autor stoi na stanowisku, że istnienie silnych korelacji pomiędzy zmiennymi musi zostać uwiarygodnione przez występowanie mechanizmów, które przynajmniej na gruncie ogólnej logiki procesów gospodarczych mogłyby te korelacje potwierdzać.
4. W przypadku zmiennych losowych posiadających rozkłady dalekie od normalnego lub w sytuacjach występowania w próbie obserwacji wyraźnie od siebie odstających, wartości współczynników korelacji liniowej Pearsona mogą fałszywie wskazywać na występowanie w rzeczywistości nieistniejących korelacji (zależności). Niestety z przeprowadzonych testów Shapiro-Wilka na normalność rozkładów zmiennych poszczególnych zmiennych losowych wynika, że w znakomitej większości przypadków istnieją podstawy do odrzucenia hipotezy o występowaniu normalności rozkładu wśród przebadanych indeksów i/lub wskaźników. Taka sytuacja ma miejsce na przykład w odniesieniu do PSCMI 1 oraz PSCMI 2, co dodatkowo zwiększa niebezpieczeństwo postawienia błędnych diagnoz.
5. Sytuacja na rynku węgla, podobnie jak i koniunktura gospodarcza, ulegają ciągłym zmianom. Skala dynamiki tych zmian najlepiej uwidacznia się w dłuższych horyzontach czasowych. Z tego powodu zasadne wydaje się ustawiczne monitorowanie przedmiotowych korelacji, co prawdopodobnie z czasem pozwoli lepiej rozpoznać poruszone w niniejszym artykule zagadnienia. Należy liczyć się również z ewentualną falsyfikacją przedstawionych w niniejszej publikacji wniosków bądź ich rozszerzeniem o nowo zidentyfikowane zależności.

Literatura

- Capiński, M. 2009. *Metody matematyczne*. Kraków: AGH.
- Kostrzewski, M. 2010. *Estymacja i prognozowanie*. Kraków: AGH.
- Walkowska red. 2018 – Praca zbiorowa pod red. Walkowska, K. 2018. *Zeszyt metodologiczny. Badanie koniunktury gospodarczej*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- Podstawowe informacje o rynku oraz sektorze węgla kamiennego w Polsce w okresie styczeń–grudzień 2018 r., Praca zbiorowa Agencji Rozwoju Przemysłu SA Oddział w Katowicach, Katowice, luty 2019; dane przetworzone na podstawie wyników badania statystycznego statystyki publicznej „Górnictwo węgla kamiennego i brunatnego”, prowadzonego przez Ministra Energii i realizowanego przez ARP SA O/Katowice.
- Rozporządzenie Parlamentu Europejskiego i Rady (UE) nr 549/2013 z dnia 21 maja 2013 r. w sprawie europejskiego systemu rachunków narodowych i regionalnych w Unii Europejskiej (Tekst mający znaczenie dla EOG); Dz.Urz. UE L 174 z 26.06.2013, s. 1, z późn. zm.
- [Online] <https://polskirynekwegla.pl/o-indeksie> [Dostęp: 5.08.2019].
- [Online] <https://polskirynekwegla.pl/metodologia-obliczania> [Dostęp: 5.08.2019].
- [Online] <https://polskirynekwegla.pl/metodologia-obliczania-0> [Dostęp: 5.08.2019].
- [Online] <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/koniunktura/koniunktura/koniunktura-w-przetworstwie-przemyslowym-budownictwie-handlu-i-uslugach-w-maju-2019-roku,3,78.html>; objaśnienia do wartości wskaźnika GUS-SI za miesiąc maj 2019 [Dostęp: 5.08.2019].
- [Online] <https://stat.gov.pl/wskazniki-makroekonomiczne/> [Dostęp: 5.08.2019].
- [Online] <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/koniunktura/koniunktura/koniunktura-w-przetworstwie-przemyslowym-budownictwie-handlu-i-uslugach-w-maju-2019-roku,3,78.html> [Dostęp: 5.08.2019].