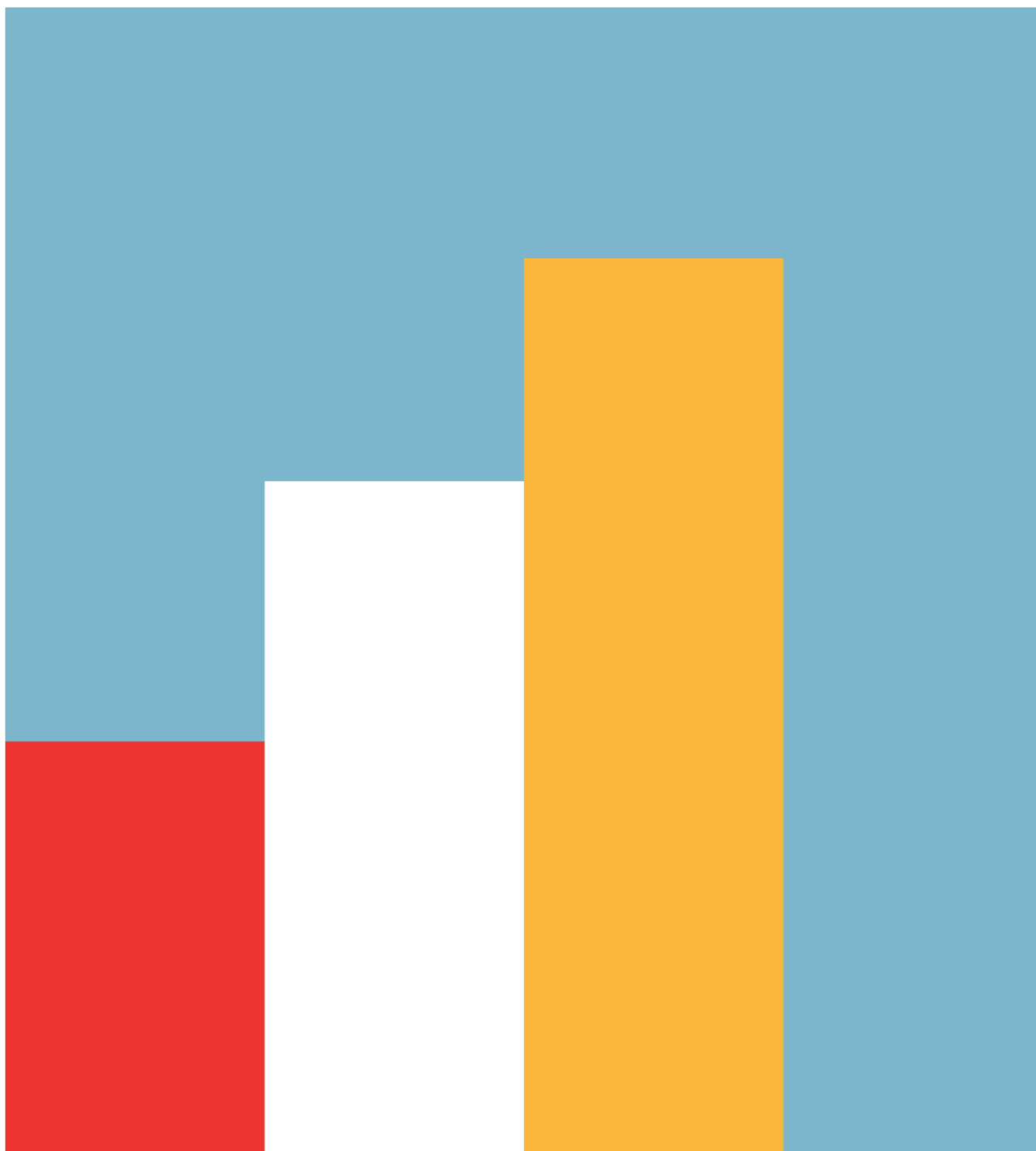


Przegląd Ekonomiczno

Nr 2
listopad 2016

Spółeczny

Studenckie Koło Naukowe Finansów
i Makroekonomii
we współpracy z Instytutem
Studiów Ekonomiczno-Spółecznych



Przegląd Ekonomiczno-Społeczny

Nr 2

Aby Polska była dobrym i mądrym krajem

Warszawa, listopad 2016

Drodzy Czytelnicy,

już po raz drugi mamy przyjemność przedstawić Wam nowy numer „Przeglądu Ekonomiczno-Społecznego”.

Listopadowe wydanie składa się z dwóch artykułów oraz jednej recenzji. O ile w majowym numerze tematyka poruszana przez Autorów była różnorodna i próżno doszukiwać się jakichkolwiek tendencji w jej doborze, tak ten numer zdecydowanie zdominowały artykuły o charakterze ilościowym. Całość dopełnia krótka recenzja artykułu „Monitoring, cross subsidies, and universal banking” autorstwa Jay Pil Choi i Christodoulosa Stefanadisa. Jednocześnie pragniemy zwrócić Państwa szczególną uwagę na artykuł Aleksandra Nosarzewskiego „Formowanie się koalicji w Sejmie RP: badanie z wykorzystaniem zmodyfikowanego indeksu siły Shapleya-Shubika oraz koncepcji odległości ideologicznej”, który z perspektywy czasu pozwala zweryfikować, czy uzyskane przez Autora wyniki badań faktycznie miały pokrycie w rzeczywistości. Serdecznie zachęcamy do zapoznania się z samymi artykułami oraz recenzją, jak również do wyrażania opinii i komentarzy. W tym celu, tak jak w poprzednim numerze, umieściliśmy dane kontaktowe Autorów oraz redakcji.

Jednocześnie pragniemy podziękować wszystkim, którzy nie zwątpili w naszą pracę i misję oraz swoim zaangażowaniem przyczynili się do wydania nr. 2. Tych, którzy jeszcze nie przysłali nam swojego artykułu, gorąco namawiamy do spróbowania swoich sił w pisaniu. Jest to niezwykle doświadczenie i okazja do zdobycia nowych umiejętności. Mamy nadzieję, że wspólnymi siłami uczynimy „PES” największym w Polsce forum wymiany myśli akademickiej.

Z wyrazami szacunku,

Weronika Rec

wraz z zespołem redakcyjnym

Spis Treści

Damian Jelito

Ocena jakości prostych metod prognozowania gospodarczego

(The quality of simple methods of the economic forecasting)

..... 5

Aleksander Nosarzewski

Formowanie się koalicji w Sejmie RP: badanie z wykorzystaniem zmodyfikowanego indeksu siły Shapleya-Shubika oraz koncepcji odległości ideologicznej

(Formation of coalitions in Polish Sejm: a research with the use of modified Shapley-Shubik power index and the concept of ideological distance)

..... 26

Maciej Wysocki

Recenzja artykułu Jay Pil Choi, Christodoulosa Stefanadisa ‘Monitoring, cross subsidies, and universal banking’, “International Journal of Industrial Organization”, Volume 43, 2015

(A review of ‘Monitoring, cross subsidies and universal banking’ by Jay Pil Choi and Christodoulos Stefanadis from “International Journal of Industrial Organisation”, Volume 43, 2015)

..... 56

Od Redakcji

..... 65

Dla Autorów

..... 67

Ocena jakości prostych metod prognozowania gospodarczego

*Damian Jelito**

JEL: E37, C53

Streszczenie

W artykule przedstawiono symulacje porównujące projekcje inflacji Narodowego Banku Polskiego z prognozami uzyskanymi wybranymi prostymi technikami: metodą naiwną, średnimi ruchomymi, wygładzaniem wykładniczym i metodą Holta-Wintersa. Uzyskane wyniki skonfrontowano z poziomem odniesienia pod kątem wartości współczynnika Theila, średniego modułu, średniego kwadratu oraz maksymalnego modułu błędu prognozy. Zidentyfikowano kilka prostych technik, których jakość jest porównywalna z jakością projekcji NBP. Szczególnie interesujące wyniki zostały uzyskane dzięki wykorzystaniu metody naiwnej i metody Holta-Wintersa. Prowadzi to do wniosku, że trafne prognozowanie inflacji możliwe jest nawet bez zaawansowanych narzędzi. Największymi zaletami analizowanych technik są prostota i niewielki nakład pracy, jaki się z nimi wiąże.

* Autor jest studentem matematyki na Uniwersytecie Jagiellońskim w Krakowie (1. rok studiów drugiego stopnia). Działa w Kole Naukowym Matematyki Finansowej UJ, od maja 2016 r. jest jego prezesem. Współtworzy działającą w ramach Koła grupę naukową poświęconą prognozowaniu makroekonomicznemu. Kontakt do autora: damian.jelito@gmail.com.

Wprowadzenie¹

Jednym z elementów życia gospodarczego są ciągle próby przewidywania przyszłości. W sposób szczególny zjawisko to występuje przy okazji publikacji odczytów zmiennych makroekonomicznych. Każdą taką informację poprzedza sygnał, jakie są prognozy analityków. Inwestorzy w oparciu o tego typu dane korygują stan swojego portfela, próbując antycypować reakcję rynku na odczyt. Prognozy odgrywają istotną rolę także w trakcie planowania inwestycji oraz przygotowywania budżetu państwa.

Prognozy powstają przy użyciu różnych metod. Do ich klasyfikacji można wykorzystać dwa parametry². Pierwszym jest zgodność metody z wynikami teoretycznymi. Technika prognostyczna powinna nie tylko wskazywać spodziewany odczyt danej zmiennej, ale także wyjaśniać, jakie mechanizmy rządzą prognozowanym zjawiskiem. Najważniejszym przykładem są tutaj modele typu DSGE (*Dynamic Stochastic General Equilibrium*). Drugi parametr to zgodność prognoz z obserwacjami. Za metody, które spełniają to kryterium uznaje się zazwyczaj bardzo szeroką klasę technik wykorzystujących narzędzia statystyki i procesów stochastycznych do analizy szeregów czasowych. Przykładem może być metoda autoregresji wektorowej (VAR — *vector autoregression*).

Szczególnie ważną klasę prognoz stanowią te dotyczące inflacji. W Polsce publikowane są one m.in. przez Ministerstwo Finansów (jako założeń do ustawy budżetowej) oraz największe instytucje finansowe. Projekcje inflacji ogłasza także Narodowy Bank Polski³, m.in. na potrzeby Rady Polityki Pieniężnej.

Niniejszy artykuł ma na celu zaprezentowanie analizy jakości niektórych prostych metod prognostycznych. Przewidywania skonfrontowane zostały z projekcjami inflacji publikowanymi przez Narodowy Bank Polski. Uzyskane wyniki pozwalają stwierdzić, że prognozowanie inflacji z jakością porównywalną do projekcji NBP możliwe jest bez zastosowania zaawansowanych narzędzi.

