

WPŁYW SZOKÓW NAFTOWYCH NA ASYMETRIĘ CYKLU KONIUNKTURALNEGO - ANALIZA PRZEŁĄCZNIKOWYCH MODELI MARKOWA DLA PAŃSTW UNII EUROPEJSKIEJ

Wstęp

Temat powiązań cen ropy naftowej z aktywnością makroekonomiczną gospodarek jest poruszany w wielu opracowaniach. Hamilton w pracy z 1983 r. zidentyfikował liniową zależność między cenami ropy naftowej a produkcją, jednocześnie wyznaczając kierunek dla nowych badań. Inni autorzy również wskazali ujemną korelację między cenami ropy a zagregowanymi miarami makroekonomicznymi¹. Badania powiązań między rynkiem surowców energetycznych a aktywnością gospodarczą prowadzone na szeroką skalę dotyczyły m.in. reakcji produkcji, zatrudnienia oraz wynagrodzeń na szoki naftowe². Teoria ekonomii wyjaśnia natomiast powiązania między cenami ropy a PKB poprzez efekt podażowy, według którego wzrosty cen surowca wpływają na zmniejszenie potencjalnej produkcji, poprzez ograniczenie podstawowych czynników produkcji. W konsekwencji ograniczeń czynników produkcji wzrastają koszty produkcji, które ograniczają jednocześnie wzrost produkcji oraz produktywności³.

Ważnym głosem w dyskusji nad badaniem zależności między cenami ropy a zmiennymi makroekonomicznymi jest praca Mork'a z 1989r., gdzie autor badał hipotezę asymetrycznego wpływu cen ropy na produkcję. Wskazał, że wpływ wzrostów cen ropy na poziom PKB ma odmienny skutek, niż spadki cen ropy. Wielu ekonomistów wskazało, że relacja cen ropy do aktywności gospodarczej ma charakter nieliniowy⁴.

Clements i Krolzig w pracy z 2002 r. wskazali, że modele przełącznikowe Markowa są w stanie generować symetryczne cykle bądź cykle, które charakteryzują się asymetrią dotyczącą głębokości, stromości bądź ostrości na punktach zwrotnych. Wykorzystując wektorowy przełącznikowy model dla produkcji oraz zatrudnienia z uwzględnieniem zmiennej egzogenicznej, jaką są ceny ropy naftowej wskazali, że zmienność cen ropy nie jest w stanie wyjaśnić wszystkich asymetrii pojawiających się w cyklu.

¹ M.in. w: J. Burbridge, A. Harrison, *Testing for the effects of oil-price rises using vector autoregression*, International Economic Review 1984, 25(1), 459-484; M. Gisser, T.H. Goodwin, *Crude oil and the macroeconomy: Tests of some popular notion*, Journal of Money, Credit and Banking 1986, 18(1), 95-103.

² K. Lee, S. Ni, R.A. Ratti, *On the Dynamic Effects of Oil Price Shocks: A Study Using Industry Level Data*, Journal of Monetary Economics 2002, 49(4), 823-852.

³ S.P. Brown, M.K. Yucel, *Energy Prices and Aggregate Economic Activity and Interpretative Survey*, The Quarterly Review of Economic and Finance 2002, 42, 193-208.

⁴ K. Lee, S. Ni, R.A. Ratti, *Oil shocks and the macroeconomy: The role of price variability*, Energy Journal 1995, 16(4), 39-56; J.D. Hamilton, *This Is What Happened to Oil Price-Macroeconomy Relationship*, Journal of Monetary Economics 1996, 38, 215-220; S.J. Davis, J. Halitwanger, *Sectoral Job Creation and Destruction Responses to Oil Price Changes*, Journal of Monetary Economics 2001, 48, 465-512.

