

Krzysztof Beck*

DETERMINANTY SYNCHRONIZACJI CYKLI KONIUNKTURALNYCH: ANALIZA Z WYKORZYSTANIEM BMA I MIAR ŁĄCZNOŚCI. CZĘŚĆ II – WYNIKI ESTYMACJI

DOI: 10.26399/meip.1(60).2018.01/k.beck

WPROWADZENIE

W pierwszej części artykułu omówiono znaczenie problemu determinant synchronizacji cykli koniunkturalnych (SCK) dla integrujących się gospodarek, a w szczególności gospodarek europejskich, które znajdują się w strefie euro, bądź rozważają uczestnictwo w Unii Gospodarczej i Walutowej. Zaprezentowano także wykorzystane dane oraz szczegóły konstrukcji miary synchronizacji cykli koniunkturalnych oraz jej determinant. Ponadto pierwsza część opracowania zawierała opis bayesowskiego łączenia modeli (*bayesian model averaging*) – BMA – oraz możliwych do obliczenia w jego ramach miar łączności (*jointness*), które pozwalają na określenie związków komplementarności lub substytucyjności między analizowanymi regresorami. W drugiej części artykułu wykorzystano metodologię opisaną w części pierwszej w celu rozstrzygnięcia, które spośród 12 potencjalnych regresorów są rzeczywistymi determinantami synchronizacji cykli koniunkturalnych.

* Krzysztof Beck – dr, Uczelnia Łazarskiego w Warszawie, Wydział Ekonomii i Zarządzania, beckkrzysztof@gmail.com

1. WYNIKI ZASTOSOWANIA BAYESOWSKIEGO ŁĄCZENIA WIEDZY PO MODELACH I MIAR ŁĄCZNOŚCI

W niniejszym podrozdziale omówiono wyniki Bayesowskiego łączenia wiedzy po modelach. Zmienną zależną jest wartość współczynnika korelacji odchyłeń realnego PKB od trendu, gdzie komponent cykliczny i komponent związany z trendem zostały uzyskane przy użyciu filtru Baxter-Kinga. W roli determinant synchronizacji cykli koniunkturalnych zastosowano dwa następujące zbiory regresorów¹:

- a) *ksi1v, x, mu, eu, bd, i1, ubp, dist, rp, d, b, l*;
- b) *kor3e, x, mu, eu, bd, i1, ubp, dist, rp, d, b, l*.

Analiza wpływu tych zbiorów regresorów na synchronizację cykli koniunkturalnych (*bp*) jest przedmiotem niniejszego podrozdziału. Wszystkie obliczenia wykonano z wykorzystaniem pakietu BMS² dostępnego w ramach środowiska R oraz pakietu BMA³ dostępnego w ramach programu *gretl*.

W celu zagwarantowania bezstronności selekcji w warunkach dużej niepewności co do właściwej postaci modelu, przyjęto *a priori*:

- 1) jednostajną (*uniform*) funkcję gęstości rozmiarów modelu⁴ (każdy z modeli charakteryzuje się takim samym prawdopodobieństwem) – rozkład dwumianowy przy oczekiwanym rozmiarze modelu równym $K/2$ (K – liczba regresorów);

¹ Objaśnienia wszystkich oznaczeń zostały przedstawione w „Myśl Ekonomiczna i Polityczna” 4, 2017 – Cz. I, s. 19–46.

² M. Błażejowski, J. Kwiatkowski, *Bayesian Model Averaging and Jointness Measures for *gretl**, „Journal of Statistical Software” Tom 68, Nr 5, 2015, s. 1–24.

³ S. Zeugner, M. Feldkircher, *Bayesian Model Averaging Employing Fixed and Flexible Priors: The BMS Package for R*, „Journal of Statistical Software”, Tom 68, Nr 4, 2015, s. 1–37.

⁴ X. Sala-i-Martin, G. Doppelhofer, R. Miller, *Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach*, „The American Economic Review”, Tom 94, Nr 4, 2004, s. 813–835 oraz E. Ley, M. Steel, *On the Effect of Prior Assumptions in Bayesian Model Averaging with Applications to Growth Regressions*, „Journal of Applied Econometrics”, Tom 24, Nr 4, 2009, s. 651–674.

2) parametru *a priori* g Zellnera⁵, dla którego przyjęto wartość $g = N$ – wartość informacyjna przypisana każdemu z modeli jest równa tej zawartej w jednej informacji⁶ (N – liczba obserwacji).

W wykorzystanych warunkujących zbiorach informacyjnych znajduje się 12 zmiennych objaśniających, co oznacza, że przestrzeń składa się z $2^{12} = 4096$ modeli⁷.

Uzyskane w pracy wyniki zostały zweryfikowane poprzez bardzo szerokie zmiany w założeniach *a priori*, zarówno prawdopodobieństwa modelu, jak i parametru g Zellnera. Ze względu na brak miejsca wyniki badania odporności na zmiany specyfikacji *a priori* nie zostały zaprezentowane w niniejszym artykule. Są one jednak dostępne na życzenie Czytelnika.

Decyzja, czy zmienna powinna być uwzględniona w modelu, zależy od stosunku prawdopodobieństw włączenia do modelu *a priori* oraz *a posteriori*. Kierując się zasadą naukowej bezstronności, przy selekcji zdecydowano się na przyjęcie jednostajnej postaci funkcji prawdopodobieństwa włączenia zmiennej do modelu *a priori* (*prior inclusion probability*) $AIP = (K/2)/K = 1/2$. Jest to bardzo rygorystyczne kryterium włączenia zmiennej do modelu, ale jego niewątpliwą zaletą jest to, że AIP jest niezależne od rozmiarów modelu. W efekcie umożliwia wnioskowanie z wykorzystaniem BMA dla różnej liczby regresorów, zapewniając porównywalność wyników.

W tabelach pogrubioną czcionką oznaczono zmienne, w przypadku których wartości prawdopodobieństwa włączenia zmiennej do modelu *a posteriori* (PIP) są wyższe niż prawdopodobieństwa *a priori* (innymi słowy, dla których $PIP > 0,5$).

W tabeli 1 przedstawiono wyniki BMA dla zestawu zmiennych objaśniających zawierających miarę podobieństwa struktur *ksilv*. Zmienne zostały uszeregowane malejąco, przyjmując za punkt odniesienia wartość prawdopodobieństwa *a posteriori* włączenia zmiennej do modelu.

Sześć spośród dwunastu zmiennych charakteryzują prawdopodobieństwa *a posteriori* włączenia do modelu wyższe niż 0,5. Dla współzmienności polityki monetarnej (*i1*) PIP przyjmuje najwyższą wartość (1), podobnie jak śred-

⁵ A. Zellner, *On Assessing Prior Distributions and Bayesian Regression Analysis with g Prior Distributions*, [w:] (red) P.K. Goel, A. Zellner, *Bayesian Inference and Decision Techniques: Essays in Honor of Bruno de Finetti. Studies in Bayesian Econometrics* 6, Elsevier, New York 1986, s. 233–243.

⁶ R. Kass, L. Wasserman., *A Reference Bayesian Test for Nested Hypotheses and Its Relationship to the Schwarz Criterion*, „Journal of the American Statistical Association”, Tom 90, Nr 431, 1995, s. 928–934.

⁷ Włączając w to model nie zawierający żadnej zmiennej.

nia (0,43) i średnia standaryzowana (0,36). Wartości odchyłeń standardowych wskazują na istotność statystyczną tej zmiennej. Prawdopodobieństwo pozytywnego znaku dla *iI* wynosi 1. W świetle przedstawionych rezultatów współzmiennność polityki monetarnej wydaje się zatem najważniejszą determinantą synchronizacji cykli koniunkturalnych. Ważną determinantą stopnia synchronizacji cykli koniunkturalnych jest członkostwo w Unii Europejskiej, implikujące przynależność do strefy wolnego handlu oraz swobodny przepływ kapitału. Prawdopodobieństwo włączenia zmiennej *eu* do modelu wynosi 0,997, zaś prawdopodobieństwo pozytywnego znaku wynosi 1. Wartość średniej wynosi około 0,26, natomiast średniej standaryzowanej około 0,3. Odchylenia standardowe wskazują na istotność statystyczną tej zmiennej. Wartość PIP dla zmiennej opisującej stopień synchronizacji cykli koniunkturalnych ze Stanami Zjednoczonymi (*ubp*) wynosi 0,993, a prawdopodobieństwo pozytywnego znaku wynosi 1. Wartość średniej jest równa 0,26, natomiast średniej standaryzowanej 0,18. Wartości odchyłeń standardowych wskazują na istotność statystyczną tej zmiennej. Zatem kraje charakteryzujące się wysokim stopniem synchronizacji z USA mają także wysoki stopień SCK ze sobą.

Tabela 1

Statystyki BMA dla warunkującego zbioru informacji zawierającego:
ksiIv, x, mu, eu, bd, iI, ubp, dist, rp, d, b, l (zmienna objaśniana: *bp*)

Zmienna	PIP	PM	PSD	PMC	PSDC	SPM	SPSD	SPMC	SPSDC	P(+)
<i>iI</i>	1,000	0,433	0,069	0,433	0,069	0,358	0,057	0,358	0,057	1,000
<i>eu</i>	0,997	0,255	0,065	0,256	0,063	0,294	0,075	0,295	0,073	1,000
<i>ubp</i>	0,993	0,259	0,067	0,261	0,064	0,183	0,048	0,184	0,045	1,000
<i>mu</i>	0,981	0,267	0,082	0,272	0,074	0,218	0,067	0,222	0,060	1,000
<i>dist</i>	0,806	-0,111	0,070	-0,138	0,049	-0,133	0,084	-0,165	0,059	0,000
<i>ksiIv</i>	0,771	-0,410	0,281	-0,532	0,195	-0,100	0,068	-0,129	0,047	0,000
<i>b</i>	0,101	0,004	0,019	0,040	0,044	0,004	0,019	0,042	0,047	1,000
<i>bd</i>	0,094	0,004	0,019	0,039	0,049	0,004	0,023	0,047	0,059	1,000
<i>rp</i>	0,081	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,002	0,016	-0,028	0,049	0,005
<i>d</i>	0,080	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0,015	0,027	0,048	0,993
<i>x</i>	0,076	0,061	0,587	0,805	1,983	0,002	0,015	0,021	0,051	0,957
<i>l</i>	0,074	-0,001	0,014	-0,020	0,049	-0,001	0,013	-0,018	0,044	0,015

Źródło: opracowanie własne.