Inspiracją do przygotowania symulacji stał się artykuł w tygodniku „The Economist” ze stycznia 2016 r.⁴ Opisano w nim analogiczne porównanie, gdzie jako poziomu odniesienia użyto prognoz wzrostu gospodarczego w 189 państwach w latach 1999-2014 publikowanych przez Międzynarodowy Fundusz Walutowy. Zastosowane przez autorów metody to kolejno: ostatni odczyt, prognozowanie wzrostu zawsze w wysokości 4% (przeciętny wzrost PKB w badanym okresie) oraz losowanie liczby z przedziału $[-2,10]$ z rozkładem jednostajnym (dopuszczalne były wyłącznie liczby o jednym miejscu po przecinku w zapisie dziesiętnym). Metody zaproponowane przez autorów „The Economist” okazały się być mniej trafne

¹ Autor pragnie podziękować anonimowemu recenzentowi za niezwykle cenne uwagi do pierwotnej wersji artykułu. Oczywiście, wszelka odpowiedzialność za tekst spoczywa wyłącznie na autorze.

² Hara N., Ichiue H., Kojima S., Nakamura K., Shirota T., *Practical Use of Macroeconomic Models at Central Banks*, Bank of Japan Review, styczeń 2009, s. 1–4.

³ Narodowy Bank Polski konsekwentnie używa terminu „projekcja” zamiast „prognoza”, zwracając uwagę, że pierwsza powstaje przy założeniu niezmiennego polityki monetarnej — patrz: Narodowy Bank Polski, *Raport o inflacji - listopad 2015 r.*, s. 53.

⁴ *A mean feat*, [w:] „The Economist”, 9 stycznia 2016 r., [dostęp: 18 lipca 2016 r.], <http://www.economist.com/node/21685480?fsrc=scn/fb/te/pe/ed/ameanfeat>.

od prognoz MFW, przy czym im dłuższy był horyzont prognostyczny, tym mniejsza była różnica w jakości prognoz.

Zagadnienie porównywania prognoz uznanych instytucji finansowych i tych, które przygotowywane są przy użyciu bardzo prostych metod pojawia się nie tylko w artykułach publicystycznych. Na brak istotnej różnicy wskazują od dłuższego czasu liczne publikacje naukowe⁵.

Na potrzeby artykułu podjęto próbę sprawdzenia, czy podobne zjawisko występuje w przypadku danych dotyczących polskiej gospodarki. Najpierw przedstawiono, jak kształtowały się odczyty inflacji w ciągu ostatnich piętnastu lat. Skomentowano także projekcje Narodowego Banku Polskiego wraz z metodologią, która została użyta do ich przygotowania. Stanowiły one poziom odniesienia w prowadzonym porównaniu. W kolejnej części zdefiniowano współczynniki, które zostały wykorzystane do porównania jakości prognoz. Następnie przedstawiono użyte techniki prognostyczne i skonfrontowano ich jakość z projekcjami NBP. Artykuł zakończony jest wnioskami z prowadzonych symulacji.

1. Odczyty inflacji i prognozy NBP

Do przygotowania prognoz używano danych historycznych dotyczących inflacji konsumentów (*Consumer Price Index*) pobranych ze strony Narodowego Banku Polskiego⁶. Dane dotyczyły zmiany cen w miesiącu względem analogicznego miesiąca poprzedniego roku.

Zebrane odczyty inflacji zamieszczono w Tabeli 1. Warto zwrócić uwagę na spadek cen począwszy od połowy 2014 r. Jest to początek trwającego nadal zjawiska deflacji. W dalszej części artykułu zostanie zwrócona uwaga, że jest to sytuacja szczególnie trudna dla prognostów.

Projekcje inflacji Narodowego Banku Polskiego ogłaszane są trzy razy w roku: w marcu, lipcu i listopadzie. Publikowane są prognozy na rok bieżący oraz dwa następujące po nim lata. W Tabeli 2. zebrano publikowane przez NBP projekcje centralne inflacji od roku 2008 do 2018⁷.

⁵ Patrz choćby: Ahlers D., Lakonishok J., *A study of economists' consensus forecasts*, Management Science, październik 1983.

Szeroki przegląd źródeł wraz z krytyką można znaleźć w: Leitch G., Tanner J. E., *Economic Forecast Evaluation: Profits Versus The Conventional Error Measures*, The American Economic Review, czerwiec 1991.

⁶ *Szeregi czasowe miar inflacji bazowej w ujęciu miesięcznym i rocznym obejmujące okres od 2001 r.*, Narodowy Bank Polski, [dostęp: 18 lipca 2016 r.], <http://www.nbp.pl/home.aspx?f=/statystyka/bazowa/bazowa.htm>.

⁷ *Projekcje inflacji i PKB*, Narodowy Bank Polski, [dostęp 18 lipca 2016 r.], http://www.nbp.pl/home.aspx?f=/polityka_pieniezna/dokumenty/projekcja_inflacji.html.

Należy wyjaśnić, że najstarsze dostępne na powyższej stronie dane liczbowe pochodzą z 2008 r., dlatego w Tabeli 2. brakuje prognoz publikowanych z dwuletnim wyprzedzeniem dla lat 2008-2009 oraz z rocznym wyprzedzeniem dla roku 2008. Z oczywistych względów nie są dostępne wszystkie prognozy od roku 2016.

D. Jelito, Ocena jakości prostych metod prognozowania gospodarczego

Listopad 2016

Tabela 1. Wskaźniki cen towarów i usług konsumpcyjnych (analogiczny miesiąc roku poprzedniego=100)

Rok	MIESIĄCE											
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
2016	99,1	99,2	99,1	98,9	99,1	99,2	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2015	98,6	98,4	98,5	98,9	99,1	99,2	99,3	99,4	99,2	99,3	99,4	99,5
2014	100,5	100,7	100,7	100,3	100,2	100,3	99,8	99,7	99,7	99,4	99,4	99,0
2013	101,7	101,3	101,0	100,8	100,5	100,2	101,1	101,1	101,0	100,8	100,6	100,7
2012	104,1	104,3	103,9	104,0	103,6	104,3	104,0	103,8	103,8	103,4	102,8	102,4
2011	103,6	103,6	104,3	104,5	105,0	104,2	104,1	104,3	103,9	104,3	104,8	104,6
2010	103,5	102,9	102,6	102,4	102,2	102,3	102,0	102,0	102,5	102,8	102,7	103,1
2009	102,8	103,3	103,6	104,0	103,6	103,5	103,6	103,7	103,4	103,1	103,3	103,5
2008	104,0	104,2	104,1	104,0	104,4	104,6	104,8	104,8	104,5	104,2	103,7	103,3
2007	101,6	101,9	102,5	102,3	102,3	102,6	102,3	101,5	102,3	103,0	103,6	104,0
2006	100,6	100,7	100,4	100,7	100,9	100,8	101,1	101,6	101,6	101,2	101,4	101,4
2005	103,7	103,6	103,4	103,0	102,5	101,4	101,3	101,6	101,8	101,6	101,0	100,7
2004	101,6	101,6	101,7	102,2	103,4	104,4	104,6	104,6	104,4	104,5	104,5	104,4
2003	100,5	100,5	100,6	100,3	100,4	100,8	100,8	100,7	100,9	101,3	101,6	101,7
2002	103,4	103,5	103,3	103,0	101,9	101,6	101,3	101,2	101,3	101,1	100,9	100,8
2001	107,4	106,6	106,2	106,6	106,9	106,2	105,2	105,1	104,3	104,0	103,6	103,6

Źródło: NBP na podstawie GUS.

Tabela 2. Projekcje inflacji opublikowane przez Narodowy Bank Polski

Rok	Odczyt	III Y-0	VII Y-0	XI Y-0	III Y-1	VII Y-1	XI Y-1	III Y-2	VII Y-2	XI Y-2
2008	104,2	104,2	104,3	104,3	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2009	103,5	103,2	103,2	103,4	103,7	104,3	104,7	NA	NA	NA
2010	102,6	101,8	102,5	102,5	101,9	102,1	101,5	103,5	103,1	103,2
2011	104,3	103,2	104	104	102,4	102,7	103	100,9	102	102,1
2012	103,7	104,1	103,9	103,8	102,8	102,6	103,1	103,5	102,9	103
2013	100,9	101,6	100,8	101	102,9	102,7	102,5	102,9	102,4	102,8
2014	100	101,1	100,2	100,1	101,6	101,2	101,7	102	101,8	101,5
2015	99,1	99,5	99,2	99,2	101,8	101,4	101,1	101,5	101,5	101,9
2016	NA	99,6	99,5	NA	100,9	101,5	101,1	102,5	102,3	101,6
2017	NA	NA	NA	NA	101,3	101,3	NA	101,2	101,6	101,5
2018	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	101,7	101,5	NA

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych NBP.

W wierszach umieszczone są rzeczywiste i przewidywane wartości inflacji w danym roku. W kolumnach zebrane są projekcje podzielone na okresy, które dzieliły publikację prognozy od odczytu. Pierwsza część oznaczenia kolumny odnosi się do miesiąca publikacji projekcji⁸. Druga część odnosi się do roku publikacji. „Y-0” oznacza, że prognozę opublikowano w roku Y i dotyczy ona roku Y. Podobnie, „Y-1” oznacza, że prognozę opublikowano w roku Y-1, a dotyczy ona roku Y (taka prognoza znajduje się w wierszu odpowiadającym rokowi Y). W związku z tym wartość 102,9 w komórce leżącej w wierszu „2013” i kolumnie „III Y-1” oznacza, że w marcu 2012 r. Narodowy Bank Polski przewidywał, że inflacja za rok 2013 wyniesie 2,9%. Kolumna „Odczyt” to roczne dane o wskaźniku cen towarów i usług konsumpcyjnych obliczone przy założeniu, że poprzedniemu rokowi przypisano wartość 100⁹.

Analiza Tabeli 2. pozwala wysnuć wniosek, że prognozowanie z odpowiednio dużym wyprzedzeniem jest bardzo trudnym zadaniem. Warto zwrócić uwagę choćby na znaczne różnice między odczytem a prognozą z marca roku poprzedzającego dla lat 2011 i 2015. Bardziej szczegółowa analiza jakości projekcji NBP zaprezentowana zostanie w dalszej części artykułu.

Prognozy przygotowywane przez Narodowy Bank Polski powstają przy użyciu modelu NECMOD, na który składa się 276 równań i 369 zmiennych. Model jest opisywany przez NBP następująco: „Został on skonstruowany jako model hybrydowy, w którym równowaga długookresowa (przy czym w modelu istnieją mechanizmy zakładające powrót zmiennych do ich poziomów równowagi) oparta jest na podstawach teoretycznych, natomiast krótkookresowe własności dynamiczne modelu uzależnione są od szacunków ekonometrycznych, których głównym kryterium jest dopasowanie do danych”¹⁰.

2. Opis metodologii

Do przygotowania prognoz wykorzystano osiem prostych metod prognostycznych, które zostały scharakteryzowane w części 5. Opracowywanie prognozy rozpoczynano od wyboru parametrów danej techniki. Odbywało się to poprzez optymalizację błędu prognoz wygasłych, czyli prognoz przygotowanych na okres, dla którego znany jest rzeczywisty odczyt inflacji. Za odczyty znane przyjmowano te informacje, którymi powinni dysponować progności NBP podczas przygotowywania odpowiednich projekcji.