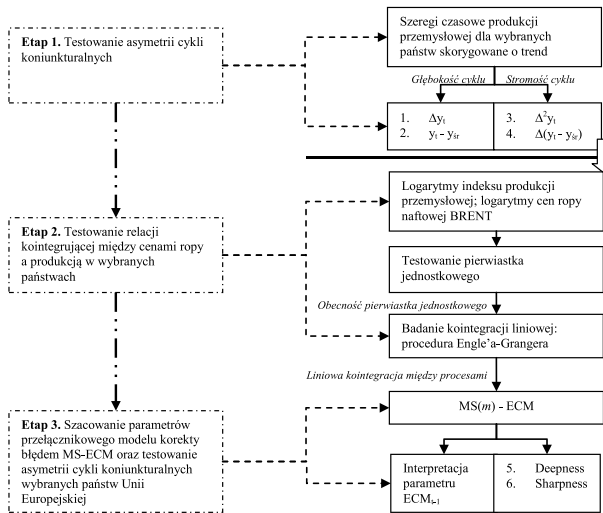
Głównym celem pracy jest analiza asymetryczności cykli koniunkturalnych państw Unii Europejskiej oraz wskazanie odpowiedzi na pytanie: czy ceny ropy naftowej mają wpływ na występowanie asymetrii cyklu koniunkturalnego. Dla realizacji celu pracy zaadaptowano przelącznikowe modele korekty błędem (MS-ECM). Analizowane kraje dobrano wg 3 kryteriów, mianowicie wzrostu gospodarczego, wielkości zużycia energii w przemyśle oraz struktury importu ropy naftowej. Modele dla sześciu państw UE zestawiono następnie z modelem dla średnich wartości wszystkich krajów UE, celem porównania wyników.

Praca składa się z 4 sekcji. Po wstępnie, w sekcji 2 zaprezentowano opis metod badawczych oraz scharakteryzowano dane wykorzystane w badaniu. Sekcja 3 stanowi główną część artykułu, w której zaprezentowano wyniki analizy empirycznej, natomiast ostatnia, 4 sekcja zawiera podsumowanie.

1. Opis danych oraz metody badawczej

W badaniu empirycznym wykorzystano szeregi czasowe indeksu produkcji przemysłowej dla Niemiec, Francji, Danii, Holandii, Polski, Czech oraz Unii Europejskiej, a także szereg czasowy cen ropy naftowej Brent. Dane obejmują okres od stycznia 1995 roku do kwietnia 2014 roku, i zostały pobrane z bazy danych Eurostatu oraz bazy EIA. Schemat badania empirycznego został przedstawiony na rysunku 1.

Rysunek 1. Schemat badania empirycznego



Źródło: opracowanie własne.

Testowanie asymetrii cykli koniunkturalnych wiąże się z określeniem jak zmienne makroekonomiczne zachowują się w zależności od danej fazy cyklu koniunkturalnego. Miary asymetrii pozwalające określić charakterystyki cyklu zostały opracowane i opisane w pracy „Business cycle asymmetry”⁵. W pracy tej zdefiniowano dwa typy asymetrii: ‘głębokość cyklu (*deepness*)’ oraz ‘stromość cyklu (*steepness*)’.

Definicje formalne ‘głębokości’ oraz ‘stromości’ dla zmiennej x_t zaprezentowano poniżej, gdzie x_t jest procesem w którym nie ma trendu.

⁵ D.E. Sichel, *Business cycle asymmetries*, Economic Inquiry 1993, 31, 224-236.

Definicja 1. Głębokość cyklu (*deepness*). Proces x_t jest *nie-głęboki* (non-deep), jeśli x_t nie charakteryzuje się skośnością⁶:

$$E[(x_t - \mu_t)^3] = 0, \quad (1)$$

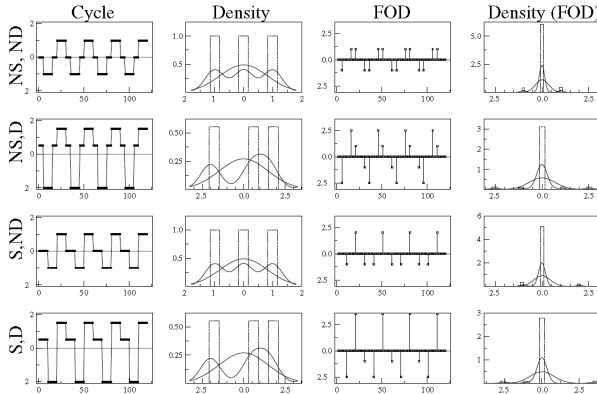
gdzie μ_t jest wartością średnią dla x_t . Analogicznie wyznaczając współczynnik skośności dla przyrostów procesu x_t możemy wyprowadzić definicję stromości cyklu.