Prawdopodobieństwo *a posteriori* włączenia do modelu dla członkostwa w Unii Gospodarczej i Walutowej (*mu*) jest równe 0,981. Prawdopodobieństwo wystąpienia dodatniego znaku wynosi 1, średnia około 0,27, natomiast standaryzowana około 0,22, przy czym odchylenia standardowe wskazują na istotność statystyczną. Kolejną zmienną, dla której prawdopodobieństwo *a posteriori* włączenia do modelu jest wyższe od prawdopodobieństwa *a priori*, jest dystans PKB *per capita* (*dist*). PIP wynosi w tym przypadku 0,8, a prawdopodobieństwo pozytywnego znaku 0: konwergencja prowadzi do wzrostu stopnia synchronizacji cykli koniunkturalnych. Wartości średnich wynoszą odpowiednio -0,11 dla wszystkich modeli oraz -0,14 pod warunkiem włączenia do modelu. Natomiast wartości standaryzowanych średnich wynoszą -0,13 oraz -0,17, odpowiednio dla wszystkich modeli i pod warunkiem włączenia do modelu.

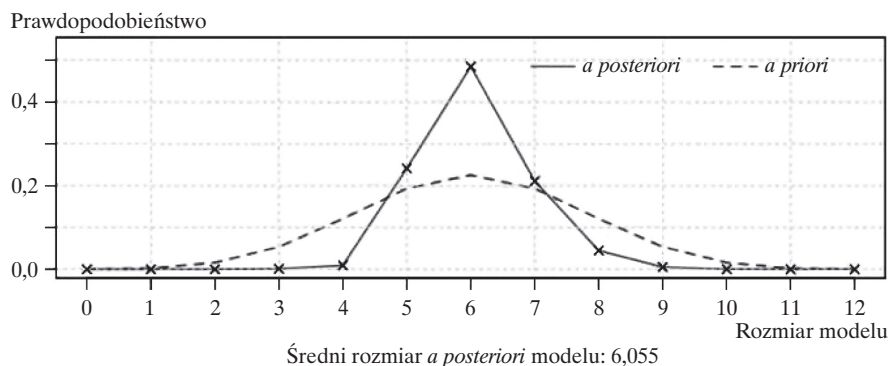
Różnice pomiędzy wartościami średnich dla wszystkich modeli oraz pod warunkiem włączenia do modelu stały się istotne dopiero w przypadku zmiennej *dist*. Wcześniej zmienne charakteryzowały się wartością PIP powyżej 0,9, co oznaczało, że warianty modelu z tymi zmiennymi zbierały większość masy prawdopodobieństwa *a posteriori* dla wszystkich modeli. W efekcie oszacowania parametrów strukturalnych stojących przy tych zmiennych uzyskiwały wysokie wagi, co tłumaczy niemalże niezauważalne różnice między wartościami średnich dla wszystkich modeli, a wariantami ograniczonymi warunkiem włączenia do modelu. Natomiast *dist* ma PIP równe 0,8, co oznacza, że zmienna ta występuje (choć bardzo rzadko) także w gorszych modelach. Ogólnie jednak w świetle przytoczonych rezultatów dystans PKB *per capita* należy uznać za istotną determinantę synchronizacji cykli koniunkturalnych. Ostatnią zmienną o wartości prawdopodobieństwa *a posteriori* włączenia do modelu wyższej niż *a priori* (0,5) jest podobieństwo struktur produkcji, mierzone indeksem specjalizacji Krugmana na najniższym poziomie dezagregacji. Wartość PIP dla *ksiIv* wynosi 0,77. Prawdopodobieństwo negatywnego i przewidywanego przez teorię ekonomiczną znaku jest bliskie 1. Średnia dla *ksiIv* wynosi -0,41 dla wszystkich modeli oraz -0,53 dla wariantów zawierających tę zmienną. W przypadku standaryzowanej średniej oszacowania te wynoszą odpowiednio -0,1 oraz -0,13. Można zatem uznać podobieństwo struktur produkcji za istotną determinantę synchronizacji cykli koniunkturalnych. Prawdopodobieństwo *a posteriori* włączenia do modelu w przypadku pozostałych sześciu zmiennych jest niższe niż 0,5, co *implicite* oznacza, że w warunkach niepewności zmienne te powinny zostać wykluczone ze zbioru regresorów. Z drugiej strony istnieją jednak solidne podstawy teoretyczne, jak i dowody w literaturze empirycznej, na istotny wpływ tych zmiennych na SCK. PIP dla zmiennych *b*, *bd*, *rp*, *d*, *x* oraz *l* wynoszą odpowiednio: 0,1,

0,094, 0,081, 0,08, 0,076 oraz 0,074. Prawdopodobieństwa pozytywnego znaku w przypadku wspólnej granicy (b) oraz współzmienności polityki fiskalnej (bd) są równe 1. Dla pozostałych zmiennych prawdopodobieństwa pozytywnego znaku są bliskie 0 oraz 1, co oznacza, że w przypadku tych zmiennych znaki oszacowanych parametrów są jednoznacznie określone. Wartości absolutne średnich są bardzo bliskie zeru dla b , bd , rp , d oraz l . W przypadku handlu bilateralnego (x) średnie są raczej wysokie, ale charakteryzują się jednocześnie bardzo wysoką wartością odchylenia standardowego. Ostatecznie zatem trudno na tym etapie mówić o dowodach na istotność wpływu wyżej wymienionych zmiennych na synchronizację cykli koniunkturalnych. Należy pamiętać jednak, że ich nieistotność może być wywołana silną współliniowością.

BMA dostarcza także informacji na temat rozkładu prawdopodobieństwa rozmiaru modelu opisującego SCK, tzn. prawdopodobieństwa tego, że model z określoną ilością zmiennych jest „prawdziwym modelem regresji”. Rozkład prawdopodobieństwa *a priori* i *a posteriori* rozmiarów modelu dla zbioru informacyjnego zawierającego $ksi1v$ przedstawiono na wykresie 1.

Wykres 1

Rozkład prawdopodobieństwa *a priori* i *a posteriori* rozmiarów modelu dla zbioru informacyjnego zawierającego $ksi1v$ (zmienna objaśniana: bp)



Źródło: opracowanie własne.

Średnia *a priori* (6) i *a posteriori* (6,055) są praktycznie sobie równe. Jednakże rozkład *a posteriori* jest zdecydowanie bardziej skoncentrowany wokół średniej, co można uznać za dowód tego, że prawdziwy model regresji powinien zawierać około sześciu zmiennych.

Znając rozkład prawdopodobieństwa *a posteriori*, warto przyjrzeć się dziesięciu najlepszym modelom spośród 4096 możliwych wariantów. Zmien-

ne przynależące do poszczególnych modeli zostały oznaczone jedynkami w tabeli 2. Pogrubioną czcionką zaznaczono te zmienne, które są obecne we wszystkich najlepszych modelach.

Tabela 2

Zmienne objaśniające w dziesięciu najlepszych modelach wybranych zgodnie z kryterium PMP dla zbioru informacyjnego z *ksi1v* (zmienna objaśniana: *bp*)

Miejsce	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
ksi1v	1		1	1	1	1	1	1	1	
x									1	
mu	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
eu	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
bd						1				
i1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
ubp	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
dist	1	1		1	1	1	1	1	1	1
rp					1					
b				1						1
d							1			
l								1		
PMP	0,350	0,125	0,106	0,033	0,032	0,030	0,028	0,027	0,026	0,016

Źródło: opracowanie własne.

Najlepszy model, na który przypada 35% ogólnej masy prawdopodobieństwa *a posteriori*, składa się z sześciu zmiennych objaśniających: *ksi1v*, *mu*, *eu*, *i1*, *ubp* oraz *dist*. W drugim najlepszym modelu pojawiają się zmienne *mu*, *eu*, *i1*, *ubp* oraz *dist*, przy czym odpowiada mu masa prawdopodobieństwa równa 12,5%. Model ze zmiennymi *ksi1v*, *mu*, *eu*, *i1*, *ubp* zajmuje trzecie miejsce i zbiera 10,6% łącznej masy prawdopodobieństwa. Oznacza to, że pierwsze trzy modele koncentrują wokół siebie 58,1% łącznej masy prawdopodobieństwa *a posteriori*. Nie dziwi zatem niskie wartości średnich dla zmiennych pominiętych w najlepszym równaniu. Jednakże należy pamiętać, że zmienne *ksi1v*, *mu*, *eu* oraz *dist* są silnie skorelowane między sobą oraz z pozostałymi zmiennymi, co może znacząco osłabiać ich moc objaśniającą. Problem ten będzie przedmiotem rozważań w dalszej części opracowania.

Oszacowania parametrów strukturalnych pięciu najlepszych modeli przedstawiono w tabeli 3. Testy Breuscha-Pagana-Godfrey'a oraz White'a odrzuciły hipotezę o homoskedastyczności składnika losowego we wszystkich pięciu przypadkach. Z tego względu do oszacowania parametrów omawianych modeli wykorzystano estymatory MKN, White'a oraz Newey-Westa.

Tabela 3

Oszacowania pięciu najlepszych modeli wybranych zgodnie z kryterium PMP dla zbioru informacyjnego z *ksi1v* (zmienna objaśniana: *bp*)

Miejsce	1	2	3	4	5
Wyraz wolny	-0,179**	-0,178**	-0,304***	-0,188**	-0,161*
<i>ksi1v</i>	-0,497***		-0,670***	-0,479**/**/**	-0,509***
<i>x</i>					
<i>mu</i>	0,285***	0,258***	0,273***	0,277***	0,282***
<i>eu</i>	0,246***	0,241***	0,301***	0,245***	0,258***
<i>bd</i>					
<i>il</i>	0,425***	0,403***	0,485***	0,427***	0,415***
<i>ubp</i>	0,264***	0,245***	0,275***	0,267***	0,255***
<i>dist</i>	-0,128***	-0,171***		-0,127***	-0,133***
<i>rp</i>					0,000
<i>b</i>				0,031	
<i>d</i>					
<i>l</i>					
P(F)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Skorygowane R²	0,679	0,668	0,667	0,678	0,678
Akaike	-0,672	-0,643	-0,641	-0,664	-0,664
Schwarz	-0,552	-0,541	-0,538	-0,528	-0,527
Hannan-Quinn	-0,623	-0,602	-0,599	-0,609	-0,608
P(JB)	0,375	0,658	0,559	0,368	0,390
PMP	0,350	0,125	0,106	0,033	0,032

*/**/** – oznaczają współczynniki kierunkowe istotne na poziomie ufności odpowiednio 0,9/0,95/0,99. Wszystkie modele były szacowane za pomocą estymatora MNK/ White'a/ Newey-Westa.