Jako poziomu odniesienia użyto listopadowych projekcji NBP opublikowanych w roku poprzedzającym rok prognozowany (na przykład prognozy inflacji w roku 2009, która została

⁸ Należy przy tym zaznaczyć, że w związku ze zmianami w cyklu publikowania „Raportu o inflacji”, niektóre projekcje oznaczone jako marcowe opublikowane były w lutym (tak było np. w 2009 r.). Analogiczny problem dotyczy pozostałych miesięcy. Rozróżnienie nie jest uwzględniane w tabeli i jako prognozę marcową uznaje się pierwszą opublikowaną w danym roku. Pozostałe miesiące traktowane są analogicznie.

⁹ *Roczne wskaźniki makroekonomiczne*, Główny Urząd Statystyczny, arkusz *Wskaźniki cen, pozycja Wskaźniki cen towarów i usług konsumpcyjnych*, [dostęp 27 września 2016 r.], <http://stat.gov.pl/wskazniki-makroekonomiczne/>.

¹⁰ Greszta M., Hulej M., Lewińska R., Michałek A., Pońsko P., Rybaczyk B., Schulz B., *Reestymacja kwartalnego modelu gospodarki polskiej NECMOD 2012*, lipiec 2012, s. 1–2.

opublikowana w listopadzie roku 2008). Wybór tej klasy prognoz wynikał z zamiaru zapewnienia odpowiednio długiego horyzontu prognostycznego. Pożądane są bowiem te przewidywania, które publikuje się z wystarczająco długim wyprzedzeniem. Użycie projekcji z jeszcze dłuższym horyzontem uznane zostało za niecelowe. Tabela 2. pokazuje, że błędy takich prognoz są już bardzo duże, więc uzyskanie lepszych wyników z jednej strony nie wydaje się zbyt trudne, a z drugiej samo prognozowanie staje się niemal loterią.

By zapewnić porównywalność metod, do przygotowania prognoz wykorzystywano dane o inflacji w poszczególnych miesiącach wyłącznie do października roku poprzedzającego rok prognozowany. W związku z tym, gdy przygotowywano prognozę na rok 2009, najnowsza wykorzystywana informacja dotyczyła października 2008 r. Takie dane powinny być dostępne także podczas przygotowywania projekcji przez NBP, co zapewnia rzetelność symulacji.

Do porównania użyto projekcji za lata 2009-2015. Dolne ograniczenie wynika z faktu, że dla prognoz publikowanych z rocznym wyprzedzeniem nie były dostępne wcześniejsze dane. Górne jest całkowicie naturalne – dla roku 2016 brakuje rzeczywistego odczytu. Należy zauważyć, że niewielka liczność próby jest obciążeniem symulacji. Warto byłoby przeprowadzić podobne porównanie dla większego zestawu danych.

Otrzymane prognozy były porównywane z projekcjami NBP na podstawie współczynników opisanych w części 4. Wszystkie obliczenia prowadzone były w języku R przy pomocy programu RStudio oraz w programie MS Excel.

3. Ocena i miary jakości prognoz

W porównaniu postanowiono wykorzystać cztery mierniki jakości prognoz. Ich użycie miało zapewnić obiektywny sposób oceny. Dodatkowo dokonano dekompozycji współczynnika Theila, co pozwoliło na ustalenie, jakie czynniki wpłynęły na błędy prognoz.

3.1. Współczynnik Theila i jego dekompozycja

Jako główny miernik jakości prognoz wykorzystany został tzw. współczynnik Theila (U Theila). Dany jest on następującym wzorem¹¹:

$$I^2 = \frac{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_t)^2}, \text{ gdzie} \quad (1)$$

¹¹ Cieślak M., *Prognozowanie gospodarcze. Metody i zastosowania*, Warszawa 1997, s.49–51.

y_t - odczyt zmiennej w momencie t ,

\hat{y}_t - prognoza na okres t ,

n - liczba porównywanych okresów.

Współczynnik Theila stanowi modyfikację błędu średniokwadratowego, który zostanie opisany w części 4.2. Obliczany jest jako iloraz średniego kwadratu błędu oraz średniego kwadratu odczytu. Wyrażenie w mianowniku ma charakter normujący. Dzięki niemu współczynnik pozostaje niezmienny przy przekształceniach liniowych (związanych np. ze zmianą jednostki).

Pożądany stan to jak najniższa wartość współczynnika Theila. Warto zauważyć, że prognosta nie ma realnego wpływu na mianownik wyrażenia (1), ponieważ ten zależy jedynie od rzeczywistych odczytów. W związku z tym minimalizacja całego wyrażenia sprowadza się do poszukiwania prognoz, które skutkują możliwie małą wartością licznika. Zadanie to można rozumieć jako minimalizację odległości euklidesowej między prognozą a odczytem traktowanymi jako punkty z przestrzeni n -wymiarowej.

Ogromną zaletą współczynnika Theila jest możliwość dokonania tzw. dekompozycji. Możliwe jest zapisanie I^2 jako sumy trzech innych współczynników, z których każdy ma jasną interpretację. Zachodzi bowiem:

$$I^2 = I_1^2 + I_2^2 + I_3^2, \text{ gdzie} \quad (2)$$

$$I_1^2 = \frac{(\bar{y} - \bar{\hat{y}})^2}{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_t)^2}, \quad I_2^2 = \frac{(s_r - s_p)^2}{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_t)^2}, \quad I_3^2 = \frac{2s_r s_p (1-r)}{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_t)^2}. \quad (3)$$

W powyższych wzorach zastosowano następujące oznaczenia:

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n y_t \text{ - średni poziom odczytów,} \quad (4)$$

$$\bar{\hat{y}} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{y}_t \text{ - średni poziom prognoz,} \quad (5)$$

$$s_r = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2} \text{ - odchylenie standardowe odczytów,} \quad (6)$$

$$s_p = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\hat{y}_t - \bar{\hat{y}})^2} - \text{odchylenie standardowe prognoz,} \quad (7)$$

$$r = \frac{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\hat{y}_t - \bar{\hat{y}})(y_t - \bar{y})}{s_r s_p} - \text{współczynnik korelacji liniowej między odczytami} \quad (8)$$

a prognozami (pozostałe oznaczenia jak wcześniej).

Współczynnik I_1^2 interpretowany jest jako błąd wynikający z obciążoności prognozy. W statystyce żąda się, by estymator był nieobciążony, to znaczy jego wartość oczekiwana równała się wartości estymowanego parametru. W przypadku prognoz pożądana jest równość średniego poziomu prognoz i średniego poziomu odczytów. Wyrażenie I_1^2 przyjmuje dużą wartość, gdy taka sytuacja nie zachodzi.

Wartość I_2^2 powiązana jest ze zmiennością prognoz. Jako miernika zmienności używa się tutaj odchylenia standardowego. Prognozy powinny charakteryzować się szybkimi zmianami, gdy wahania odczytów także są duże. Podobnie, gdy rzeczywiste wartości nie ulegają znacznym zmianom, prognozy również powinny pozostawać względnie stałe. Minimalizacja współczynnika I_2^2 możliwa jest wtedy, gdy prognoza charakteryzuje się zmiennością odpowiadającą zmienności odczytów (s_p w przybliżeniu równe s_r).

Ostatni ze współczynników, I_3^2 , odzwierciedlać ma zgodność między kierunkiem zmian prognoz a kierunkiem zmian odczytów zmiennej. Gdy obserwowany jest długookresowy wzrost wartości odczytów, pożądanym jest także długookresowy wzrost wartości prognoz. Zgodność kierunku zmian mierzona jest współczynnikiem korelacji liniowej. Jej brak (wartość współczynnika korelacji liniowej bliska zero) skutkuje znaczną wartością wyrażenia I_3^2 .

W praktyce oblicza się udziały procentowe I_i^2 w wartości I^2 dla $i=1,2,3$. Można w ten sposób określić, jakiego rodzaju błędy wpłynęły na rozbieżność między prognozami a odczytami. Tak też zrobiono w omawianej symulacji.

3.2. Dodatkowe współczynniki

By uzyskać pełniejszy obraz jakości prognoz, zastosowano dodatkowe metody oceny. Posłużyły do tego błąd średniokwadratowy (MSE - *mean squared error*), średni błąd bezwzględny (MAE - *mean absolute error*) oraz maksimum modułów błędów (przez analogię do metryki maksimum). Współczynniki MSE i MAE dane są wzorami (oznaczenia jak powyżej):

$$MSE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2, \quad (9)$$

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |y_t - \hat{y}_t|. \quad (10)$$

Z kolei przez maksimum modułów błędów rozumie się wyrażenie:

$$E_{Max} = \max_{t=1, \dots, n} |y_t - \hat{y}_t|. \quad (11)$$

Współczynnik E_{Max} ma za zadanie wychwycić znaczną rozbieżność między prognozą a odczytem, nawet jeśli jest to zdarzenie jednorazowe. Użycie takiego parametru można uzasadnić tym, że od metody prognozowania można oczekiwać skuteczności w każdej sytuacji, a nie tylko „uśrednionej skuteczności”, jak w przypadku MAE. Współczynnik MSE jest bardziej odporny na zdarzenia jednorazowe, choć użycie kwadratów powoduje, że większe różnice między odczytem a prognozą są mocniej podkreślane we współczynniku. We wszystkich przypadkach pożądana jest minimalizacja wyrażen.

3.3. Jakość projekcji NBP

W Tabeli 3. zebrano parametry opisujące jakość projekcji NBP dla różnych okresów ich publikacji. Porównano wszystkie dostępne projekcje z danej klasy (np. te opublikowane w lipcu roku poprzedzającego rok prognozowany) z rzeczywistymi odczytami inflacji (tj. pozycją „rok poprzedni=100” ze strony Głównego Urzędu Statystycznego).

Tabela 3. Jakość projekcji inflacji Narodowego Banku Polskiego

Projekcja	I ²	I ₁ ² /I ²	I ₂ ² /I ²	I ₃ ² /I ²	MSE	MAE	E _{Max}
XI Y-0	1,91E-06	0%	24%	76%	0,020	0,125	0,3
VII Y-0	3,58E-06	2%	12%	86%	0,038	0,175	0,3
III Y-0	4,73E-05	1%	28%	72%	0,495	0,600	1,1
XI Y-1	1,94E-04	12%	26%	61%	2,021	1,357	2
VII Y-1	2,01E-04	8%	40%	52%	2,090	1,329	2,3
III Y-1	2,58E-04	7%	52%	42%	2,686	1,429	2,7
XI Y-2	3,12E-04	13%	51%	36%	3,232	1,617	2,8
VII Y-2	2,80E-04	9%	61%	30%	2,905	1,550	2,4
III Y-2	4,21E-04	9%	19%	72%	4,362	1,817	3,4

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych NBP¹².