Definicja 2. Stromość cyklu (*steepness*). Proces x_t jest *nie-stromy* (non-steep), jeśli Δx_t nie charakteryzuje się skośnością⁷:

$$E[(\Delta x_t)^3] = 0. \quad (2)$$

Ujemny współczynnik skośności dla procesów x_t oraz Δx_t wskazuje na głębokie oraz strome zmiany w fazie recesji. W przypadku gdy współczynnik skośności jest dodatni, wówczas dany cykl w fazie ekspansji jest wysoki (*tall*) oraz stromy. Wszystkie kombinacje są możliwe⁸.

Rysunek 2. Asymetria cyklu koniunkturalnego



Źródło: M.P. Clements, H.M. Krolzig, *Business cycle asymmetries: Characterization and testing based on Markov-switching autoregression*, Department of Economics, University of Warwick 2000.

Na rysunku zaprezentowane zostały wszystkie kombinacje miar asymetrii dla fazy wzrostowej cyklu oraz fazy spadkowej cyklu koniunkturalnego. Pierwszy panel prezentuje przypadek nie-głębokiego (ND) oraz nie-stromego (NS) cyklu. Drugi panel prezentuje głębokość recesji (ale nie-stromość) – NS, D. Trzeci przypadek wskazuje na stromość fazy ekspansji (ale nie głębokość) – S, ND; ostatni panel natomiast wskazuje obie charakterystyki asymetrii cyklu.

Inną miarę opisu asymetryczności cykli koniunkturalnych jest tzw. ostrość cyklu (*sharpness*), która pozwala określić asymetrię punktów zwrotnych cykli, tzn. punkt zwrotny w fazie recesji jest bardziej ostry, wówczas gdy punkt zwrotny w fazie ekspansji jest bardziej zaokrąglony⁹.

⁶ Ibidem.

⁷ Ibidem.

⁸ M.P. Clements, H.M. Krolzig, *Business cycle asymmetries: Characterization and testing based on Markov-switching autoregression*, Department of Economics, University of Warwick 2000.

⁹ G. McQueen, S. Thorley, *Asymmetric business cycle turning points*, Journal of Monetary Economics 1993, 31, 341-362.

Definicja 3. Ostrość cyklu. Proces x_t jest *nie-ostry* (non-sharp), jeśli prawdopodobieństwa przejścia między dwoma reżimami są równe¹⁰:

$$p_{m1} = p_{mM}, p_{1m} = p_{Mm}, \quad (3)$$

dla każdego $m \neq 1, M$, gdzie M oznacza liczbę reżimów.

Jednak należy wskazać, że powyżej przedstawione miary są nieparametrycznymi miarami opisu asymetrii cykli koniunkturalnych. Pomiar asymetrii cykli koniunkturalnych na podstawie modeli przełącznikowych Markowa (MS-AR) stanowi inny sposób analizy problemu. Wykorzystując jednorównaniowy autoregresyjny model Markowa można wskazać, że proces jest *nie-głęboki* jeśli¹¹:

$$\sum_{m=1}^M \bar{\xi}_m (\mu_m - \mu_x)^3 = 0 \quad (4)$$

gdzie $\bar{\xi}_m$ jest bezwarunkowym prawdopodobieństwem dla reżimu m , natomiast $\mu_x = \sum_i \mu_i \bar{\xi}_i$ jest bezwarunkową średnią procesu x_t .

Proces Markowa MSM(M)-AR(p) jest *nie-stromy* jeśli wielkość różnicy między $\mu_j - \mu_i$ spełnia poniższy warunek:

$$\sum_{i=1}^{M-1} \sum_{j=i+1}^M (\bar{\xi}_i p_{ij} - \bar{\xi}_j p_{ji}) [\mu_m - \mu_x]^3 = 0 \quad (5)$$

Miara stromości cyklu, w przeciwieństwie do miary głębokości zależy nie tylko od ergodycznego prawdopodobieństwa, $\bar{\xi}_j$, ale również bezpośrednio od wielkości parametrów przejścia.

Nieparametryczne testy asymetrii cykli koniunkturalnych są zniekształcone poprzez zależną od reżimu heteroskedastyczność wariancji, podczas gdy parametryczne testy asymetrii spisują się lepiej, nawet jeśli dane w szeregach czasowych są generowane przez inne typy modeli przełącznikowych¹².