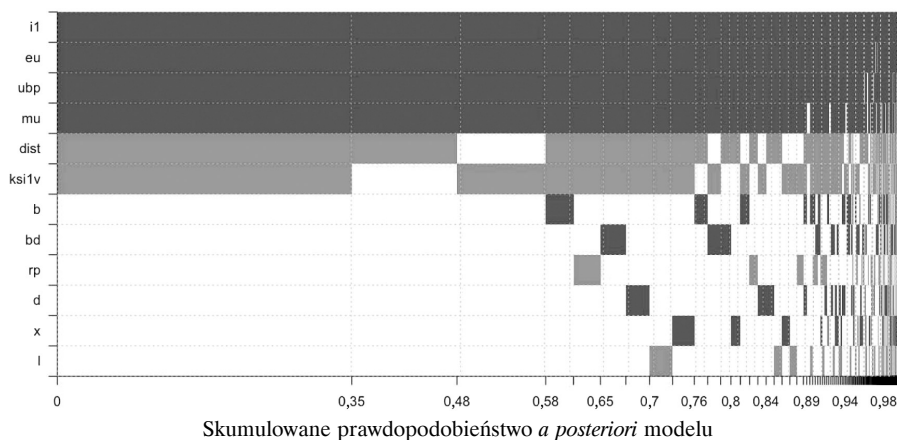
Źródło: opracowanie własne.

W najlepszym modelu wszystkie zmienne objaśniające są istotne na 1% poziomie istotności, zaś zmienność SCK jest objaśniana przez model niemalże w 70%. Synchronizacja cykli koniunkturalnych jest najbardziej wrażliwa na zmiany podobieństwa strukturalnego (oszacowanie stosownego parametru wynosi $-0,5$) i współzmiennność polityki monetarnej ($0,43$). Oszacowania parametrów strukturalnych stojących przy pozostałych zmiennych są wyraźnie niższe.

Warto bliżej przyjrzeć się oszacowaniom parametrów strukturalnych dla większej liczby modeli. Przedstawiono je dla 500 najlepszych modeli na wykresie 2. Kolorem ciemnoszarym oznaczono dodatnie wartości współczynników, kolorem jasnoszarym negatywne, natomiast kolor biały oznacza wartość współczynnika równą zero, co ma miejsce pod nieobecność regresora w danym wariancie.

Wykres 2

Znaki parametrów strukturalnych w 500 najlepszych modelach dla zestawu informacyjnego ze zmienną *ksi1v* (zmienna objaśniana: *bp*)



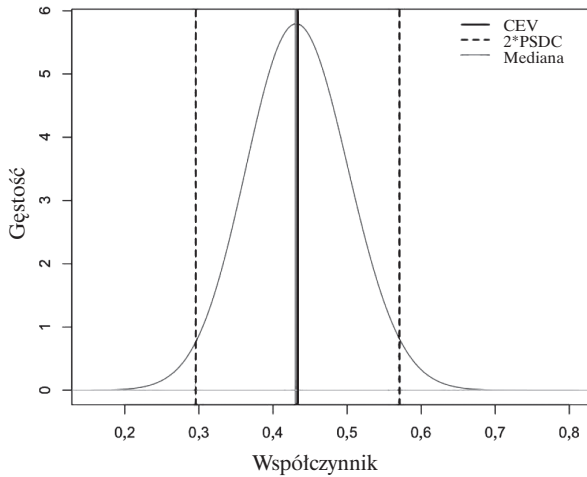
Źródło: opracowanie własne.

Wykres potwierdza kluczową rolę wcześniej omawianych determinant synchronizacji cykli koniunkturalnych. Warto zauważyć, że zmienne *ksi1v* oraz *dist* często nie występują razem, co *implicite* oznacza, iż ich zawartość informacyjna może być zbliżona. W dalszej kolejności przeanalizowano rozkłady wartości współczynników dla sześciu zmiennych zidentyfikowanych jako odporne determinanty synchronizacji cykli koniunkturalnych. Rozkład krańcowej gęstości parametru dla zmiennej opisującej współzmiennność polityki

monetarnej przedstawiono na wykresie 3, gdzie CEV (*conditional expected value*) oznacza wartość oczekiwaną pod warunkiem włączenia, natomiast PSDC oznacza odchylenie standardowe *a posteriori* pod warunkiem włączenia zmiennej do modelu.

Wykres 3

Krańcowa gęstość parametru stojącego przy zmiennej opisującej współzmiennność polityki monetarnej dla zestawu informacyjnego z *ksi1v* (*i1*: PIP = 1)



Źródło: opracowanie własne.

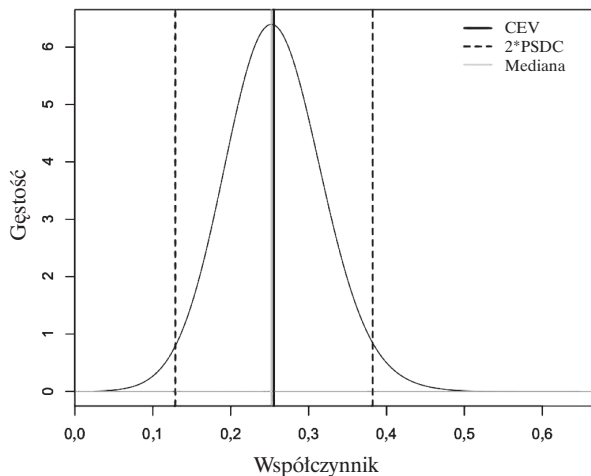
Zawartość wykresu 3 potwierdza wcześniej sformułowane wnioski. Cały rozkład rozważanego parametru znajduje się na dodatniej części osi liczbowej, warunkowa wartość oczekiwana oraz mediana są sobie niemal równe, a zdecydowana większość rozkładu znajduje się w przedziale od $CEV - 2 * PSDC$ do $CEV + 2 * PSDC$. Takie wyniki wskazują na odporność współzmienności polityki monetarnej jako determinanty synchronizacji cykli koniunkturalnych.

Rozkład krańcowej gęstości dla parametru stojącego przy zmiennej opisującej przynależność do Unii Europejskiej przedstawiono na wykresie 4. Wnioski są analogiczne do, sformułowanych w przypadku zmiennej *i1*: niemal równe wartości mediany i wartości oczekiwanej, pozytywne znaki współczynników dla całego rozkładu oraz silna koncentracja rozkładu wokół CEV.

Rozkład krańcowej gęstości parametru stojącego przy zmiennej opisującej stopień synchronizacji cykli koniunkturalnych pomiędzy dwoma krajami a Stanami Zjednoczonymi (*ubp*) został przedstawiony na wykresie 5.

Wykres 4

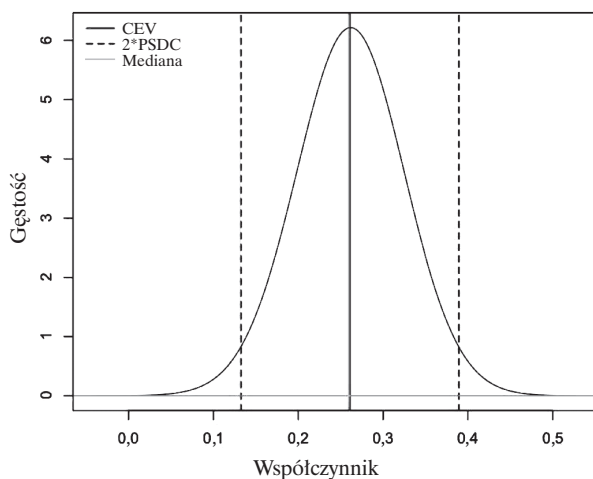
Krańcowa gęstość parametru stojącego przy zmiennej opisującej długość przynależności do Unii Europejskiej dla zestawu informacyjnego z *ksi1v* (eu: PIP = 0,997)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 5

Krańcowa gęstość parametru stojącego przy zmiennej opisującej stopień synchronizacji cykli koniunkturalnych ze Stanami Zjednoczonymi dla zestawu informacyjnego z *ksi1v* (*ubp*: PIP = 0,993)



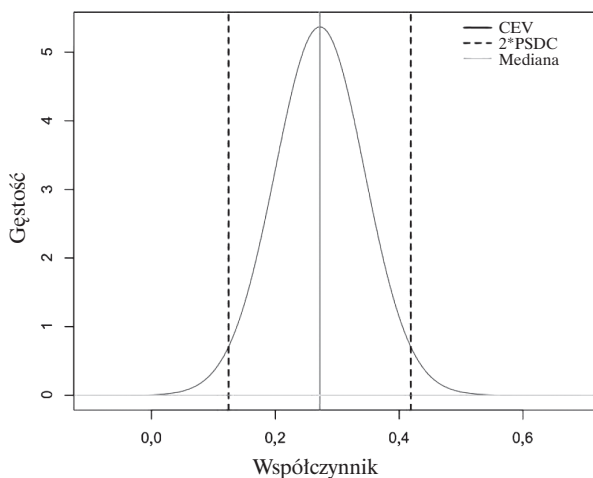
Źródło: opracowanie własne.

Rozkład w całości leży na dodatniej części osi liczbowej, warunkowa wartość oczekiwana oraz mediana są sobie niemal równe, a zdecydowana większość rozkładu znajduje się w przedziale od $CEV-2*PSDC$ do $CEV+2*PSDC$, świadcząc o wysokim skupieniu parametru. Wyniki te dowodzą odporności zmiennej *ubp* na zmiany specyfikacji modelu.

Rozkład krańcowej gęstości dla parametru stojącego przy zmiennej opisującej przynależność do strefy euro (*mu*) przedstawiono na wykresie 6. Wnioski są analogiczne do sformułowanych względem poprzednich parametrów.

Wykres 6

Krańcowa gęstość parametru stojącego przy zmiennej opisującej długość przynależności do strefy euro dla zestawu informacyjnego z *ksiIv* (μ : PIP = 0,981)



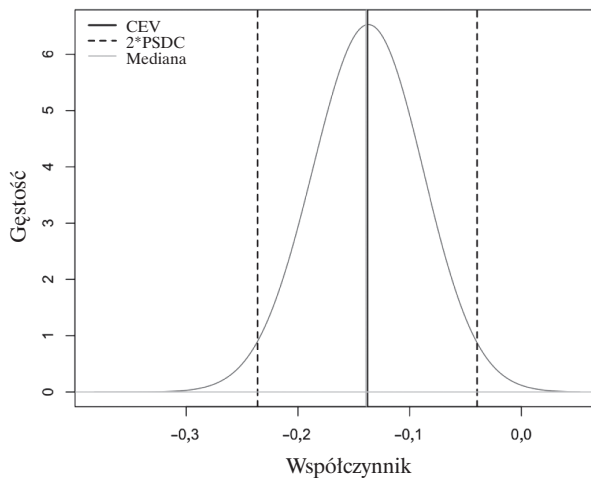
Źródło: opracowanie własne.