Nie jest zaskoczeniem, że najbardziej trafne są przewidywania opublikowane w ciągu roku, którego dotyczy prognoza. Potwierdzają to zarówno najniższe wartości współczynnika Theila, jak i maksymalnego modułu błędu. Wśród tych prognoz najlepszą jakością charakteryzują się projekcje listopadowe. Należy jednak zauważyć, że przy ich przygotowywaniu znane są odczyty inflacji z 9 lub 10 miesięcy prognozowanego roku, co znacznie ułatwia przewidywanie wartości zmiennej. Nieznacznie gorsze od listopadowych są projekcje lipcowe, choć przy ich opracowywaniu dostępny jest mniejszy zasób informacji.

¹² Ze względu na błędy zaokrągleń wartości w części tabeli poświęconej dekompozycji współczynnika Theila nie zawsze sumują się do 100%.

Prognozy publikowane z co najmniej rocznym wyprzedzeniem uzyskały wartości współczynnika Theila o dwa rzędy wielkości gorsze niż projekcje opublikowane w roku prognozowanym. Również pozostałe współczynniki wskazują na istotnie gorszą jakość tych prognoz. Pokazuje to, że prognozowanie z odpowiednio długim wyprzedzeniem jest zadaniem trudnym, choć jednocześnie to takie przewidywania są najbardziej cenne.

Błędy projekcji publikowanych w roku prognozowanym wynikają głównie z niewłaściwego przewidzenia kierunku zmian inflacji. Większy stosunek I_2^2 do I^2 dla projekcji o dłuższym horyzoncie sugeruje, że mogą one być problematyczne również ze względu na niedostateczną elastyczność.

4. Zastosowane techniki prognostyczne

Do porównania użyto ośmiu stosunkowo prostych metod prognostycznych, od metody naiwnej, przez różne wersje uśredniania, do metody Holta-Wintersa. Poniżej podano ich krótki opis wraz ze szczegółami implementacji. Metody scharakteryzowano także pod kątem jakości prognoz. Tabela 4. na końcu działu prezentuje wskaźniki jakości z części 4. dla poszczególnych metod. Dla porównania umieszczono tam także odpowiednie wartości dla projekcji NBP użytych jako poziom odniesienia. Same prognozy zebrano w Tabeli 5. umieszczonej na końcu działu.

4.1. Metoda naiwna

Najprostszą metodą prognozowania jest przewidywanie, że dana zmienna przyjmie wartość równą ostatniemu dostępnemu odczytowi. Jest to tak zwana „metoda naiwna”. Można ją wyrazić za pomocą następującego równania¹³:

$$\hat{y}_{t+1} = y_t, \text{ gdzie} \tag{12}$$

y_t - odczyt zmiennej w momencie t ,

\hat{y}_{t+1} - prognoza na okres $t+1$.

Metoda ta może być skuteczna w sytuacji, gdy prognozowane zjawisko cechuje się znaczną inercją. Może też być dobrym rozwiązaniem, gdy mimo braku dobrej metody konieczne jest przyjęcie jakiejś prognozy.

W celu przygotowania prognoz użyto odczytów za październik roku poprzedzającego rok prognozowany („analogiczny miesiąc roku poprzedniego=100”) i jako prognozę przyjmowano właśnie tę wartość. W związku z tym prognoza inflacji na rok 2009 przygotowana zgodnie z metodą naiwną równa jest wartości inflacji w październiku 2008 r. zamieszczonej w Tabeli 1. Warto zauważyć, że jest to najnowsza, dostępna w momencie

¹³ Cieślak M., *Prognozowanie gospodarcze...*, op. cit., s.67–70.

przygotowywania prognozy, informacja. Wyniki zamieszczono w kolumnie „Metoda naiwna” w Tabeli 5.

Metoda okazała się być nieznacznie lepsza od poziomu odniesienia pod względem współczynnika Theila. Błędy prognoz wynikały głównie z niewłaściwego przewidywania kierunku zmian zjawiska, co można wiązać z opóźnieniem występującym w tej metodzie. Wartości MAE i MSE silnie przemawiają za metodą naiwną. Jedyne współczynniki E_{Max} wskazuje na projekcje NBP. Dobra jakość prognoz uzyskanych metodą naiwną jest dość zaskakująca, choć zgodna z innymi wynikami empirycznymi.

4.2. Wartość quasi-stała

Kolejna metoda jest zmodyfikowaną wersją techniki, którą zastosowano w tygodniku „The Economist”. Autorzy przyjmowali jako prognozę stałe 4%, czyli średni wzrost PKB wśród wszystkich analizowanych państw w badanym okresie. Na potrzeby niniejszej symulacji obliczana była średnia geometryczna wszystkich dostępnych odczytów aż do momentu prognozowania. W postaci analitycznej korzystano ze wzoru (oznaczenia jak wcześniej):

$$\hat{y}_{t+1} = \sqrt[t]{\prod_{j=1}^t y_j} \quad (13)$$

W symulacji brano średnią geometryczną wszystkich dostępnych odczytów za październik („analogiczny miesiąc roku poprzedniego=100”), od roku 2001 do roku poprzedzającego rok prognozowany włącznie. Ze względu na konstrukcję metody, generowane przez nią wyniki dla poszczególnych lat różnią się bardzo nieznacznie. W efekcie, metoda okazała się być najmniej skuteczna spośród testowanych. Projekcje NBP były od niej lepsze pod względem wszystkich współczynników. W wyniku niewielkiej zmienności prognoz uzyskanych rozważaną metodą, największa część błędów wynika z niedostatecznej elastyczności przewidywań.

4.3. Średnie ruchome

Następna klasa metod prognozowania to różne wersje średnich ruchomych. Używano ważonych średnich arytmetycznej (pierwszy wzór) i geometrycznej (drugi wzór)¹⁴:

$$\hat{y}_{t+1} = \frac{\sum_{j=t-k+1}^t y_j w_j}{\sum_{j=t-k+1}^t w_j}, \quad (14)$$

¹⁴Ibidem., s.70–72

$$\hat{y}_{t+1} = \left(\prod_{j=t-k+1}^t y_j^{w_j} \right)^{\frac{1}{\sum_{j=t-k+1}^t w_j}}, \text{ gdzie} \quad (15)$$

w_j - waga j -tego odczytu,

k - rząd średniej (liczba historycznych obserwacji uwzględnianych przy obliczaniu średniej ruchomej).

Pozostałe oznaczenia bez zmian.

By uprościć symulację przyjęto, że wagi będą tworzyły ciąg arytmetyczny o różnicy równej 1. Najstarszej obserwacji przypisano wagę 1, najnowszej wagę k (rząd średniej). Do porównania wybrano ten wariant średniej, który generował prognozy wygasłe o najniższej wartości współczynnika Theila obliczonego dla odczytów inflacji z lat 2001-2007. Wybór okresu podyktowany jest dostępnością wszystkich danych podczas przygotowywania pierwszej prognozy na potrzeby porównania – tej, która dotyczyła roku 2009. Idea porównania zakłada, że korzysta się z informacji, które są dostępne na przełomie października i listopada. W związku z tym, podczas przygotowywania prognozy na rok 2009 nieznan był poziom inflacji w roku 2008.

Pod względem opisanych powyżej kryteriów i z wykorzystaniem odczytów październikowych, okazało się, że zarówno dla średniej arytmetycznej jak i geometrycznej należy wybrać rząd równy 6. Uzyskane wartości opatrzone są w tabelach nagłówkiem odpowiednio „Średnia arytmetyczna” oraz „Średnia geometryczna”.

Obie metody wygenerowały bardzo podobne wyniki, dlatego też współczynniki służące do ich oceny przyjęły zbliżone wartości. Metody te w świetle wszystkich kryteriów okazały się być gorsze niż projekcje NBP. Błędy prognoz wynikały przede wszystkim z niedostatecznej zmienności.

Podjęto próbę uwzględniania w średniej nie tylko odczytów październikowych, ale też danych za pozostałe miesiące. Okazało się jednak, że wówczas optymalne jest wykorzystywanie jedynie ostatniego dostępnego odczytu, co sprowadza się do metody naiwnej.

Oczywiście uzyskane wyniki w znacznym stopniu zależą od przyjętych parametrów. Należy się spodziewać, że przyjmując inną metodę doboru rzędu średniej lub wag, uzyska się odmienne rezultaty. Jest to więc pole do dalszych porównań.

4.4. Wygładzanie wykładnicze

Kolejna z zaimplementowanych technik to tzw. wygładzanie wykładnicze. Metoda zadana jest następującą formułą rekurencyjną¹⁵:

$$\hat{y}_{t+1} = \alpha y_t + (1 - \alpha) \hat{y}_t, \text{ gdzie} \quad (16)$$

α - parametr wygładzania z przedziału $[0,1]$.

Pozostałe oznaczenia bez zmian.

W wygładzaniu wykładniczym w prognozie uwzględniany jest nie tylko poprzedni odczyt, ale też poprzednia prognoza. Przyjmuje się przy tym, że pierwsza prognoza jest równa najstarszemu odczytowi. Ogromne znaczenie ma parametr wygładzania. Im mniejsza wartość parametru, tym większą wagę przykładają się do starszych obserwacji. Uświadamia to następujące rozwinięcie formuły (16), gdzie wykorzystuje się podaną zależność rekurencyjną:

$$\begin{aligned} \hat{y}_{t+1} &= \alpha y_t + (1 - \alpha) \hat{y}_t = \alpha y_t + (1 - \alpha)(\alpha y_{t-1} + (1 - \alpha) \hat{y}_{t-1}) = \\ &= \alpha y_t + (1 - \alpha) \alpha y_{t-1} + (1 - \alpha)^2 \hat{y}_{t-1} \end{aligned} \quad (17)$$

Rozwijanie formuły (16) można kontynuować. Widać wtedy, że waga starszych odczytów spada wykładniczo, a sama metoda to w istocie arytmetyczna średnia ważona o odpowiednio dobranych wagach. Warto też zauważyć, że dla $\alpha = 1$ równanie (16) sprowadza się do metody naiwnej z punktu 5.1.

Analogicznie jak w przypadku średnich ruchomych, parametr wygładzania wybrano tak, by zminimalizować współczynnik Theila dla okresu 2001-2007. Przy użyciu odczytów październikowych optymalna okazała się wartość $\alpha = 0,5$. Uzyskane wyniki opatrzone w tabelach nagłówkiem „Wygładzanie wykładnicze”. Podobnie jak w przypadku średnich ruchomych, metoda okazała się być gorsza niż przyjęty poziom odniesienia pod względem wszystkich współczynników poza średnim modulem błędu.

Wyznaczenie parametru wygładzania przy wykorzystaniu wszystkich dostępnych odczytów znów sprowadzało technikę do metody naiwnej ($\alpha = 1$). Podobnie jak w przypadku średnich ruchomych, warto byłoby przetestować inne metody doboru parametru wygładzania.

4.5. Metoda Holta-Wintersa

Jedna z bardziej zaawansowanych matematycznie technik, które zostały wykorzystane w symulacji, to metoda Holta-Wintersa. Poniżej przedstawiono jedynie szkicowe omówienie tej techniki, gdyż wyczerpujący opis wykracza poza zakres artykułu.