2. Analiza cykli koniunkturalnych krajów UE oraz znaczenie szoków naftowych

Wykorzystując dostępne zestawy szeregów czasowych dla wybranych państw Unii Europejskiej, oszacowano parametry dwu-reżimowych przełącznikowych modeli Markowa, gdzie reżim 1 oznacza okresy recesji a reżim 2 odpowiada za okresy ekspansji.

Dwu-reżimowy przełącznikowy model korekty błędem MS(2)-ECM dla procesów stacjonarnych ma następującą postać:

$$\Delta y_t = \mu_{S_t} + \sum_{j=1}^q \phi_j \Delta y_{t-j} + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta b_{t-i} + \gamma_1 ECM_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t | S_t \sim iid(0, \sigma_{S_t}), \quad (6)$$

¹⁰ Ibidem.

¹¹ M.P. Clements, H.M. Krolzig, *Business... op. cit.*; M.P. Clements, H.M. Krolzig, *Can oil explain asymmetries in the US Business Cycle?*, [w] *Advances in Markov-switching models*, pod red. J.D. Hamilton, B. Raj, Springer, Berlin 2002.

¹² M.P. Clements, H.M. Krolzig, *Can oil..., op. cit.*

gdzie Δy_t oznacza pierwsze różnice logarytmów indeksu produkcji przemysłowej w badanych państwach, Δb_t oznacza pierwsze różnice logarytmów cen ropy naftowej Brent, natomiast μ_{S_t} , σ_{S_t} - oznaczają odpowiednio wyraz wolny oraz wariancję zależne od reżimu.

Analizę empiryczną rozpoczęto od badania niestacjonarności procesów ekonomicznych. W tym celu zastosowano dwa testy (ADF oraz Phillipsa-Perrona), które w hipotezie zerowej zakładają, że dany proces jest niestacjonarny, zintegrowany w stopniu 1:

$$H_0 : y_t \sim I(1). \quad (6)$$

Tabela 1. Testy pierwiastka jednostkowego w badanych procesach ekonomicznych

Proces ekonomiczny	Poziomy (c+t)		Przyrosty (c)	
	ADF	Phillips-Perron	ADF	Phillips-Perron
Ceny ropy naftowej	-3,229 [1] (0,08)*	-3,134 (0,11)	-7,654 [2] (<0,01)***	-12,56 (<0,01)***
Indeks produkcji w Niemczech	-2,183 [1] (0,50)	-2,707 (0,23)	-5,31 [3] (<0,01)***	-16,54 (<0,01)***
Indeks produkcji we Francji	-1,577 [1] (0,80)	-1,783 (0,71)	-4,583 [5] (<0,01)***	-19,32 (<0,01)***
Indeks produkcji w Danii	-1,799 [7] (0,71)	-2,318 (0,42)	-13,34 [1] (<0,01)***	-20,71 (<0,01)***
Indeks produkcji w Holandii	-2,616 [3] (0,27)	-5,456 (<0,01)***	-15,96 [1] (<0,01)***	-24,09 (<0,01)***
Indeks produkcji w Czechach	-1,922 [2] (0,64)	-2,593 (0,28)	-4,802 [6] (<0,01)***	-21,95 (<0,01)***
Indeks produkcji w Polsce	-1,994 [1] (0,60)	-2,834 (0,19)	-4,292 [7] (<0,01)***	-23,62 (<0,01)***
Indeks produkcji w Unii Europejskiej	-3,122 [3] (0,14)	-2,853 (0,20)	-4,649 [2] (<0,01)***	-24,53 (<0,01)***

*, **, *** - odrzucenie hipotezy zerowej o niestacjonarności procesu przy poziomie istotności 10%, 5% oraz 1%, odpowiednio.

Źródło: Na podstawie własnych badań empirycznych.

Wyniki testowania stopnia zintegrowania procesów ekonomicznych (tabela 1) wykorzystanych w badaniu wskazują, że w danych szeregach czasowych istnieje pierwiastek jednostkowy stopnia 1, $y_t \sim I(1)$. Test Phillipsa-Perrona dla indeksu produkcji przemysłowej w Holandii wskazuje, że proces jest trendo-stacjonarny - jest to sprzeczny wynik z tym uzyskanym na podstawie testu ADF. W dalszym badaniu przyjęto, że w indeksie produkcji przemysłowej dla Holandii istnieje pierwiastek jednostkowy, co pozwala analizować pierwsze przyrosty procesu.