Wyniki nieznacznie zmieniają się w przypadku dwóch następnych regresorów. Rozkład krańcowej gęstości dla parametru stojącego przy zmiennej opisującej dystans PKB *per capita* pokazano na wykresie 7. Warunkowa wartość oczekiwana jest bardzo blisko mediany, rozkład pokrywa zarówno ujemne, jak i dodatnie wartości parametru, przy czym wartości dodatnie wykraczają poza wielkość progową $CEV+2*PSDC$, przez co nie oddziałują znacząco na wartość średniej.

Analogiczna sytuacja jak w przypadku dystansu PKB *per capita* zachodzi dla parametru stojącego przy zmiennej *ksiIv*, którego rozkład przedstawiono na wykresie 8.

Wykres 7

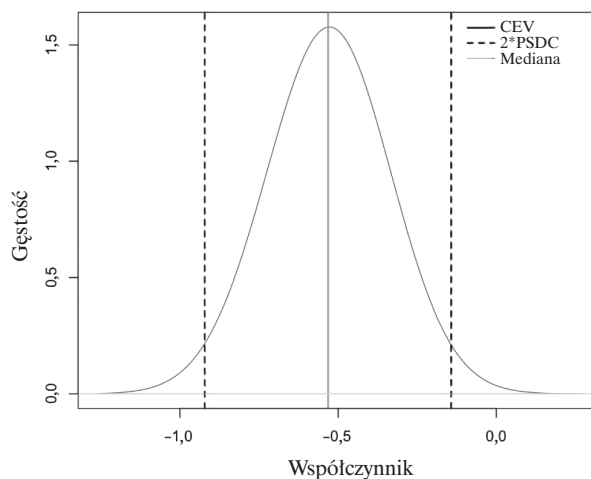
Krańcowa gęstość parametru stojącego przy zmiennej opisującej dystans PKB *per capita* dla zestawu informacyjnego z *ksilv* (dist: PIP = 0,806)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 8

Krańcowa gęstość parametru stojącego przy zmiennej opisującej podobieństwo struktur produkcji dla zestawu informacyjnego z *ksilv* (*ksilv*: PIP = 0,771)



Źródło: opracowanie własne.

Mediana jest bardzo bliska średniej. Oszacowania parametru przyjmują zarówno wartości ujemne, jak i dodatnie, ale te drugie znajdują się poza progiem $CEV+2*PSDC$, przez co ich wpływ na średnią jest marginalny.

Dotychczasowa analiza wskazała na sześć odpornych determinant synchronizacji cykli koniunkturalnych. Jednak część z pozostałych zmiennych mogła zostać zdyskredytowana zbyt pochopnie z powodu silnej współliniowości. Aby wykluczyć taką ewentualność w następnym kroku policzono miary łączności *a posteriori* Leya i Steela⁸ (JLS) oraz Doppelhofera i Weeksa⁹ (JDW), które szczegółowo omówiono w części pierwszej artykułu¹⁰.

Etapem wprowadzającym do wyznaczenia miar JLS i JDW jest wyznaczenie łącznych prawdopodobieństw *a posteriori* dla wszystkich par zmiennych; wyniki przedstawiono w tabeli 4.

Tabela 4

Łączne prawdopodobieństwa *a posteriori* dla par zmiennych objaśniających
(w zbiorze informacyjnym z *ksiIv*)

	ksiIv	x	mu	eu	bd	iI	ubp	dist	rp	b	d	l
ksiIv	0	0,042	0,735	0,735	0,036	0,735	0,735	0,601	0,101	0,083	0,048	0,063
x		0	0,063	0,063	0,007	0,063	0,063	0,047	0,018	0,001	0,023	0,027
mu			0	1,000	0,058	1,000	1,000	0,866	0,119	0,128	0,057	0,105
eu				0	0,058	1,000	1,000	0,866	0,119	0,128	0,057	0,105
bd					0	0,058	0,058	0,053	0,015	0,000	0,011	0,000
iI						0	1	0,866	0,119	0,128	0,057	0,105
ubp							0	0,866	0,119	0,128	0,057	0,105
dist								0	0,1	0,101	0,049	0,077
rp									0	0,008	0,021	0,009
b										0	0,003	0,019
d											0	0,011
l												0

Źródło: opracowanie własne.

⁸ E. Ley, M. Steel, *Jointness in Bayesian variable selection with applications to growth regression*, „Journal of Macroeconomics”, Tom 29, Nr 3, 2007, s. 476–493.

⁹ G. Doppelhofer, M. Weeks, *Jointness of Growth Determinants*, „Journal of Applied Econometrics”, Tom 24, Nr 2, 2009, s. 209–244.

¹⁰ Więcej na temat miar łączności można znaleźć w K. Beck, *Bayesian model averaging and jointness measures: Theoretical framework and application to the gravity model of trade*, „STATISTIC IN TRANSITION new series”, Tom 18, Nr 3, 2017, s. 393–412.

Najwyższe prawdopodobieństwa charakteryzują – co zrozumiałe – zmienne o największej wartości prawdopodobieństwa *a posteriori* włączenia do modelu. Dlatego bardziej adekwatnymi statystykami w ramach BMA są miary JLS oraz JDW. JLS zostały przedstawione w tabeli 5.

Tabela 5

**Wartości miar JLS dla par zmiennych objaśniających
(w zbiorze informacyjnym z *ksi1v*)**

	<i>ksi1v</i>	<i>x</i>	<i>mu</i>	<i>eu</i>	<i>bd</i>	<i>i1</i>	<i>ubp</i>	<i>dist</i>	<i>rp</i>	<i>b</i>	<i>d</i>	<i>l</i>
<i>ksi1v</i>	0	-2,833	1,020	1,020	-2,997	1,020	1,020	0,410	-1,865	-2,128	-2,674	-2,428
<i>x</i>		0	-2,700	-2,700	-2,727	-2,700	-2,700	-2,877	-2,093	-5,242	-1,169	-1,440
<i>mu</i>			0	0,000	-2,788	0,000	0,000	1,866	-2,002	-1,919	-2,806	-2,143
<i>eu</i>				0	-2,788	0,000	0,000	1,866	-2,002	-1,919	-2,806	-2,143
<i>bd</i>					0	-2,788	-2,788	-2,737	-2,282	-∞	-2,135	-∞
<i>i1</i>						0	0,000	1,866	-2,002	-1,919	-2,806	-2,143
<i>ubp</i>							0	1,866	-2,002	-1,919	-2,806	-2,143
<i>dist</i>								0	-2,061	-2,059	-2,824	-2,362
<i>rp</i>									0	-3,363	-1,853	-3,131
<i>b</i>										0	-4,089	-2,329
<i>d</i>											0	-2,544
<i>l</i>												0

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie wskazań statystyk JLS zmienne zostały podzielone na następujące trzy grupy, przy czym zmienne istotnie niezwiązane zostały pominięte (7 par): silne substytuty (43 pary), istotne substytuty (8 par) oraz istotne zmienne komplementarne (8 par). Lista par silnych substytutów została przedstawiona w tabeli 6.

Tabela 6

Lista silnych substytutów w zestawie informacyjnym z *ksi1v* (miara JLS)

Silne substytuty											
1	bd	l	$-\infty$	16	mu	bd	-2,788	31	mu	l	-2,143
2	bd	b	$-\infty$	17	bd	i1	-2,788	32	i1	l	-2,143
3	x	b	-5,242	18	bd	ubp	-2,788	33	eu	l	-2,143
4	b	d	-4,089	19	bd	dist	-2,737	34	ubp	l	-2,143
5	rp	b	-3,363	20	x	bd	-2,727	35	bd	d	-2,135
6	rp	l	-3,131	21	x	ubp	-2,700	36	ksi1v	b	-2,128
7	ksi1v	bd	-2,997	22	x	eu	-2,700	37	x	rp	-2,093
8	x	dist	-2,877	23	x	i1	-2,700	38	dist	rp	-2,061
9	ksi1v	x	-2,833	24	x	mu	-2,700	39	dist	b	-2,059
10	dist	d	-2,824	25	ksi1v	d	-2,674	40	ubp	rp	-2,002
11	mu	d	-2,806	26	d	l	-2,544	41	i1	rp	-2,002
12	i1	d	-2,806	27	ksi1v	l	-2,428	42	mu	rp	-2,002
13	eu	d	-2,806	28	dist	l	-2,362	43	eu	rp	-2,002
14	ubp	d	-2,806	29	b	l	-2,329				
15	eu	bd	-2,788	30	bd	rp	-2,282				

Źródło: opracowanie własne.

Spośród 66 możliwych par zmiennych 43 stanowią silne substytuty. Warto zauważyć, że zmienna opisująca współzmiennność polityki fiskalnej jest silnym substytutem zmiennych *ksi1v*, *eu*, *mu*, *i1*, *ubp* oraz *dist*. Te właśnie zmienne są obecne w modelach z największym prawdopodobieństwem *a posteriori*, co wyjaśnia niską odporność *bd*. Analogiczna sytuacja ma miejsce w przypadku handlu bilateralnego. Zmienne *x* oraz *bd* są także silnymi substytutami dla zmiennych grawitacyjnych, co także może wpływać na ich niską odporność. Z kolei zmienne grawitacyjne charakteryzują się silnym stopniem substytucji ze zmiennymi *ksi1v*, *eu*, *mu*, *i1*, *ubp* oraz *dist*, co tłumaczy ich niską odporność.

Lista istotnych substytutów została przedstawiona w tabeli 7. Zawiera ona zarówno pary zmiennych odpornych ze zmiennymi grawitacyjnymi, jak i handel bilateralny ze zmiennymi grawitacyjnymi. W tabeli 7 przedstawiono także zmienne istotnie komplementarne, do których należą pary zmiennych odpornych.