Metoda stanowi rozwinięcie wygładzania wykładniczego. W wersji addytywnej zadana jest następującym układem równań rekurencyjnych¹⁶:

¹⁵ Hyndman R., Athanasopoulos G., *Forecasting: Principles and practice*, 2014, s. 174–175.

$$\begin{cases} F_t = \alpha(y_t - C_{t-r}) + (1-\alpha)(F_{t-1} - S_{t-1}) \\ S_t = \beta(F_t - F_{t-1}) + (1-\beta)S_{t-1} \\ C_t = \gamma(y_t - F_t) + (1-\gamma)C_{t-r} \end{cases} \quad (18)$$

Zmienne F_t odpowiadają za średni poziom prognozowanego zjawiska, S_t wiążą się z istniejącą tendencją rozwojową (trendem), zaś C_t korygują prognozy o wahania sezonowe. Parametr r to długość cyklu sezonowego. Wartości współczynników α , β oraz γ należy wyestymować na podstawie danych historycznych. Wszystkie należą do przedziału $[0,1]$.

Interesującą własnością metody Holta-Wintersa jest możliwość generowania prognoz o horyzoncie dłuższym niż jeden okres. Prognoza na moment $t+k$, gdy znane są odczyty do momentu t , zaś k jest pewną dodatnią liczbą całkowitą, zadana jest równaniem:

$$\hat{y}_{t+k} = F_t + kS_t + C_{t+(k-1 \bmod r)+1-r} \quad (19)$$

Ze względu na konieczność identyfikacji trendu i wahań sezonowych oraz bardziej złożoną estymację wartości parametrów, wykorzystano dostępne pakiety języka R: *forecast* oraz *fpp*. Prognozy przygotowano przy użyciu funkcji *hw* z pierwszego ze wspomnianych pakietów.

Wykorzystano trzy warianty metody. Przygotowywano prognozy w oparciu o odczyty październikowe oraz odczyty ze wszystkich miesięcy. Skorzystano także z możliwości tworzenia prognozy na dłuższy okres.

Prognozy uzyskane w oparciu o odczyty październikowe opisano w tabeli jako „Holt-Winters październik”. Metoda osiągnęła porównywalną do projekcji NBP wartość współczynnika Theila oraz MSE. Średni moduł błędu jest niższy niż dla poziomu odniesienia, ale maksymalny błąd bezwzględny wskazuje już na projekcje NBP. Błędy prognoz wynikały przede wszystkim z błędnego przewidzenia kierunku zmian zjawiska.

Wyniki uzyskane na podstawie odczytów z każdego miesiąca opatrzone są nagłówkiem „Holt-Winters”. Prognozy te okazały się być lepsze niż poziom odniesienia pod względem wszystkich współczynników, poza maksymalnym modulem błędu. Ponownie największy problem dotyczył kierunku zmian.

Prognozy, które powstały przy wykorzystaniu danych o inflacji w każdym miesiącu poprzedzającym moment prognozowania i z czternastomiesięcznym horyzontem opisane są jako „Holt-Winters 14 miesięcy”. Metoda ta osiągnęła wyniki lepsze niż projekcje NBP we wszystkich kategoriach, również pod względem maksymalnego modułu błędu.

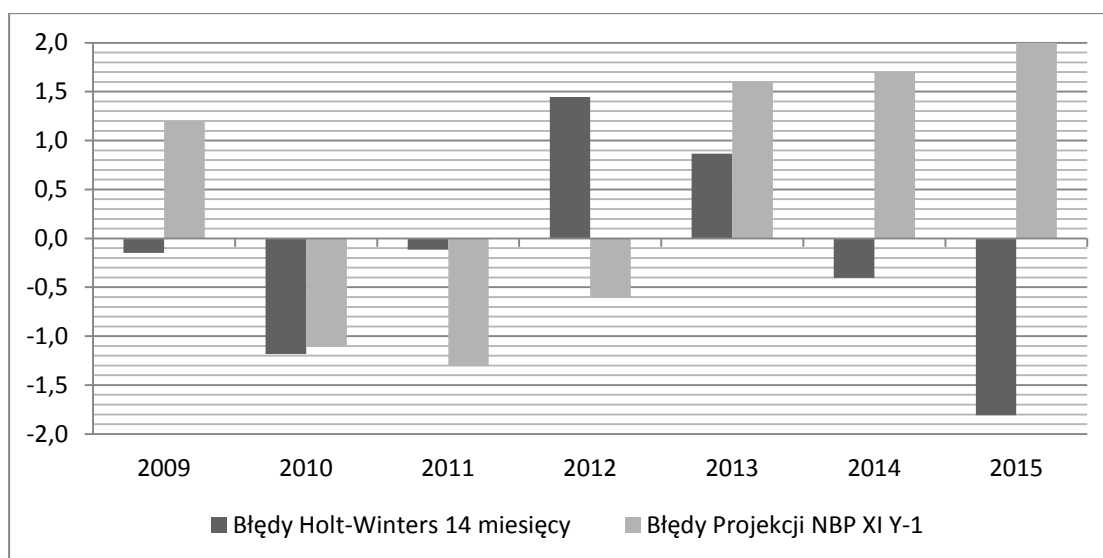
Należy zaznaczyć, że ostatnia metoda jest najbardziej poprawna pod względem teoretycznym. Do tej pory wykorzystywano odczyty miesięczne i na ich podstawie generowano prognozę na kolejny okres, czyli kolejny miesiąc. Była to więc formalnie prognoza na listopad roku poprzedzającego rok prognozowany. Wydłużenie horyzontu do 14 miesięcy powoduje, że prognoza pod względem teoretycznym dotyczy grudnia roku prognozowanego. Z drugiej strony, komplikuje to nieco metodę i może rodzić obawy o kumulację błędów. Okazało się

¹⁶ Cieślak M., *Prognozowanie gospodarcze...*, op. cit., s.72–76.

jednak, że nie tylko taki problem nie wystąpił, ale też metoda okazała się być najlepsza spośród wszystkich, które wzięto pod uwagę w porównaniu.

Ostatnią metodę poddano bardziej szczegółowej analizie. Wykres 1. przedstawia porównanie błędów w metodzie Holta-Wintersa o czternastomiesięcznym horyzoncie oraz w projekcjach NBP¹⁷. Moduł błędu prognozy dla poziomu odniesienia tylko dwa razy okazał się być mniejszy niż dla analizowanej techniki (w 2010 i 2012 r.). Ponadto, projekcje NBP z listopada roku poprzedzającego prognozowany nigdy nie różniły się od rzeczywistego odczytu o mniej niż 0,5 punktu procentowego. W przypadku analizowanej metody było tak trzykrotnie.

Wykres 1. Porównanie błędów w metodzie Holta-Wintersa o czternastomiesięcznym horyzoncie prognozy i projekcjach NBP



Źródło: Opracowanie własne.

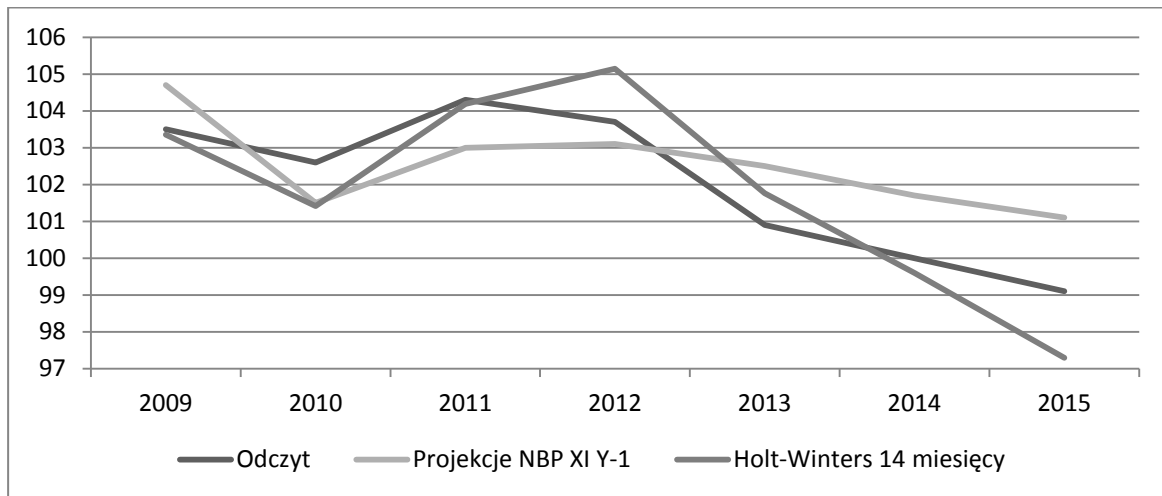
Warto zauważyć, że o ile NBP w minionych dwóch latach przeszacowywał poziom inflacji, to metoda Holta-Wintersa prognozowała deflację głębszą niż w rzeczywistości (patrz: Wykres 2.). Pierwsze zjawisko związane jest zapewne z zaskoczeniem, jakie wśród analityków wywołała deflacja i ciągłym prognozowaniem jej rychłego końca. Dla drugiego ważna jest też szybkość, z jaką analizowana metoda „uczy się” poprawiać prognozę. Należy się spodziewać, że gdy zjawisko deflacji ustąpi, nastąpi korekta prognoz w górę, jak miało to miejsce dla roku 2011. Warto jednak zaznaczyć, że odpowiednie sygnały muszą się pojawić na przeszło 12 miesięcy przed prognozowanym rokiem. Przyjęto bowiem, że do przygotowywania prognoz używane będą wyłącznie informacje znane na przełomie października i listopada roku poprzedzającego.

¹⁷ Dodatni znak błędu świadczy o wyższej wartości odczytu niż prognozy.

D. Jelito, Ocena jakości prostych metod prognozowania gospodarczego

Listopad 2016

Wykres 2. Porównanie projekcji NBP i prognoz uzyskanych metodą Holta-Wintersa z odczytem inflacji



Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 4. Jakość przyjętych metod prognostycznych

Metoda	I^2	I_1^2/I^2	I_2^2/I^2	I_3^2/I^2	MSE	MAE	E_{Max}
Projekcje NBP XI Y-1	1,94E-04	12%	26%	61%	2,021	1,357	2
Metoda naiwna	1,42E-04	21%	2%	77%	1,476	0,986	2,5
Wartość quasi-stała	3,67E-04	12%	80%	9%	3,824	1,644	3,37
Średnia geometryczna	3,22E-04	22%	51%	26%	3,351	1,513	2,74
Średnia arytmetyczna	3,24E-04	23%	51%	26%	3,369	1,516	2,75
Wyglądanie wykładnicze	2,26E-04	26%	37%	37%	2,355	1,231	2,63
Holt-Winters październik	1,89E-04	21%	2%	77%	1,964	1,189	2,79
Holt-Winters	1,26E-04	19%	1%	79%	1,309	0,904	2,38
Holt-Winters 14 miesięcy	1,06E-04	3%	39%	57%	1,101	0,853	1,81

Źródło: Opracowanie własne¹⁸.