Próba badawcza obejmuje okres 19 lat, gdzie w roku 2008-2009 miał miejsce kryzys finansowy, który mógł zmienić relacje długookresową między produkcją a cenami ropy. W związku z tym w równaniu kointegrującym uwzględniono zmienną, która opisuje zjawisko załamania strukturalnego w czasie, natomiast relacja kointegrująca ma następującą postać:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 b_t + \beta_2 trend + \beta_3 D_t + \zeta_t \quad (7)$$

gdzie y_t , b_t oznaczają odpowiednio indeks produkcji przemysłowej oraz ceny ropy naftowej Brent, natomiast D_t oznacza zmienną zero-jedynkową charakteryzującą załamanie

strukturalne we wrześniu 2008 roku wywołane kryzysem finansowym. Wyniki testowania kointegracji procedurą Engle'a-Grangera przedstawia tabela 2.

Tabela 2. Test kointegracji Engle'a-Grangera między indeksem produkcji przemysłowej w wybranych krajach UE oraz cenami ropy naftowej z uwzględnieniem występowania kryzysu finansowego w 2008 r.

	Niemcy	Francja	Dania	Holandia	Polska	Czechy	Unia Europejska
ADF (C only)	-3,005 [1] (0,035)**	-3,015 [3] (0,033)**	-3,344 [7] (0,013)**	-3,876 [3] (0,002)***	-2,738 [1] (0,068)*	-2,855 [4] (0,051)*	-3,792 [1] (0,001)***

*, **, *** - odrzucenie hipotezy zerowej o niestacjonarności procesu przy poziomie istotności 10%, 5% oraz 1%, odpowiednio.

Źródło: Na podstawie własnych badań empirycznych.

Test kointegracji Engle'a-Grangera wskazuje, że istnieje kointegracja liniowa między indeksem produkcji przemysłowej a cenami ropy naftowej dla wszystkich analizowanych państw. W przypadku Polski oraz Czech relacja długookresowa analizowana w danej próbie nie jest falsyfikowana przy prawdopodobieństwie 10%. Dla pozostałych państw odrzucenie hipotezy zerowej następuje przy 5% bądź 1% prawdopodobieństwie testowym (tabela 2).

Parametry modeli z długookresowym dostosowaniem zostały oszacowane metodą największej wiarygodności, natomiast wyniki zostały przedstawione w tabeli 3.

Tabela 3. Przelącznikowe modele korekty błędem (MS(2)-ECM) dla wybranych krajów Unii Europejskiej

Parametry modeli	Niemcy	Francja	Dania	Holandia	Polska	Czechy	UE
Zależny od reżimu wyraz wolny							
μ_1	-0,0063	-0,0269	-0,004	-0,0044	-0,008	-0,0113	-0,0167
μ_2	0,0094	0,0012	0,0009	0,0098	0,0188	0,0198	0,0012
Zależna od reżimu wariancja							
σ_1	0,0155	0,0148	0,0503	0,0257	0,0133	0,0177	0,0093
σ_2	0,0095	0,0101	0,0213	0,0098	0,0184	0,0172	0,0065
Parametr dostosowania długookresowego							
ECM_{t-1}	-0,2329 [-6,11]	-0,0856 [-2,81]	-0,1931 [-3,80]	-0,2032 [-3,63]	-0,2863 [-6,70]	-0,2489 [-4,62]	-0,0772 [-3,56]
Macierze przejścia							
p00	0,9591	0,9022	0,9208	0,7919	0,9475	0,7882	0,5189
p10	0,0409	0,0978	0,0792	0,2081	0,0525	0,2118	0,4811
p01	0,0402	0,0051	0,011	0,2844	0,0413	0,2313	0,013
p11	0,9598	0,9949	0,989	0,7156	0,9587	0,7687	0,987
Weryfikacja modeli							
LL	645,04	703,98	522,01	560,18	568,33	530,17	809,52
AIC	-1266,07	-1387,96	-1014,02	-1096,37	-1114,66	-1026,33	-1597,04
LR test	26,23 (<0,01)	35,26 (<0,01)	25,9 (<0,01)	25,93 (<0,01)	28,32 (<0,01)	6,28 (0,18)	14,28 (0,007)
Autokorelacja	63,46 (0,002)	58,65 (0,005)	41,07 (0,16)	44,05 (0,095)	38,78 (0,263)	37,61 (0,228)	50,84 (0,024)