Tabela 7

**Lista istotnych substytutów i zmiennych komplementarnych
w zestawie informacyjnym z *ksi1v* (miara JLS)**

Istotne substytuty				Istotne zmienne komplementarne			
1	i1	b	-1,919	1	ksi1v	mu	1,020
2	eu	b	-1,919	2	ksi1v	i1	1,020
3	mu	b	-1,919	3	ksi1v	ubp	1,020
4	ubp	b	-1,919	4	ksi1v	eu	1,020
5	ksi1v	rp	-1,865	5	ubp	dist	1,866
6	rp	d	-1,853	6	mu	dist	1,866
7	x	l	-1,440	7	eu	dist	1,866
8	x	d	-1,169	8	i1	dist	1,866

Źródło: opracowanie własne.

Wartości miary JDW przedstawiono w tabeli 8. Skrót „nan” (*not a number*) oznacza niezdefiniowaną wartość liczbową, która jest w tym przypadku wynikiem działania postaci 0/0. Niskie prawdopodobieństwa w przypadku wielu par zmiennych rodzą wyżej wymieniony problem.

Tabela 8

**Wartości miar JDW dla par zmiennych objaśniających
(w zbiorze informacyjnym z *ksi1v*)**

	ksi1v	x	mu	eu	bd	i1	ubp	dist	rp	b	d	l
ksi1v	0	0,412	nan	nan	1,216	nan	nan	nan	0,435	-0,992	-0,687	0,416
x		0	nan	nan	1,240	nan	nan	-1,119	-∞	-∞	-0,989	0,732
mu			0	nan	nan	nan	nan	nan	nan	nan	nan	nan
eu				0	nan	nan	nan	nan	nan	nan	nan	nan
bd					0	nan	nan	-1,199	0,477	-∞	-0,168	-0,734
i1						0	nan	nan	nan	nan	nan	nan
ubp							0	nan	nan	nan	nan	nan
dist								0	-0,166	1,869	0,235	-1,534
rp									0	-∞	-∞	-∞
b										0	1,662	-0,521
d											0	1,339
l												0

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie wskazań JDW wyróżniono następujące pary zmiennych: mocne substytuty (6 par), istotne substytuty (3 pary) oraz istotne zmienne komplementarne (5 par). Szczegółowe informacje zawiera tabela 9.

Do mocnych substytutów należą jedynie handel bilateralny i zmienne grawitacyjne, co oznacza, że jednoczesna obecność tych zmiennych w warunkującym zbiorze informacyjnym może skutkować negatywnymi efektami współliniowości. Wśród istotnych substytutów znajdują się pary z dystansem PKB *per capita* – współzmiennność polityki fiskalnej, handel bilateralny oraz zmienna zero-jedynkowa dla wspólnego języka. Do istotnych zmiennych komplementarnych należą natomiast pary: *bd* z *ksiIv* oraz *x*, *d* z *b* oraz *l*, a także *b* z *dist* – pary te powinny być zatem umieszczane w modelach łącznie.

Tabela 9

Lista mocnych substytutów oraz istotnych substytutów i zmiennych komplementarnych w zestawie informacyjnym z *ksiIv* (miara JDW)

Mocne substytuty				Istotne substytuty				Istotne komplementy			
1	rp	d	$-\infty$	1	dist	l	-1,534	1	x	bd	1,204
2	bd	b	$-\infty$	2	bd	dist	-1,198	2	ksiIv	bd	1,216
3	rp	l	$-\infty$	3	x	dist	-1,119	3	d	l	1,338
4	x	b	$-\infty$					4	b	d	1,662
5	rp	b	$-\infty$					5	dist	b	1,869
6	x	rp	$-\infty$								

Źródło: opracowanie własne.

W świetle przedstawionych rezultatów brak odporności handlu bilateralnego oraz współzmienności polityki fiskalnej może wynikać z faktu, że role w wyjaśnieniu SCK przejmują ich substytuty. Z tego względu w dalszej części rozdziału zbadano odporność wyników na zmiany warunkującego zestawu informacji poprzez testowanie ograniczonych zbiorów informacyjnych.

Dotychczasowa analiza ograniczona była do zbioru informacyjnego ze zmienną *ksiIv*. Dlatego badaniu poddano także zbiór informacyjny zawierający alternatywną miarę podobieństw strukturalnych: *kor3e*. Warunkujący zbiór informacyjny zawiera następujące regresory: *kor3e* oraz *x*, *mu*, *eu*, *bd*, *iI*, *ubp*, *dist*, *rp*, *d*, *b*, *l*. Statystyki BMA dla tego zbioru zostały przedstawione w tabeli 10.

Tabela 10

Statystyki BMA dla warunkującego zbioru informacji zawierającego:
kor3e, x, mu, eu, bd, il, ubp, dist, rp, d, b, l (zmienna objaśniana: *bp*)

Zmienna	PIP	PM	PSD	PMC	PSDC	SPM	SPSD	SPMC	SPSDC	P(+)
<i>il</i>	1,000	0,407	0,066	0,407	0,066	0,336	0,054	0,336	0,054	1,000
<i>eu</i>	0,990	0,245	0,071	0,248	0,066	0,283	0,082	0,286	0,077	1,000
<i>dist</i>	0,982	-0,165	0,050	-0,168	0,045	-0,197	0,060	-0,200	0,054	0,000
<i>ubp</i>	0,981	0,240	0,073	0,245	0,065	0,170	0,051	0,173	0,046	1,000
<i>mu</i>	0,957	0,242	0,089	0,253	0,074	0,198	0,073	0,207	0,060	1,000
<i>b</i>	0,123	0,006	0,023	0,050	0,044	0,006	0,024	0,052	0,047	1,000
<i>bd</i>	0,099	0,004	0,020	0,044	0,050	0,005	0,024	0,053	0,060	1,000
<i>kor3e</i>	0,088	-0,005	0,060	-0,057	0,195	-0,003	0,037	-0,036	0,122	0,117
<i>x</i>	0,086	0,114	0,687	1,321	1,970	0,003	0,018	0,034	0,051	0,993
<i>d</i>	0,078	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0,015	0,024	0,050	0,985
<i>rp</i>	0,076	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,002	0,015	-0,023	0,050	0,019
<i>l</i>	0,073	-0,001	0,014	-0,017	0,051	-0,001	0,013	-0,015	0,046	0,036

Źródło: opracowanie własne.

Liczne wnioski z analizy nowego zbioru informacyjnego pokrywają się z tymi, które formułowano na podstawie zbioru informacyjnego zawierającego *ksilv*. Z tego powodu dalszy opis będzie dotyczył głównie nowych wniosków.

Tabela 10 pokazuje, że zmienne *il*, *eu*, *mu* oraz *ubp* charakteryzuje bardzo wysokie prawdopodobieństwo *a posteriori* włączenia zmiennej do modelu, ich znaki są jednoznacznie określone, natomiast wartości średnie i odchyłeń standardowych *a posteriori* nieznacznie różnią się od uzyskanych wcześniej.

Daje się zauważyć znaczącą poprawę wyników w odniesieniu do zmiennej opisującej dystans PKB *per capita* – PIP wzrasta do 0,982, co oznacza, że zarówno w najlepszych modelach, jak i w większości modeli zmienna ta jest statystycznie istotna. Znak zmiennej *dist* jest jednoznacznie określony jako ujemny, co jest zgodne z przewidywaniami teorii. Jedynie w przypadku pięciu zmiennych prawdopodobieństwo *a posteriori* włączenia zmiennej do modelu jest wyższe od prawdopodobieństwa *a priori*.

Dla zmiennej opisującej podobieństwa strukturalne, opartej na współczynniku korelacji sektorowych udziałów zatrudnienia w zatrudnieniu ogó-

łem, PIP wynosi jedynie 0,09, co wskazuje na niską wartość objaśniającą tej zmiennej. Oszacowanie parametru strukturalnego jest bliskie zeru, ponadto w 88% modeli jego znak jest niezgodny z przewidywaniami teoretycznymi. Pozostałe zmienne, które wcześniej zostały uznane za wrażliwe, charakteryzują podobne wartości prawdopodobieństwa *a posteriori* włączenia do modelu. Oszacowania stojących przy nich parametrów strukturalnych są bliskie zeru, z wyjątkiem handlu bilateralnego (x).

Spadkowi PIP dla zmiennej opisującej podobieństwa strukturalne towarzyszy jego wzrost dla zmiennej opisującej dystans PKB *per capita*. Jest to kolejny empiryczny dowód, że zmienne te nie powinny znajdować się w tym samym zestawie informacyjnym. Zmiana znaku wynikająca z włączenia do modelu zmiennej *dist* może być następstwem związku pomiędzy podobieństwem struktur a dystansem PKB *per capita*, na co wskazuje praca Imbsa i Wacziarga¹¹.

W celu weryfikacji tej hipotezy zastosowano BMA¹² tylko do tych modeli, w których została uwzględniona zmienna *dist* – łącznie wnioskowano zatem na podstawie 2048 modeli. W efekcie uzyskano średnią wartość współczynnika *a posteriori* zmiennej *kor3e* równą $-0,01$ oraz $-0,07$ pod warunkiem włączenia do modelu. Oszacowania te są wyższe co do wartości absolutnej niż dla przypadku wszystkich modeli, co ponownie dowodzi istnienia silnej zależności pomiędzy zmiennymi *kor3e* oraz *dist*.

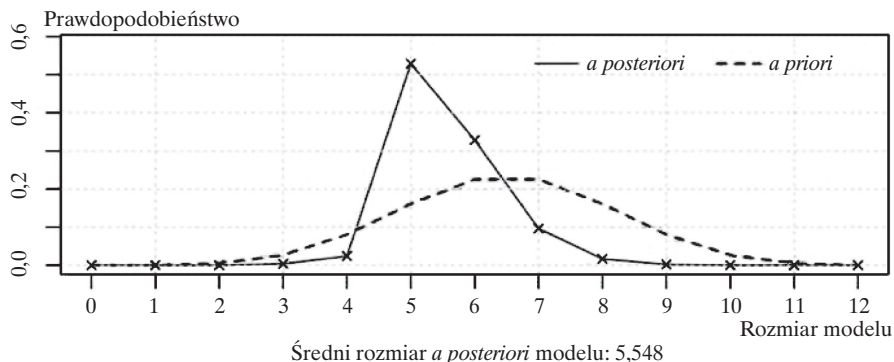
Następnie przeanalizowano rozkład *a posteriori* rozmiarów modelu regresji (wykres 9). Średni rozmiar modelu wynosi w tym przypadku nieznacznie poniżej 5,5 i jest silnie skoncentrowany wokół wartości 5. Twierdzić można zatem, że prawdziwy model regresji jest bliski modelowi zawierającemu mniej niż sześć zmiennych. Zauważmy, że w przypadku zbioru regresorów z *ksi1v* średnie *a priori* i *a posteriori* były niemalże równe, a rozkład *a posteriori* był silniej skoncentrowany wokół średniej niż rozkład *a priori*. Wynik taki skłania zatem do wyboru mniejszego oczekiwanego rozmiaru modelu. Jednakże nawet przyjmując oczekiwaną wartość modelu równą 5, prawdopodobieństwo *a priori* wciąż wynosi znacznie więcej (0,417) niż PIP dla zmiennych wrażliwych, wskazując na ich wyłączenie z modelu. W konsekwencji niezbędne okazuje się testowanie odporności wyników ze względu na specyfikację *a priori*, co jest przedmiotem rozważań w dalszej części rozdziału.