¹⁸ Ze względu na błędy zaokrągleń wartości w części tabeli poświęconej dekompozycji współczynnika Theila nie zawsze sumują się do 100%.

Przegląd Ekonomiczno-Społeczny

Listopad 2016

Tabela 5. Prognozy inflacji w poszczególnych latach przygotowane na potrzeby porównania

Metoda	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Odczyt	103,5	102,6	104,3	103,7	100,9	100	99,1
Projekcje NBP XI Y-1	104,7	101,5	103	103,1	102,5	101,7	101,1
Metoda naiwna	104,2	103,1	102,8	104,3	103,4	100,8	99,4
Wartość quasi-stała	102,6	102,66	102,67	102,82	102,87	102,71	102,47
Średnia geometryczna	102,85	102,99	102,95	103,43	103,51	102,74	101,68
Średnia arytmetyczna	102,86	103,00	102,96	103,43	103,51	102,75	101,70
Wygładzanie wykładnicze	103,30	103,20	103,00	103,65	103,53	102,16	100,78
Holt Winters październik	104,21	104,06	103,29	103,95	103,69	101,19	98,2
Holt Winters	104,14	102,98	102,9	104,36	103,28	100,71	99,25
Holt Winters 14 miesięcy	103,35	101,42	104,19	105,15	101,77	99,6	97,29

Źródło: Opracowanie własne.

5. Wnioski

Zidentyfikowano kilka metod prognostycznych skuteczniejszych pod względem przyjętych współczynników niż projekcje NBP. Niższe niż poziom odniesienia wartości współczynnika Theila osiągnęły metody Holta-Wintersa (trzy wersje) oraz, co zaskakujące, metoda naiwna. Te same techniki uzyskały lepsze wartości współczynnika MSE, zaś pod względem MAE należy dodać wygładzanie wykładnicze. Warto jednak zauważyć, że jedyną metodą, która osiągnęła wynik lepszy niż projekcje NBP pod względem maksymalnego modułu błędu, była metoda Holta-Wintersa z czternastomiesięcznym horyzontem prognozy. Kryterium to okazało się być najbardziej restrykcyjne.

Źródła sukcesu metody Holta-Wintersa można upatrywać w elastycznej strukturze techniki. Prognozowanie trzech wielkości (przeciętnego poziomu, przyrostu i składnika sezonowego) zamiast jednej i trzy parametry uwzględniane w tej metodzie najwyraźniej pozwalają na najlepszy opis zjawiska. Ceną jest jednak większa komplikacja techniki.

Względna słabość metod wykorzystujących zjawisko uśredniania wiązana być może ze zbyt niską dynamiką takich technik. Proste przetwarzanie informacji historycznych powoduje, że takie metody zbyt wolno „reagują” na nowe zjawiska w gospodarce, na przykład występowanie deflacji.

Zaletą porównanych metod jest ich prostota i niski koszt implementacji. Ponadto, przygotowywane prognozy są wolne od emocji i osobistych życzeń prognozującego. Ich działanie opiera się na bezpośrednim wykorzystaniu formuł matematycznych, a jedyna trudność polega na odpowiednim doborze parametrów techniki. Warto jednak zauważyć, że taka automatyzacja procesu prognostycznego może być źródłem pewnych zagrożeń. Nie ma możliwości korygowania przewidywań o wiedzę prognosty na temat ogólnej sytuacji gospodarczej. Procedura może dawać dobre rezultaty przy założeniu, że w danych historycznych zawarte są wszystkie istotne informacje. Przypomina to w istocie hipotezę efektywnego rynku.

Najważniejszym wnioskiem z prowadzonej symulacji jest stwierdzenie, że stosunkowo proste metody prognostyczne pozwalają uzyskać wyniki o jakości porównywalnej (a czasem nawet lepszej) do projekcji Narodowego Banku Polskiego. Należy jednak zaznaczyć, że o prawdziwości tego wniosku można mówić jedynie w świetle przyjętych założeń.

Po pierwsze, znaczenie mają kryteria, których używano do porównywania jakości prognoz. Wpływają one bowiem bezpośrednio na to, co rozumiane jest pod pojęciem „lepsza prognoza”. W przeprowadzonej symulacji wygładzanie wykładnicze okazało się być gorsze od projekcji NBP pod względem współczynnika Theila, ale lepsze, gdy wziąć pod uwagę średni moduł błędu.

Po drugie, do porównania wybrano prognozy publikowane z około czternastomiesięcznym wyprzedzeniem. Jak było to już wyjaśniane, prognozy takie są szczególnie pożądane a jednocześnie ich przygotowanie może być trudnym zadaniem. Można się spodziewać, że przy innym horyzoncie prognostycznym wyniki byłyby odmienne od uzyskanych.

Po trzecie, wyniki wszystkich zastosowanych technik (poza metodą naiwną) zależą w znacznym stopniu od przyjętych parametrów. W ich optymalizacji można upatrywać nadziei na poprawę uzyskanych rezultatów. Dotyczy to w szczególności średnich ruchomych i wygładzania wykładniczego.

Na koniec należy zaznaczyć, że warto byłoby przeprowadzić analogiczną symulację na większym zestawie danych. Przyjęcie projekcji NBP jako poziomu odniesienia znacznie ograniczyło zbiór danych, z którymi można porównywać uzyskane wyniki. Wprawdzie możliwe jest wygenerowanie prognoz i obliczenie zdefiniowanych wcześniej współczynników dla dłuższego okresu (zaczynającego się wcześniej niż w roku 2009), a następnie skonfrontowanie ich z analogicznymi wartościami dla poziomu odniesienia. Prognozy NBP wciąż jednak musiałyby porównywane z odczytami inflacji w latach 2009-2015. Można się przy tym spodziewać, że natężenie zjawisk wpływających na trudność prognozowania inflacji zmienia się w czasie. Przyjęcie innych okresów dla projekcji NBP i analizowanych technik skutkowałoby więc porównywaniem metod w odmiennych warunkach gospodarczych, co stałoby się dodatkowym obciążeniem symulacji. Ostatecznie, przeprowadzone porównanie należy traktować jako wstęp do szerszego badania zjawiska.

Przy okazji omówienia wyników warto zwrócić uwagę, że NBP przedstawia również przedziały ufności dla swoich projekcji. Ciekawym obszarem badań mogłoby być sprawdzenie, w jakim stopniu taka estymacja przedziałowa jest lepsza niż projekcja centralna. Należy też zaznaczyć, że omówione w artykule metody nie pozwalają wyznaczać przedziałów ufności. Ewentualne porównanie wymagałoby więc wyboru innych technik prognostycznych i mierników jakości prognoz.

Bibliografia

- Ahlers D., Lakonishok J., *A study of economists' consensus forecasts*, Management Science, październik 1983,
- Cieślak M., *Prognozowanie gospodarcze. Metody i zastosowania*, Warszawa 1997,
- Greszta M., Hulej M., Lewińska R., Michałek A., Pońsko P., Rybaczyk B., Schulz B., *Reestymacja kwartalnego modelu gospodarki polskiej NECMOD 2012*, lipiec 2012,
- Hara N., Ichiue H., Kojima S., Nakamura K., Shiota T., *Practical Use of Macroeconomic Models at Central Banks*, Bank of Japan Review, styczeń 2009,
- Hyndman R., Athanasopoulos G., *Forecasting: Principles and practice*, 2014,
- Leitch G., Tanner J. E., *Economic Forecast Evaluation: Profits Versus The Conventional Error Measures*, The American Economic Review, czerwiec 1991,
- Narodowy Bank Polski, *Raport o inflacji — listopad 2015 r.*

Źródła internetowe

- *A mean feat*, The Economist, 9 stycznia 2016 r. [dostęp: 18 lipca 2016 r.], <http://www.economist.com/node/21685480?fsrc=scn/fb/te/pe/ed/ameanfeat>,
- *Roczne wskaźniki makroekonomiczne*, Główny Urząd Statystyczny, [dostęp 27 września 2016 r.], <http://stat.gov.pl/wskazniki-makroekonomiczne/>,
- *Projekcje inflacji i PKB*, Narodowy Bank Polski, [dostęp 18 lipca 2016 r.], http://www.nbp.pl/home.aspx?f=/polityka_pieniezna/dokumenty/projekcja_inflacji.html,
- *Szeregi czasowe miar inflacji bazowej w ujęciu miesięcznym i rocznym obejmujące okres od 2001 r.*, Narodowy Bank Polski [dostęp: 18 lipca 2016 r.], <http://www.nbp.pl/home.aspx?f=/statystyka/bazowa/bazowa.htm>.

Abstract

The article shows simulation comparing projections of inflation rate made by National Bank of Poland with some predictions prepared with chosen simple techniques – naive method, moving average, exponential smoothing and the Holt-Winters method. Obtained results are compared with benchmark with regard to Theil coefficient, mean absolute error, mean squared error and maximum absolute error. Several techniques have been identified as comparable with NBP projections in regard of quality. The most remarkable results are connected with the naive method and the Holt-Winters method. It suggests that one can accurately predict inflation rate even without sophisticated tools. Major advantages of analysed methods are simplicity and low cost of implementation.

Formowanie się koalicji w Sejmie RP: badanie z wykorzystaniem zmodyfikowanego indeksu siły Shapleya-Shubika oraz koncepcji odległości ideologicznej

*Aleksander Nosarzewski**

JEL: C53, C57, C71, C72

Streszczenie

Celem artykułu jest określenie zdolności koalicyjnych partii politycznych w polskim Sejmie po wyborach parlamentarnych w 2011 roku oraz po wyborach w 2015 roku. W tym celu wykorzystano indeks siły Shapleya-Shubika zmodyfikowany w oparciu o koncept odległości ideologicznej pomiędzy partiami, obliczonej na podstawie zależności między liczbą głosów oddanych na partię a wybranymi czynnikami społeczno-ekonomicznymi. Podejście to, w przeciwieństwie do klasycznych indeksów siły, pozwala nadać różne prawdopodobieństwa poszczególnych koalicji na podstawie danych ilościowych. Zbudowane także zostały pomocnicze modele poparcia, jednak należą one do klasy modeli symptomatycznych, zatem charakteryzują się wątpliwymi możliwościami prognostycznymi. Dzięki zastosowaniu zmodyfikowanego indeksu siły możliwe stało się uwzględnienie rzeczywistych różnic między programami i elektoratami poszczególnych partii politycznych. Jednakże dane historyczne wskazują, że partie o najniższych wartościach indeksu wchodziły w skład koalicji rządzących. Zaproponowano domniemane przyczyny takiej sytuacji oraz możliwe dalsze modyfikacje indeksu.