Parametry modeli	Niemcy	Francja	Dania	Holandia	Polska	Czechy	UE
JB test	13,37 (0,001)	1,151 (0,563)	7,12 (0,028)	8,83 (0,012)	7,932 (0,019)	17,48 (0,002)	5,91 (0,052)

* odrzucenie hipotezy zerowej, parametry krótkookresowego wpływu zostały pominięte w opisie ze względu na mało znaczący wpływ na realizację celu pracy

Źródło: Na podstawie własnych badań empirycznych.

We wszystkich modelach dla wybranych państw Unii Europejskiej parametry długookresowego dostosowania mają znak zgodny z teorią. Gospodarki Polski oraz Czech korygują odpowiednio 28,63% oraz 24,89% odchylenia od ścieżki długookresowego rozwoju w kolejnym okresie. Kraje rozwinięte, takie jak np. Niemcy, Dania czy Holandia poprzez wahania produkcji korygują odpowiednio, 23,29%, 19,31% oraz 20,32% odchylenia od stanu równowagi. Szybkość powrotu do stanu równowagi, odpowiadający długookresowej ścieżce rozwoju w krajach tych jest zbliżony do Polski i Czech. Natomiast na podstawie modeli dla Francji oraz Unii Europejskiej należy wskazać, że korekta odchylenia od stanu długookresowej równowagi jest znacznie niższa niż w pozostałych państwach, wynosi odpowiednio 5,56% i 7,72%.

Należy jednak wskazać, że w modelach dla Niemiec, Francji i Unii Europejskiej występuje słabość w postaci autokorelacji całkowitej rzędu 12. Jednak tylko dla modelu Francji i Unii Europejskiej, test JB wskazuje na fakt, iż składnik losowy ma rozkład normalny. Ze względu na pewne słabości zbudowanych modeli należy ostrożnie traktować uzyskane wyniki, które tylko w pewnym stopniu przybliżają rzeczywistość.

3. Analiza symetryczności cykli koniunkturalnych krajów UE

Wyniki oszacowania nieparametrycznych testów symetryczności, które opisane zostały w sekcji 1, zostały zaprezentowane w tabeli 4. Odpowiednie charakterystyki testu, które wskazują asymetryczny charakter cyklu to przede wszystkim znak współczynnika skośności w próbie, wartość statystyki testu asymetryczności oraz prawdopodobieństwo testowe.

Dla określenia asymetrii cykli koniunkturalnych analizowano pierwsze różnice logarytmów indeksu produkcji przemysłowej aby ocenić głębokość cyklu (*deepness*). Następnie, dla określenia stromości (*steepness*) wykorzystano drugie różnice logarytmów wartości indeksu produkcji przemysłowej.

Tabela 4. Nieparametryczne testy asymetrii produkcji w krajach Unii Europejskiej

Testowanie asymetrii cykli	Niemcy	Francja	Dania	Holandia	Polska	Czechy	UE
Cykl nie-głęboki (<i>non-deep</i>) Δy_t	(-) 21,987 [<0,001]*	(-) 2,811 [0,094]*	(-) 0,054 [0,817]	(-) 0,030 [0,863]	(-) 3,419 [0,064]*	(-) 1,408 [0,235]	(-) 45,805 [<0,001]*
Cykl nie-stromy (<i>non-steep</i>) $\Delta^2 y_t$	(+) 1,122 [0,289]	(+) 0,006 [0,936]	(+) 0,152 [0,697]	(-) 0,388 [0,533]	(-) 3,725 [0,054]*	(+) 1,822 [0,177]	(-) 0,007 [0,934]