¹¹ J. Imbs, R. Wacziarg, *Stages of Diversification*, „American Economic Review”, Tom 93, Nr 1, 2003, s. 63–86.

¹² Specyfikacja prawdopodobieństw *a priori* była identyczna jak we wcześniejszych obliczeniach.

Wykres 9

Rozkład prawdopodobieństwa *a priori* i *a posteriori* rozmiarów modelu dla zbioru informacyjnego zawierającego *kor3e* (zmienna objaśniana: *bp*)



Źródło: opracowanie własne.

Dla zbioru informacyjnego zawierającego *kor3e* wybrano 10 najlepszych modeli, które zostały przedstawione w tabeli 11. Ponownie pogrubioną czcionką oznaczono zmienne, które występują we wszystkich 10 najlepszych modelach.

Tabela 11

Zmienne objaśniające w dziesięciu najlepszych modelach wybranych zgodnie z kryterium PMP dla zestawu informacyjnego z *kor3e* (zmienna objaśniana: *bp*)

Miejsce	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
kor3e	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0
x	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
mu	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1
eu	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
bd	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0
il	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
ubp	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
dist	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
rp	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0
b	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1
d	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1
l	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0
PMP	0,498	0,063	0,049	0,045	0,042	0,039	0,038	0,037	0,015	0,008

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 12

Oszacowania pięciu najlepszych modeli wybranych zgodnie z kryterium PMP dla zbioru informacyjnego z *kor3e* (zmienna objaśniana: *bp*)

Miejsce	1	2	3	4	5
Stała	-0,178**	-0,191**	-0,184**	-0,187**	-0,140
kor3e					-0,093
x				1,291	
mu	0,258***	0,247***	0,251***	0,254***	0,264***
eu	0,241***	0,240***	0,223***	0,232***	0,276***
bd			0,036		
il	0,403***	0,407***	0,414***	0,410***	0,392***
ubp	0,245***	0,250***	0,237***	0,245***	0,264***
dist	-0,171***	-0,166***	-0,162***	-0,163***	-0,184***
rp					
b		0,044			
d					
l					
P(F)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Skorygowane R ²	0,668	0,668	0,667	0,667	0,667
Akaike	-0,643	-0,639	-0,636	-0,635	-0,635
Schwarz	-0,541	-0,519	-0,516	-0,515	-0,515
Hannan-Quinn	-0,602	-0,591	-0,587	-0,587	-0,586
P(JB)	0,658	0,628	0,400	0,569	0,765
PMP	0,498	0,063	0,049	0,045	0,042

/ - oznaczają współczynniki kierunkowe istotne na poziomie ufności odpowiednio: 0,9/0,95/0,99. Wszystkie modele były szacowane przy użyciu estymatora MNK/White'a/Newey-Westa.

Źródło: opracowanie własne.

Zmienne *eu*, *il*, *ubp* oraz *dist* występują we wszystkich dziesięciu najlepszych modelach. Zmienna *mu* nie jest obecna jedynie w modelu numer 9, którego wartość prawdopodobieństwa *a posteriori* modelu jest niska (0,015).

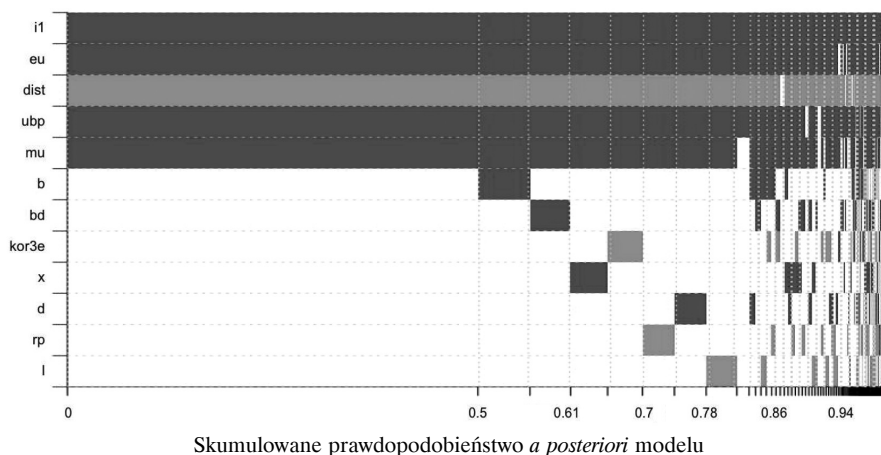
Najlepszy z rozważanych modeli zbiera niemal 50% łącznej masy prawdopodobieństwa *a posteriori* wszystkich modeli. Drugi w kolejności model zbiera nieco ponad 6%, natomiast trzeci poniżej 5%. 5 najlepszych modeli odpowiada za 70% łącznej masy prawdopodobieństwa *a posteriori* wszystkich wariantów modeli, zatem warto przyrzeć się im bliżej (tabela 12).

Rozkład reszt wszystkich pięciu najlepszych modeli jest normalny, a zastosowanie estymatorów MNK, White'a oraz Newey-Westa nie wpływa istotnie na przedziały ufności. We wszystkich rozważanych wariantach regresory są statystycznie istotne na poziomie 1%, zaś wyraz wolny na poziomie 10%. Uzyskane oszacowania parametrów strukturalnych mają stabilne wartości we wszystkich pięciu modelach, które są bliskie oszacowaniom PM i PMC.

Dodatkowych dowodów na stabilność oszacowanych parametrów dostarcza przegląd znaków w 500 najlepszych modelach, który został przedstawiony na wykresie 10. Ponownie ciemnoszarym kolorem oznaczono pozytywne wartości współczynników, jasnoszarym – ujemne, natomiast białym – nieobecność zmiennej w modelu.

Wykres 10

Znaki parametrów strukturalnych w 500 najlepszych modelach dla zestawu informacyjnego ze zmienną *kor3e* (zmienna objaśniana: *bp*)



Źródło: opracowanie własne.

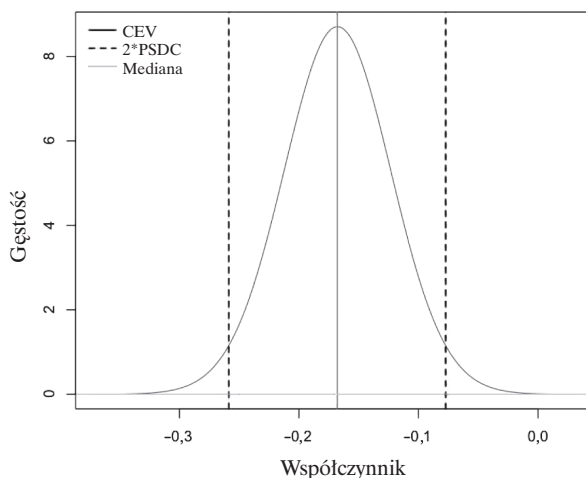
Opisująca współzmiennność polityki monetarnej zmienna *i1* charakteryzuje się pozytywną wartością współczynnika we wszystkich 500 modelach, co ma miejsce także w przypadku *eu*, *mu* oraz *ubp*. Te ostatnie nie występują jednak we wszystkich modelach. Parametr przy zmiennej *dist* jest ujemny w każdym

modelu, w którym występuje. Znak parametru przy *kor3e* jest mało odporny, przy czym zmienna ta jest obecna także w gorszych wariantach. Podobnie jest w przypadku pozostałych zmiennych.

Ze względu na wrażliwość otrzymanych wyników w odniesieniu do zmiennej opisującej podobieństwa strukturalne oraz zmiennej mierzącej dystans PKB *per capita*, dalszej analizie poddano krańcowy rozkład gęstości współczynników przy tych zmiennych. Krańcowy rozkład zmiennej *dist* został przedstawiono na wykresie 11.

Wykres 11

Krańcowa gęstość parametru stojącego przy zmiennej opisującej dystans PKB *per capita* dla zestawu informacyjnego z *kor3e* (*dist*: PIP = 0,982)

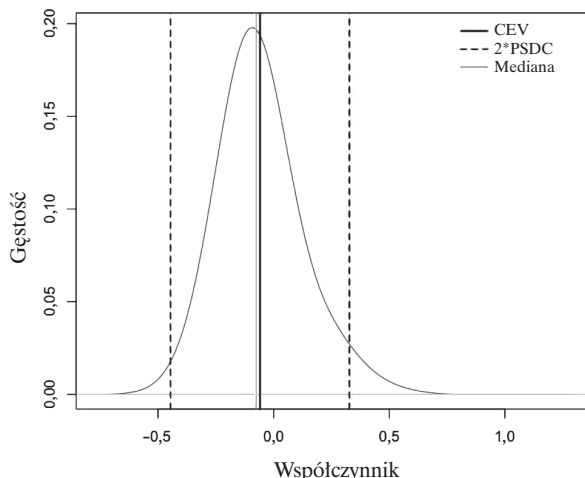


Źródło: opracowanie własne.

Wykres 11 jednoznacznie wskazuje na negatywny znak współczynnika przy zmiennej *dist*. Wartość oczekiwana pod warunkiem włączenia do modelu oraz mediana są sobie niemal równe, natomiast przedział od $CEV - 2 * PSDC$ do $CEV + 2 * PSDC$ pokrywa większość tylko ujemnych wartości współczynnika. Zastąpienie zmiennej *ksilv* przez *kor3e* doprowadziło zatem do poprawy wyników w odniesieniu do zmiennej opisującej dystans PKB *per capita* dla danej pary krajów. Znacznie gorsze rezultaty odnotowano w przypadku oszacowania parametru zmiennej opisującej podobieństwo strukturalne, którego krańcową gęstość przedstawiono na wykresie 12.