* Student II roku studiów magisterskich Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie na kierunku Analiza danych - Big Data oraz I roku studiów licencjackich Informatyki na Uniwersytecie Warszawskim. Zainteresowania: Big Data, uczenie maszynowe, teoria gier. Kontakt: nosarzewski.aleks@gmail.com

Wprowadzenie

Celem artykułu jest określenie zdolności koalicyjnej poszczególnych partii politycznych w Sejmie RP po wyborach w 2011 roku oraz, na podstawie prognoz, po wyborach na jesieni 2015 roku. Zostanie on zrealizowany z wykorzystaniem zmodyfikowanego indeksu siły Shapleya-Shubika zaproponowanego przez Mazurkiewicza i Mercika¹. Miara ta wymaga wyprowadzenia kolejnej wielkości — odległości ideologicznej pomiędzy danymi partiami politycznymi. Zbudowane zostaną także pomocnicze modele ekonometryczne opisujące zależność między wybranymi czynnikami społeczno-ekonomicznymi a liczbą uzyskanych głosów przez partię w wyborach do Sejmu.

Formowanie się koalicji w polskim parlamencie jest procesem skomplikowanym, prowadzącym nieraz do zaskakujących rozstrzygnięć. Jednocześnie stanowi to temat często poruszany i obszernie analizowany w opinii publicznej w okresach okołowyborczych. Wobec tego użytecznym byłoby określenie ilościowego narzędzia, które umożliwiłoby analizę tego procesu. W tym celu powszechnie używane są indeksy siły, w tym ten zaproponowany przez Shapleya i Shubika², przez wielu uważany za jeden z najlepszych³. Głównym mankamentem klasycznych indeksów siły jest fakt, że traktują one wszystkie koalicje w ten sam sposób — jako tak samo prawdopodobne, co ciężko uznać za odpowiadające rzeczywistości⁴. Z tego powodu powstało wiele modyfikacji klasycznych podejść, jednakże większość opiera się na subiektywnej zmianie prawdopodobieństw wystąpienia danych koalicji.

Mazurkiewicz i Mercik zaproponowali podejście, które pozwala uwzględnić różnice ideologiczne między partiami⁵. Konstrukcję swojego zmodyfikowanego indeksu opierają oni na odległości ideologicznej — mierze obliczonej na podstawie danych społeczno-ekonomicznych charakteryzujących elektorat danej partii. Podejście to pozwala na zmodyfikowanie prawdopodobieństw uformowania się koalicji w sposób oparty na danych ilościowych, a więc możliwie obiektywny. Zostanie ono wykorzystane w niniejszym artykule.

Struktura artykułu jest następująca. W dziale 1 omówiono podstawowe pojęcia związane z rozważaniem głosowania w parlamencie oraz tworzenia się koalicji w ujęciu teorii gier. Zawarto w nim również przegląd literatury dotyczącej różnych metod modyfikowania standardowych indeksów siły tak, aby uwzględniały różnice (np. ideologiczne) między koalicjantami. W dziale 2 szczegółowo omówiono przyjętą metodologię: standardowy indeks siły Shapleya-Shubika oraz jego zmodyfikowaną wersję wykorzystującą koncept odległości ideologicznej. Dział 3 zawiera opis danych wykorzystanych w artykule. W części czwartej przedstawiono otrzymane wyniki oraz wnioski z nich wynikające. Zawiera ona modele poparcia dla partii politycznych, wyprowadzoną macierz odległości ideologicznych oraz

¹ Mazurkiewicz M., Mercik J., *Modified Shapley-Shubik Power Index for Parliamentary Coalitions*, w: *Badania Operacyjne i Decyzje nr 2*, Oficyna Wydawnicza Politechniki Wrocławskiej, Wrocław 2005, s. 43–52.

² Shapley L. S., Shubik M., *A Method for Evaluating the Distribution of Power in a Committee System* (1954), w: *The Shapley value*, pod red. Roth A. E., Cambridge University Press, Cambridge 1988, s. 41–48.

³ Malawski M., *“Counting” Power Indices for Games with A Priori Unions*, [w:] „Theory and Decision” vol. 56 nr 4, Kluwer Academic Publishers, 2004, s. 125–140.

⁴ Edelman P. H., *A Note on Voting*, [w:] *Mathematical Social Sciences vol. 34*, 1997, s. 37–50.

⁵ Mazurkiewicz M., Mercik J., *Modified Shapley-Shubik...*, op.cit.

wartości indeksów siły zarówno dla wyborów z 2011 roku, jak i ich prognoz na rok 2015. W dziale 5 dokonano podsumowania całego artykułu.

1. Terminologia i przegląd literatury

1.1. Podstawowe pojęcia

W każdej instytucji, w której decyzje podejmowane są w drodze głosowania, konieczne jest istnienie reguł określających, jaki podzbiór głosujących jest niezbędny, by mógł doprowadzić do samodzielnego przyjęcia uchwały⁶. Podzbiór ten nazywany jest *koalicją wygrywającą*, zaś podzbiór o niewystarczającej sile — *koalicją przegrywającą*. Do modelowania sytuacji głosowania można użyć gry, w której każda koalicja wygrywająca ma przypisaną wartość 1, zaś przegrywająca - 0. Grę taką, nazywamy *grą prostą*.

Definicja 1⁷

Gra prosta określana jest jako para (N, W) , gdzie N jest zbiorem graczy (wyborców), zaś W zbiorem koalicji wygrywających, takich, że:

- a) $\emptyset \notin W$ (zbiór pusty jest koalicją przegrywającą),*
- b) $N \in W$ (koalicja wszystkich graczy jest wygrywająca),*
- c) Jeżeli $S \in W$ i $S \subseteq T$, to $T \in W$ (jeżeli S jest koalicją wygrywającą, to każda koalicja zawierająca S również jest wygrywająca).*

Dodatkowo gra prosta jest w pełni zdefiniowana, gdy znamy wszystkie jej wygrywające koalicje oraz właściwa, jeżeli $S \in W$ implikuje $(T-S) \notin W$ tak, że dwie rozłączne koalicje nie mogą być jednocześnie koalicjami wygrywającymi.

Podtypem gry prostej jest *gra ważonego głosowania*, którą można zapisać jako:

$$[q; v_1, v_2, \dots, v_n], \quad (1)$$

gdzie n oznacza liczbę wyborców, v_i liczbę głosów, którymi dysponuje wyborca i (jego wagę w grze), zaś q kwotę głosów potrzebnych do przyjęcia uchwały⁸. Koalicję S można zatem nazwać koalicją wygrywającą ($S \in W$), wtedy i tylko wtedy, gdy:

$$\sum_{i \in S} v_i \geq q. \quad (2)$$

Analogicznie, koalicja jest przegrywająca, wtedy i tylko wtedy, gdy:

$$\sum_{i \in S} v_i < q. \quad (3)$$

⁶ Straffin P. D., *Teoria gier*, Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warszawa 2004.

⁷ Ibidem.

⁸ Ibidem.

Graczem krytycznym (decydującym) nazywamy gracza i , jeżeli

$$\sum_{k \in S} v_k \geq q \text{ oraz } \sum_{k \in S \setminus \{i\}} v_k < q, \quad (4)$$

co oznacza, że gracz jest decydujący, jeżeli po jego przyłączeniu koalicja S z przegrywającej staje się koalicją wygrywającą⁹. Co więcej, *graczem nieistotnym* nazywamy gracza, którego głos nie ma wpływu na wynik głosowania. Jeżeli uchwała zostanie przegłosowana wtedy i tylko wtedy, gdy zagłosuje na nią gracz i , jest on nazywany *dyktatorem*¹⁰.

Niech

$$G = \left[(q, \mathbf{v}) \in R_{n+1} : \sum_{i=1}^n v_i = \tau, v_i \geq 0, q \geq 0 \right] \quad (5)$$

będzie przestrzenią wszystkich koalicji o rozmiarze n , łącznej wadze (liczbie głosów) τ oraz kwocie q , gdzie

$$\mathbf{v} = (v_1, v_2, \dots, v_n) \quad (6)$$

jest wektorem alokacji wag (głosów) koalicji.

Indeksem siły nazywamy funkcję wektorową

$$\Pi: G \rightarrow R_n, \quad (7)$$

która odwzorowuje przestrzeń G wszystkich koalicji w R_n ¹¹.

1.1. Badanie zdolności koalicyjnej partii politycznych w literaturze

Shapley i Shubik dali początek wykorzystywaniu kooperacyjnej teorii gier do analizowania względnej siły graczy podczas głosowań¹². Z upływem czasu powstało wiele indeksów siły konkurencyjnych do tego, zaproponowanego przez nich: indeks Banzhafa, Deegana-Packela czy *Public Good Index*¹³. Różniły się one sposobem liczenia indeksu oraz spełniały różne aksjomaty.

Wszystkie standardowe indeksy siły łączyło jednak wspólne założenie, że wszystkie kombinacje koalicji były możliwe; co więcej z jednakowymi prawdopodobieństwami. Podejście takie jest nierealne, ponieważ na przykład kwestie ideologiczne mogą uniemożliwić powstanie niektórych koalicji¹⁴.

⁹ Turnovec F., Mercik J., Mazurkiewicz M., *Power Indices Methodology: Decisiveness, Pivots and Swings*, w: *Power, Freedom and Voting*, pod red. Braham M., Steffen F., Springer-Verlag, Leipzig 2008, s. 23–37.

¹⁰ Straffin P. D., *Teoria...*, op.cit.

¹¹ Turnovec F., Mercik J., Mazurkiewicz M., *Power Indices...*, op.cit.

¹² Shapley L. S., Shubik M., *A Method for Evaluating...*, op.cit.

¹³ Alonso Mejjide J. M., Fiestra-Janeiro M. G., Garcia-Jurado I., *A New Power Index for Spatial Games*, w: *Modern Mathematical Tools and Techniques in Capturing Complexity*, pod red.: Pardo L., Balakrishnan N., Gil M. A., Springer, 2011, s. 275–285.

¹⁴ Edelman P. H., *A Note on...*, op.cit.

Owen zaproponował podejście, które rozluźniało założenie o równości prawdopodobieństwa wystąpienia każdej koalicji poprzez wprowadzenie koalicji *a priori*¹⁵. Metoda ta zakładała, że pewne koalicje mogą się formować z większym prawdopodobieństwem niż inne. Powody takiego stanu rzeczy mogą być różne — osobista niechęć lub sympatia liderów partii, czy też uformowanie wspólnej koalicji w przeszłości. Wadę tego podejścia stanowi jego subiektywność. To od badacza zależy, jakie koalicje uzna za bardziej prawdopodobne i jakie nada im prawdopodobieństwa. Możliwe jest oparcie się na opinii ekspertów, jednakże ich zdanie także pozostaje subiektywne.

Kolejne rozluźnienie założenia o równości prawdopodobieństw zostało wprowadzone przez Edelmana¹⁶. Zaproponował on zmodyfikowanie indeksu siły Shapleya-Shubika poprzez umieszczenie graczy wzdłuż jednowymiarowej przestrzeni. Berg i Perlinger rozwinęli to podejście poprzez uporządkowanie graczy wzdłuż skali ideologicznej¹⁷. Pozwoliło to na zobiektywizowanie otrzymanego indeksu, jednak różnicowanie graczy wyłącznie pod kątem jednego czynnika zdaje się być dużym uproszczeniem¹⁸.