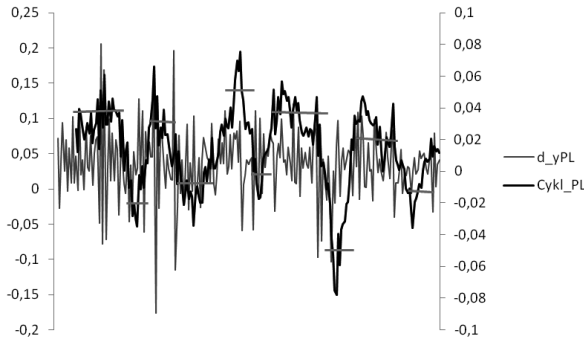
* - odrzucenie hipotezy zerowej $\psi=0$ przy poziomie istotności min. 10%, w nawiasach podano znak wskazujący na kierunek skośności: (-) – ujemny, (+) – dodatni,

Źródło: Na podstawie własnych badań empirycznych.

Analizując wyniki zawarte w tabeli 4, należy wskazać, że cykle koniunkturalne Niemiec, Francji, Polski i Unii Europejskiej charakteryzują się asymetrycznością. Testy

nieparametryczne wskazują, że cykle gospodarcze w Niemczech, Francji i Unii Europejskiej są głębokie w okresie recesji (na co wskazuje ujemny znak współczynnika skośności). Z kolei tylko w przypadku cyklu koniunkturalnego polski test wskazuje, że w fazie recesji cykl koniunkturalny jest głęboki i stromy (por. tabela 4 i wykres 1).

Wykres 1. Asymetria cyklu koniunkturalnego Polski



Źródło: opracowanie własne.

Nieparametryczne testy asymetryczności nie pozwalają określić ostrości w punktach zwrotnych cyklu koniunkturalnego, dlatego stosując analizę opartą na modelach przełącznikowych Markowa, wnioskowano o głębokości cykli oraz ostrości w punktach zwrotnych.

Ze względu na fakt, że w badaniu rozważano dwu-reżimowy przełącznikowy model Markowa, można wskazać, że cykl zidentyfikowany na podstawie takiego modelu zawsze jest nie-stromy (*non-steep*). Wynika to z faktu, że¹³:

$$E[\Delta\mu_t^3] = (\bar{\xi}_1 p_{12} - \bar{\xi}_2 p_{21})(\mu_2 - \mu_1)^3. \quad (8)$$

ponieważ, $\bar{\xi}_1 / \bar{\xi}_2 = p_{21} / p_{12}$ to $\bar{\xi}_1 p_{12} - \bar{\xi}_2 p_{21} = 0$, czyli $E[\Delta\mu_t^3] = 0$.

Wyniki testowania asymetrii cykli zostały przedstawione w tabeli 5.

Tabela 5. Testowanie asymetrii w modelach MS-ECM dla cykliczności produkcji w krajach Unii Europejskiej

Testowanie asymetrii cykli	Niemcy	Francja	Dania	Holandia	Polska	Czechy	UE
Cykl nie-głęboki	(+)	(+)	(+)	(-)	(+)	(-)	(+)
(<i>non-deep</i>) Δy_t	0,003 [0,96]	213 [<0,01]*	0,004 [0,95]	0,453 [0,5]	12,4 [<0,01]*	4,219 [0,04]*	0,749 [0,387]

* - odrzucenie hipotezy zerowej $\psi=0$ przy poziomie istotności min. 10%, w nawiasach podano znak wskazujący na kierunek skośności: (-) – ujemny, (+) – dodatni,

Źródło: Na podstawie własnych badań empirycznych.

Uwzględnienie cen ropy w modelu produkcji poprawia zdolność do identyfikacji asymetryczności cykli koniunkturalnych w przypadku Francji, Polski oraz Czech. Porównując wyniki otrzymane na podstawie nieparametrycznych testów, należy wskazać, że tylko w przypadku Francji i Polski oba rodzaje testów zidentyfikowały asymetryczne zmiany w cyklach koniunkturalnych. Jak wskazują prawdopodobieństwa przejścia między stanami

¹³ M.P. Clements, H.M. Krolzig, *Can oil...*, *op. cit.*

(reżimami) w modelach dla państwa UE, w przypadku Francji, Dani oraz UE występują ostrości na punktach zwrotnych cykli koniunkturalnych tych państw. Wskazują jednocześnie na asymetrię tych cykli¹⁴.