Wykres 12

Krańcowa gęstość parametru stojącego przy zmiennej opisującej podobieństwo struktur produkcji dla zestawu informacyjnego z *kor3e* (*kor3e*: PIP = 0,088)



Źródło: opracowanie własne.

Warunkowa wartość oczekiwana parametru przy zmiennej *kor3e* jest bliska zeru, przy czym większa część rozkładu obejmuje negatywne wartości, co jest sprzeczne z ustaleniami teoretycznymi. Użycie innej miary podobieństw strukturalnych doprowadziło zatem do znacznego zwiększenia wrażliwości omawianej zmiennej zarówno w odniesieniu do prawdopodobieństwa *a posteriori* włączenia zmiennej do modelu, jak i stabilności znaku.

Tabela 13

Łączne prawdopodobieństwa *a posteriori* dla par zmiennych objaśniających (w zbiorze informacyjnym z *kor3e*)

	kor3e	x	mu	eu	bd	il	ubp	dist	rp	b	d	l
kor3e	0	0,034	0,266	0,234	0,022	0,266	0,266	0,266	0,054	0,093	0,002	0,007
x		0	0,078	0,068	0,008	0,078	0,078	0,078	0,01	0,003	0,000	0,000
mu			0	0,956	0,078	0,996	0,996	0,991	0,11	0,199	0,029	0,028
eu				0	0,068	0,960	0,960	0,955	0,097	0,194	0,026	0,028
bd					0	0,078	0,078	0,073	0,018	0,010	0,000	0,008
il						0	1,000	0,995	0,11	0,203	0,029	0,028
ubp							0	0,995	0,11	0,203	0,029	0,028

Tabela 13 (cd.)

	kor3e	x	mu	eu	bd	i1	ubp	dist	rp	b	d	l
dist								0	0,11	0,203	0,029	0,028
rp									0	0,033	0,000	0,000
b										0	0,002	0,002
d											0	0,000
l												0

Źródło: opracowanie własne.

Na ostatnim etapie analizy ponownie wykorzystano miary JLS oraz JWD do sprawdzenia relacji substytucyjności i komplementarności pomiędzy regresorami. Wartości prawdopodobieństwa *a posteriori* włączenia pary zmiennych do modelu raportuje tabela 13. Na tej podstawie obliczono miary JLS (por. tab. 14).

Tabela 14

Wartości miar JLS dla par zmiennych objaśniających
(w zbiorze informacyjnym z *kor3e*)

	kor3e	x	mu	eu	bd	i1	ubp	dist	rp	b	d	l
kor3e	0	-2,094	-1,010	-1,175	-2,613	-1,015	-1,015	-1,008	-1,602	-1,113	-4,980	-3,689
x		0	-2,465	-2,585	-2,862	-2,470	-2,470	-2,464	-2,821	-4,518	-∞	-∞
mu			0	3,079	-2,465	5,517	5,517	4,701	-2,086	-1,393	-3,507	-3,543
eu				0	-2,585	3,178	3,178	3,055	-2,201	-1,385	-3,585	-3,505
bd					0	-2,470	-2,470	-2,541	-2,134	-3,262	-∞	-2,420
i1						0	0,000	5,293	-2,091	-1,368	-3,511	-3,547
ubp							0	5,293	-2,091	-1,368	-3,511	-3,547
dist								0	-2,085	-1,361	-3,506	-3,542
rp									0	-2,013	-∞	-∞
b										0	-4,736	-4,732
d											0	-∞
l												0

Źródło: opracowanie własne.

Na 66 możliwych par zmiennych 44 to silne substytuty, 12 to istotne substytuty, 9 to istotne zmienne komplementarne, zaś jedną parę stanowią zmienne istotnie niepowiązane. Silne substytuty przedstawiono w tabeli 15. Są to głównie pary zmiennych odpornych ze zmiennymi grawitacyjnymi, handlem oraz współzmiennością polityki fiskalnej. Handel bilateralny jest istotnym substytutem zmiennych grawitacyjnych oraz współzmienności polityki fiskalnej.

Tabela 15

Silne substytuty w zestawie informacyjnym z *kor3e* (miara JLS)

Silne substytuty											
1	x	d	$-\infty$	16	dist	l	-3,542	31	bd	ubp	-2,470
2	x	l	$-\infty$	17	ubp	d	-3,511	32	x	i1	-2,470
3	d	l	$-\infty$	18	i1	d	-3,511	33	x	mu	-2,465
4	rp	l	$-\infty$	19	mu	d	-3,507	34	mu	bd	-2,465
5	bd	d	$-\infty$	20	dist	d	-3,506	35	x	dist	-2,464
6	rp	d	$-\infty$	21	eu	l	-3,505	36	bd	l	-2,420
7	kor3e	d	-4,980	22	bd	b	-3,262	37	eu	rp	-2,201
8	b	d	-4,736	23	x	bd	-2,862	38	bd	rp	-2,134
9	b	l	-4,732	24	x	rp	-2,821	39	kor3e	x	-2,094
10	x	b	-4,518	25	kor3e	bd	-2,613	40	i1	rp	-2,091
11	kor3e	l	-3,689	26	x	eu	-2,585	41	ubp	rp	-2,091
12	eu	d	-3,585	27	eu	bd	-2,585	42	mu	rp	-2,086
13	ubp	l	-3,547	28	bd	dist	-2,541	43	dist	rp	-2,085
14	i1	l	-3,547	29	bd	i1	-2,470	44	rp	b	-2,013
15	mu	l	-3,543	30	x	ubp	-2,470				

Źródło: opracowanie własne.

Lista istotnych substytutów została przedstawiona w tabeli 16. Wynika z niej, że zarówno zmienna opisująca wspólną granicę (*b*), jak i podobieństwo struktur produkcji (*kor3e*) są istotnymi substytutami zmiennych, które w świetle przeprowadzonej wcześniej analizy uznano za odporne.

Listę mocnych zmiennych komplementarnych zestawiono w tabeli 16. Obejmuje ona jedynie pary zmiennych odpornych. Ponownie nasuwa się podejrzenie, że wrażliwość części zmiennych mogła być następstwem silnej współliniowości.

Tabela 16

Istotne substytuty oraz mocne zmienne komplementarne
w zestawie informacyjnym z *kor3e* (miara JLS)

Istotne substytuty				Mocne zmienne komplementarne			
1	kor3e	rp	-1,602	1	eu	dist	3,055
2	mu	b	-1,393	2	mu	eu	3,079
3	eu	b	-1,385	3	eu	i1	3,178
4	ubp	b	-1,368	4	eu	ubp	3,178
5	i1	b	-1,368	5	mu	dist	4,701
6	dist	b	-1,361	6	i1	dist	5,293
7	kor3e	eu	-1,175	7	ubp	dist	5,293
8	kor3e	b	-1,113	8	mu	i1	5,517
9	kor3e	i1	-1,015	9	mu	ubp	5,517
10	kor3e	ubp	-1,015				
11	kor3e	mu	-1,010				
12	kor3e	dist	-1,008				

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 17

Wartości miar JWD dla par zmiennych objaśniających
(w zbiorze informacyjnym z *kor3e*)

	kor3e	x	mu	eu	bd	i1	ubp	dist	rp	b	d	l
kor3e	0	-0,064	-0,233	-2,389	1,279	nan	-2,739	-∞	0,826	0,424	-0,376	-1,596
x		0	∞	-∞	1,028	nan	∞	-∞	-∞	0,161	0,452	1,879
mu			0	-∞	0,122	nan	3,556	-∞	-∞	-∞	∞	-∞
eu				0	-35,677	nan	5,143	3,888	-∞	1,428	∞	-∞
bd					0	nan	-2,604	-∞	0,180	-0,037	-0,847	-0,242
i1						0	nan	nan	nan	nan	nan	nan
ubp							0	-∞	-∞	-1,372	∞	-∞
dist								0	-∞	∞	∞	-∞
rp									0	-0,739	-0,461	-∞
b										0	-0,453	-1,651
d											0	-∞
l												0

Źródło: opracowanie własne.

W następnej kolejności policzono wartości JDW (por. tab. 17). Na tej podstawie 66 par zmiennych zostało podzielonych na 12 silnych substytutów, 3 istotne substytuty, 4 istotne zmienne komplementarne, 21 silnych zmiennych komplementarnych oraz 26 zmiennych istotnie niezwiązanych (por. tab. 18).

Tabela 18

**Silne/istotne substytuty/zmienne komplementarne
w zestawie informacyjnym z *kor3e* (miara JWD)**

Silne substytuty				Istotne substytuty				Istotne zmienne komplementarne				Silne zmienne komplementy			
1	bd	dist	$-\infty$	1	b	l	-1,651	1	x	bd	1,028	1	mu	ubp	3,556
2	x	rp	$-\infty$	2	kor3e	l	-1,596	2	kor3e	bd	1,279	2	eu	dist	3,888
3	d	l	$-\infty$	3	ubp	b	-1,372	3	eu	b	1,428	3	eu	ubp	5,143
4	kor3e	dist	$-\infty$					4	x	l	1,879	4	mu	l	∞
5	mu	eu	$-\infty$									5	ubp	d	∞
6	mu	b	$-\infty$									6	eu	d	∞
7	mu	dist	$-\infty$									7	eu	l	∞
8	rp	l	$-\infty$									8	x	eu	∞
9	eu	bd	-35,677									9	x	mu	∞
10	kor3e	ubp	-2,739									10	ubp	dist	∞
11	bd	ubp	-2,604									11	ubp	rp	∞
12	kor3e	eu	-2,389									12	x	ubp	∞
												13	mu	d	∞
												14	ubp	l	∞
												15	dist	rp	∞
												16	dist	b	∞
												17	dist	d	∞
												18	dist	l	∞
												19	mu	rp	∞
												20	x	dist	∞
												21	eu	rp	∞

Źródło: opracowanie własne.

Współmienność polityki fiskalnej jest silnym substytutem dystansu PKB *per capita* oraz synchronizacji cykli z USA, zaś podobieństwo struktur produkcji jest silnym substytutem dla zmiennych *dist*, *ubp* oraz *eu*. W zbiorze istotnych substytutów obecne są także kombinacje zmiennych odpornych i grawitacyjnych. Wspólny język (*l*) jest istotnym substytutem dla *kor3e* oraz *b*, zaś *ubp* jest istotnym substytutem *b*. Wśród istotnych i silnych zmiennych komplementarnych znajdują się zmienne odporne, zmienne grawitacyjne oraz handel bilateralny. Istotną komplementarność wykazuje także współmienność polityki fiskalnej z podobieństwem struktur produkcji oraz handlem.