Podsumowanie

W pracy tej badano asymetrię cykli koniunkturalnych w wybranych państwach Unii Europejskiej, jednocześnie próbując wskazać, czy zmiany w cenach na światowych rynkach ropy naftowej mają wpływ na asymetrię cykli koniunkturalnych analizowanych państw. W tym celu wykorzystano przełącznikowe modele Markowa oraz miary asymetrii cykli opracowane przez Clements'a i Krolziga (2000), a także nieparametryczne testy asymetrii cykli koniunkturalnych (Sichel, 1993). Wyniki testowania asymetryczności cykli wskazują, że tylko cykl koniunkturalny Polski był głęboki oraz stromy w latach 1995-2014, natomiast cykle koniunkturalne dla Niemiec, Francji i UE okazały się być tylko głębokie w okresie recesji. Wyniki testowania asymetrii cykli na podstawie przełącznikowych modeli Markowa dowodzą istnienia asymetrii cykli dla Francji, Dani, Polski, Czech oraz Unii Europejskiej.

W badaniu tym skupiono się na analizie asymetrii cykli z wykorzystaniem dwu-reżimowych modeli Markowa, które okazują się być zawsze nie-strome. W kolejnym badaniu należy się zastanowić jak cykle koniunkturalne zachowują się gdy do analizy wykorzystamy trzy-reżimowy przełącznikowy model Markowa.

Bibliografia

1. Brown, S. P. A., Yucel, M. K., *Energy Prices and Aggregate Economic Activity and Interpretative Survey*, The Quarterly Review of Economic and Finance 2002, 42, 193-208.
2. Burbridge, J., & Harrison, A., *Testing for the effects of oil-price rises using vector autoregression*, International Economic Review 1984, 25(1), 459-484.
3. Clements M. P., Krolzig H. M., *Business cycle asymmetries: Characterization and testing based on Markov-switching autoregression*, Department of Economics, University of Warwick 2000.
4. Clements MP, Krolzig H-M., *Can oil explain asymmetries in the US Business Cycle?*, [w] *Advances in Markov-switching models*, pod red. Hamilton J.D., Raj B., Springer, Berlin 2002.
5. Davis, S. J., Halitwanger, J., *Sectoral Job Creation and Destruction Responses to Oil Price Changes*, Journal of Monetary Economics 2001, 48, 465-512.
6. Engle R. F., Granger C. W. J., *Cointegration and Error Correction Representation. Estimation and Testing*, Econometrica 1987, 55, 251-276.
7. Gisser, M., & Goodwin, T.H., *Crude oil and the macroeconomy: Tests of some popular notion*, Journal of Money, Credit and Banking 1986, 18(1), 95-103.
8. Hamilton, J. D., *Oil and the Macroeconomy Since World War II*, Journal of Political Economy 1983, 91, 228-248.
9. Hamilton, J. D., *This Is What Happened to Oil Price-Macroeconomy Relationship*, Journal of Monetary Economics 1996, 38, 215-220.
10. Lee K., Ni S, Ratti R.A., *On the Dynamic Effects of Oil Price Shocks: A Study Using Industry Level Data*, Journal of Monetary Economics 2002, 49(4), 823-852.
11. Lee, K., Ni, S., & Ratti, R.A., *Oil shocks and the macroeconomy: The role of price variability*, Energy Journal 1995, 16(4), 39-56.
12. McQueen G., Thorley S., *Asymmetric business cycle turning points*, Journal of Monetary Economics 1993, 31, 341-362.
13. Mork, K. A., *Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: an Extension of Hamilton's Results*, Journal of Political Economy 1989, 91, 740-744.
14. Sichel D. E., *Business cycle asymmetries*, Economic Inquiry 1993, 31, 224-236.

¹⁴ Porównaj tabela 3.

INFLUENCE OF OIL PRICE SHOCKS ON ASYMMETRY OF BUSINESS CYCLE: THE ANALYSIS OF MARKOV SWITCHING MODELS FOR EUROPEAN UNION COUNTRIES

Summary

In the study the Markov-switching models with oil prices to analysis of business cycle asymmetries were considered. We find evidence that business cycles in 1995-2014 were asymmetric in France, Denmark, Poland, Czech Republic and European Union.

Key words: business cycle, asymmetry, Markov switching model, cointegration, skewness