Podsumowując wyniki niniejszego podpunktu, należy stwierdzić, że istnieją jednoznaczne dowody na odporność pięciu determinant synchronizacji cykli koniunkturalnych. Są to: współmienność polityki monetarnej, czas przynależności do Unii Europejskiej, czas przynależności do strefy euro, stopień synchronizacji cykli koniunkturalnych z USA oraz dystans PKB *per capita*. Parametry strukturalne stojące przy tych zmiennych mają znaki zgodne z przewidywaniami teoretycznymi. Zmienna opisująca podobieństwo strukturalne jest odporna, zaś znak jej parametru strukturalnego jest zgodny z ustaleniami teoretycznymi jedynie w przypadku miary opartej na indeksie specjalizacji Krugmana. Pozostałe zmienne charakteryzują się bardzo niskim prawdopodobieństwem *a posteriori* włączenia do modelu.

PODSUMOWANIE

W efekcie zastosowania analizy BMA wyodrębniono 5 odpornych determinant synchronizacji cykli koniunkturalnych. Współmienność polityki monetarnej, członkostwo w Unii Europejskiej, przynależność do strefy euro, stopień synchronizacji cykli koniunkturalnych z USA pozytywnie oddziałują na synchronizację cykli koniunkturalnych. Dystans PKB *per capita* jest natomiast destymulantą SCK. Znaki oszacowań parametrów stojących przy w/w zmiennych są jednoznacznie określone i zgodne z przewidywaniami teorii. O odporności wyników dla tych zmiennych świadczą nie tylko ich wartości prawdopodobieństwa *a posteriori* włączenia do modelu, ale także fakt, że pozostają one odporne na zmiany rozkładu *a priori*. Podobieństwo struktur produkcji jest zmienną odporną tylko w przypadku użycia indeksu specjalizacji Krugmana. Wykorzystanie ograniczonych zbiorów informacyjnych wskazuje jednak, że podobieństwo struktur produkcji należy uznać za determinantę synchronizacji cykli koniunkturalnych. Wrażliwość omawianej zmiennej należy tłumaczyć silną współliniowością w zbiorze regresorów. Analiza efektów

współliniowości poprzez eliminację z warunkującego zbioru zmiennych wskaźników, że determinantami synchronizacji cykli koniunkturalnych są ponadto¹³: współzmiennność polityki fiskalnej oraz handel bilateralny. Obie zmienne pozytywnie oddziałują na synchronizację cykli koniunkturalnych.

Ostatecznie zatem na podstawie wyczerpujących i wszechstronnych analiz przedstawionych w niniejszym artykule następujące zmienne należy uznać za odporne determinanty synchronizacji cykli koniunkturalnych: współzmiennność polityki monetarnej, członkostwo w Unii Europejskiej, przynależność do strefy euro, stopień synchronizacji cykli koniunkturalnych z USA, dystans PKB *per capita* oraz podobieństwo struktur produkcji. Do zbioru tego zaliczyć można również – chociaż empiryczne argumenty przemawiające na ich korzyść są nieco słabsze niż w przypadku wcześniej wymienionych – następujące zmienne: współzmiennność polityki fiskalnej i handel bilateralny.

BIBLIOGRAFIA

- Beck K., *Bayesian model averaging and jointness measures: Theoretical framework and application to the gravity model of trade*, „STATISTIC IN TRANSITION new series”, Tom 18, Nr 3, 2017.
- Błażejowski M., Kwiatkowski J., *Bayesian Model Averaging and Jointness Measures for *gretl**, „Journal of Statistical Software” Tom 68, Nr 5, 2015.
- Doppelhofer G., Weeks M., *Jointness of Growth Determinants*, „Journal of Applied Econometrics”, Tom 24, Nr 2, 2009.
- Imbs J., Wacziarg R., *Stages of Diversification*, „American Economic Review”, Tom 93, Nr 1, 2003.
- Kass R., Wasserman L., *A Reference Bayesian Test for Nested Hypotheses and Its Relationship to the Schwarz Criterion*, „Journal of the American Statistical Association”, Tom 90, Nr 431, 1995.
- Ley E., Steel M., *Jointness in Bayesian variable selection with applications to growth regression*, „Journal of Macroeconomics”, Tom 29, Nr 3, 2007.
- Ley E., Steel M., *On the Effect of Prior Assumptions in Bayesian Model Averaging with Applications to Growth Regressions*, „Journal of Applied Econometrics”, Tom 24, Nr 4, 2009.

¹³ Wyniki nie zostały zaprezentowane w tym artykule ze względu na brak miejsca, jednak są dostępne na życzenie Czytelnika.

- Sala-i-Martin X., Doppelhofer G., Miller R., *Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach*, „The American Economic Review”, Tom 94, Nr 4, 2004.
- Zellner A., *On Assessing Prior Distributions and Bayesian Regression Analysis with g Prior Distributions*, [w]: (red) P.K. Goel, A. Zellner, *Bayesian Inference and Decision Techniques: Essays in Honor of Bruno de Finetti. Studies in Bayesian Econometrics* 6, Elsevier, New York 1986.
- Zeugner S., Feldkircher M., *Bayesian Model Averaging Employing Fixed and Flexible Priors: The BMS Package for R*, „Journal of Statistical Software”, Tom 68, Nr 4, 2015.

DETERMINANTY SYNCHRONIZACJI CYKLI KONIUNKTURALNYCH:
ANALIZA Z WYKORZYSTANIEM BMA I MIAR ŁĄCZNOŚCI.
CZĘŚĆ II – WYNIKI ESTYMACJI

Streszczenie

W pierwszej części artykułu omówiono problemy determinant, szczegóły konstrukcji miary synchronizacji cykli koniunkturalnych i jej determinant oraz opis bayesowskiego łączenia wiedzy po modelach i możliwych do obliczenia w jego ramach miar łączności. W drugiej części artykułu wykorzystano metodologię opisaną w części pierwszej w celu rozstrzygnięcia, które spośród 12 potencjalnych regresorów są rzeczywistymi determinantami synchronizacji cykli koniunkturalnych. W efekcie estymacji wyodrębniono 5 odpornych determinant synchronizacji cykli koniunkturalnych. Współzmiennność polityki monetarnej, członkostwo w Unii Europejskiej, przynależność do strefy euro oraz stopień synchronizacji cykli koniunkturalnych z USA pozytywnie oddziałują na synchronizację cykli koniunkturalnych. Dystans PKB *per capita* jest natomiast destymulantą SCK. Znaki oszacowań parametrów stojących przy wymienionych zmiennych są jednoznacznie określone i zgodne z przewidywaniami teorii. O odporności wyników dla tych zmiennych świadczą nie tylko ich wartości prawdopodobieństwa *a posteriori* włączenia do modelu, ale także fakt, że pozostają one odporne na zmiany rozkładu *a priori*.

Słowa kluczowe: synchronizacja cykli koniunkturalnych, bayesowskie łączenie wiedzy po modelach, miary łączności, integracja, filtr Baxter-Kinga

DETERMINANTS OF THE ECONOMIC CYCLE SYNCHRONISATION:
ANALYSIS WITH THE USE OF BMA AND CONVERGENCE MEASURES.
PART II: ESTIMATION RESULTS

Summary

The first part of the article discusses the issues of determinants, details of the construction of business cycles synchronisation measure and its determinants, and a description of the Bayesian model averaging and jointness measures possible to calculate within it. The second part of the article uses the methodology described in the first part in order to determine which of the twelve potential regressors are robust determinants of business cycles synchronisation. As a result of the estimation, five robust determinants of business cycles synchronisation were distinguished. Correlation of the monetary policy, membership in the European Union, membership in the Eurozone and the level of synchronisation of business cycles in the USA have positive impact on business cycles synchronisation. The GDP *per capita* distance, however, is a business cycle synchronisation de-stimulant. The signs of estimation parameters of the above-mentioned variables are unambiguously determined and are consistent with theory predictions. The robustness of the results for those variables is indicated not only by their *posterior inclusion* probability values of inclusion in the model but also by the fact that they remain resistant to *a priori* change in distribution specification.

Key words: business cycle synchronisation, Bayesian models averaging, jointness measures, integration, Baxter-King

ДЕТЕРМИНАНТЫ СИНХРОНИЗАЦИИ ЭКОНОМИЧЕСКИХ ЦИКЛОВ:
АНАЛИЗ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ ВМА (БМА) И МЕР СВЯЗИ.
ЧАСТЬ II – РЕЗУЛЬТАТЫ ЭСТИМАЦИИ

Резюме

В первой части статьи представлены проблемы детерминант, детали структуризации меры синхронизации экономических циклов и ее детерминант, а также описание байесовских сетей знаний при построении моделей и – в рамках этих сетей – возможного расчета мер связи. Во второй части

статьи используется методика, описанная в предыдущей части, с целью поиска ответа на вопрос о том, какие из 12 потенциальных регрессоров являются реальными детерминантами синхронизации экономических циклов. В результате эстимации были определены пять устойчивых детерминант синхронизации экономических циклов. Коварияция денежно-кредитной политики, членство в Европейском союзе, присутствие в зоне евро и степень синхронизации экономических циклов с США оказывают положительное влияние на синхронизацию экономических циклов. Распределение ВВП на душу населения является, в свою очередь, дестимулятором синхронизации экономических циклов. Знаки оценки параметров, находящихся при вышеупомянутых переменных, однозначно определены и согласованы с теоретическими предпосылками. Устойчивость результатов для этих переменных подтверждается не только их вероятностными значениями после апостериорного включения в модель, но и тем, что они остаются устойчивыми к изменениям априорного распределения.

Ключевые слова: синхронизация экономических циклов, байесовские сети знаний при подстоении моделей, меры связи, интеграции, фильтр Бакстера-Кинга

Cytuj jako:

Beck K., *Determinanty synchronizacji cykli koniunkturalnych: analiza z wykorzystaniem BMA i miar łączności. Część II – wyniki estymacji*, „Myśl Ekonomiczna i Polityczna” 2018 nr 1(60), s. 19–52. DOI: 10.26399/meip.1(60).2018.01/k.beck

Cite as:

Beck, K. (2018) ‘Determinanty synchronizacji cykli koniunkturalnych: analiza z wykorzystaniem BMA i miar łączności. Część II – wyniki estymacji’ [‘Determinants of the economic cycle synchronisation: analysis with the use of BMA and convergence measures. Part II: estimation results’]. *Myśl Ekonomiczna i Polityczna* 1(60), 19–52. DOI: 10.26399/meip.1(60).2018.01/k.beck