Alonso-Mejide i inni przeprowadzili badanie przy użyciu zmodyfikowanego indeksu siły Shapleya-Shubika oraz Owena-Shapleya dla parlamentu Katalonii w latach 2003–2006¹⁹. Podejście Berga i Perlintera zostało poszerzone o kolejny wymiar — partie zostały umieszczone w przestrzeni rozpiętej na dwóch osiach: klasycznej określającej czy partia jest lewicowa czy prawicowa oraz drugiej, opisującej stosunek do zwiększenia niezależności Katalonii od Hiszpanii (centralizm oraz katalonializm). Ponownie, choć zwiększono liczbę analizowanych wymiarów o jeden, było to uproszczenie rzeczywistości. Co więcej, pozycje poszczególnych partii w dwuwymiarowej przestrzeni zostały przypisane również w sposób subiektywny. Innymi słowy, żadne z powyższych podejść nie pozwalało otrzymać skali ideologicznej przy wykorzystaniu danych ilościowych takich, jak chociażby wyniki wyborów.

Mazurkiewicz i Mercik zaproponowali podejście opierające się danych tego typu²⁰. Na podstawie zależności między liczbą głosów oddanych na komitety wyborcze oraz wybranymi czynnikami społeczno-ekonomicznymi charakteryzującymi powiaty w Polsce w 2001 roku Mazurkiewicz obliczył odległości ideologiczne pomiędzy partiami²¹. Następnie wspólnie z Mercikiem określili prawdopodobieństwo wystąpienia koalicji między dwoma graczami jako odwrotnie proporcjonalne do odległości między nimi i w ten sposób

¹⁵ Owen G., *Values of Games with A Priori Unions*, w: *Mathematical Economics and Game Theory*, pod red. Henn R., Moeschlin O., Springer-Verlag, Berlin 1997, s. 76–88.

¹⁶ Edelman P. H., *A Note on...*, op.cit.

¹⁷ Berg S., Perlinger T., *Connected Coalitions, Polya sequences and Voting Power Indices*, [w:] „Homo Oeconomicus”, 2000 vol. 16, 2000, s. 391–403.

¹⁸ Edelman P. H., *A Note on...*, op.cit.

¹⁹ Alonso-Mejide J. M., Ferreira F., Alvarez-Mozos M., Pinto A. A., *Power Indices Applied to Portuguese Parliament*, w: *Dynamics, Games and Science II*, pod red. Peixoto M. M., Pinto A. A., Rand D. A., Springer Science & Business Media, Braga 2008, s. 97–105.

²⁰ Mazurkiewicz M., Mercik J., *Modified Shapley-Shubik...*, op.cit.

²¹ Mazurkiewicz M., *Scena polityczna w Polsce — ekonometryczna analiza preferencji wyborców*, w: *Modelowanie preferencji a ryzyko '03*, pod red. Trzaskalik T., Akademia Ekonomiczna Katowice, Katowice 2003, s. 341–360.

obliczyli zmodyfikowany indeks siły Shapleya-Shubika²². Podejście to wykorzystane będzie w tym artykule.

2. Opis przyjętej metodologii

2.1. Indeks siły Shapleya-Shubika

Shapley i Shubik uzależniają wyprowadzony przez nich indeks siły od prawdopodobieństwa, z jakim dany gracz staje się graczem krytycznym²³.

Rozważmy następującą sytuację: pewna grupa graczy głosuje nad pewną ustawą. Gracze głosują po kolei, jeden po drugim. W momencie osiągnięcia wymaganej większości (może ona być różna w zależności od ciała głosującego — w przykładzie jej dokładna wielkość nie ma znaczenia) ustawa zostaje uchwalona, zaś gracz, który głosował „za” jako ostatni uważany jest za gracza, który ustawę przegłosował, a więc za gracza krytycznego. Jeżeli kolejność głosowania będzie losowa, możliwe staje się obliczenie częstości, z którą dany gracz byłby graczem krytycznym. Dzięki temu możliwe jest obliczenie indeksu siły Shapleya-Shubika²⁴. Indeks ten dany jest wzorem²⁵:

$$\varphi_i = \frac{1}{n!} \sum_{i \text{ krytyczny w } S} (s-1)!(n-s)!, \quad (s = |S|), \quad (8)$$

gdzie n oznacza liczbę wszystkich graczy oraz s liczebność danej koalicji.

W rzeczywistości głosowanie nie musi przebiegać po kolei, często wszyscy gracze głosują jednocześnie (np. w polskim Sejmie). Jednakże rozważanie głosowania jako głosowania jeden po drugim ułatwia uwzględnienie wszystkich możliwych permutacji głosowania, co jest często użyteczne przy obliczaniu indeksu siły Shapleya-Shubika²⁶.

Dodatkowo Shapley wyprowadził 3 aksjomaty dla indeksu siły, dzięki którym jest ona wyznaczona jednoznacznie²⁷. Pierwszy z nich zakłada symetryczność. Oznacza to, że gracze, którzy traktowani są jednakowo przez funkcję charakterystyczną gry, powinni otrzymać te same wartości Shapleya. Drugi aksjomat zakłada, że dla gracza zerowego indeks siły $\varphi_i=0$. Trzeci aksjomat — addytywności dany jest wzorem:

$$\varphi[v+w] = \varphi[v] + \varphi[w], \quad (9)$$

gdzie v oraz w oznaczają różne gry proste. Zakłada on, że w momencie łączenia dwóch gier ich wartości muszą być dodane²⁸.

²² Mazurkiewicz M., Mercik J., *Modified Shapley-Shubik...*, op.cit.

²³ Shapley L. S., Shubik M., *A Method for Evaluating...*, op.cit.

²⁴ Ibidem.

²⁵ Alonso-Mejide J. M., Fiestra-Janeiro M. G., Garcia-Jurado I., *A New Power...*, op.cit.

²⁶ Straffin P. D., *Teoria...*, op.cit.

²⁷ Shapley L. S., *The Value for n-person Games*, (1952) w: *The Shapley value*, pod red. Roth A. E., Cambridge University Press, Cambridge 1988, s. 31–40.

²⁸ Roth A. E., *Introduction to Shapley value*, w: *The Shapley value*, pod red. Roth A. E., Cambridge University Press, Cambridge 1988, s. 1–27.

2.2. Zmodyfikowany indeks Shapleya-Shubika

2.1.1. Modele poparcia

W celu sprawdzenia występowania zależności między liczbą oddanych głosów na dany komitet wyborczy a czynnikami społeczno-ekonomicznymi zbudowane, a następnie przetestowane zostaną modele ekonometryczne opisujące tę zależność. Do estymacji wykorzystany zostanie pakiet statystyczny IBM SPSS 21 oraz Gretl.

2.1.2. Przestrzeń ideologiczna

W przypadku, gdy oszacowane modele ekonometryczne są dobrze dopasowane do danych, można przyjąć, że siła korelacji pomiędzy wybraną grupą zmiennych społeczno-ekonomicznych a wynikami wyborów jest wystarczająca, aby zmienne te potraktować jako charakterystyki elektoratu i programu partii²⁹. Innymi słowy, możliwe jest stwierdzenie, że zmienne te różnicują w pewien sposób położenie poszczególnych ugrupowań politycznych zarówno względem elektoratu, jak i względem siebie. Można zatem przestrzeń rozpiętą na 64 wybranych zmiennych społeczno-ekonomicznych traktować jako przestrzeń ideologiczną z tym zastrzeżeniem, że zmienne, na których jest ona rozpięta nie są niezależne (ortogonalne)³⁰. Dzięki określeniu pojęcia przestrzeni ideologicznej możliwe jest zdefiniowanie odległości ideologicznej pomiędzy ugrupowaniami politycznymi.

2.1.3. Definicja odległości ideologicznej

Pomiaru siły powiązania między wybranym czynnikiem ekonomiczno-społecznym a liczbą głosów oddanych na dany komitet wyborczy można dokonać za pomocą współczynnika korelacji. W omawianym przypadku bezpieczniejszym podejściem jest wykorzystanie rangowego współczynnika korelacji Spearmana³¹, który umożliwia testowanie istotności stosowanego współczynnika korelacji bez konieczności wprowadzania założeń o normalności rozkładów zmiennych³².

Do pomiaru zależności między wybranymi 64 zmiennymi społeczno-ekonomicznymi użyto wektora współczynników korelacji o 64 współrzędnych, który może być traktowany jako punkt w przestrzeni rozpiętej w liczbie wymiarów równej liczbie współrzędnych wektora. Jak wspomniano wcześniej, zmienne rozpinające przestrzeń nie są ortogonalne, dlatego tradycyjne wyznaczenie odległości (np. euklidesowej) nie powinno być stosowane³³.

²⁹ Mazurkiewicz M., *Scena polityczna w Polsce...*, op.cit.

³⁰ Mercik J. W., *Sila i oczekiwania. Decyzje grupowe*, PWN, Warszawa-Wrocław 1999.

³¹ Mazurkiewicz M., *Scena polityczna w Polsce...*, op.cit.

³² Field A., *Discovering Statistics Using SPSS 3rd Edition*, SAGE, Dubaj 2009.

³³ Mercik J. W., *Sila i oczekiwania...*, op.cit.

Mazurkiewicz proponuje następującą miarę odległości ideologicznej³⁴. Niech s i t oznaczają n -wymiarowe wektory współczynników korelacji Spearmana, wyznaczonych dla partii politycznych P_1 oraz P_2 , gdzie n jest liczbą zmiennych społeczno-ekonomicznych. Wektory te można zapisać jako

$$s = (s_1, s_2, \dots, s_n) \text{ oraz } t = (t_1, t_2, \dots, t_n), \quad (10)$$

gdzie współczynniki korelacji Spearmana pomiędzy n -tą zmienną a liczbą uzyskanych głosów przez daną partię są współrzędnymi wektorów. Korzystając z technik rangowania można utworzyć wektor rang r_s dla wektora $s = (s_1, s_2, \dots, s_n)$ przyporządkowanych według następującego schematu:

$$r_{si} = \begin{cases} -u & \text{gdy współczynnik korelacji } s_i < 0 \text{ i jest istotny statystycznie} \\ 0 & \text{gdy współczynnik korelacji } s_i \text{ jest nieistotny statystycznie} \\ +d & \text{gdy współczynnik korelacji } s_i > 0 \text{ i jest istotny statystycznie} \end{cases}, \quad (11)$$

gdzie u oznacza numer s_i w ciągu uporządkowanym utworzonym z wartości bezwzględnych ujemnych współrzędnych wektora s oraz d oznacza numer s_i w ciągu uporządkowanym utworzonym z dodatnich współrzędnych wektora s , dla $i = 1, 2, \dots, n$.

Niech

$$r_s = (r_{s1}, r_{s2}, \dots, r_{sn}) \text{ oraz } r_t = (r_{t1}, r_{t2}, \dots, r_{tn}) \quad (12)$$

oznaczają wektory rang dla wektorów s i t . Odległość ideologiczna pomiędzy partiami P_1 i P_2 określona jest wzorem:

$$d_{12} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{2n} |r_{si} - r_{ti}|. \quad (13)$$

W celu zachowania unormowania odległości do odcinka $[0, 1]$ suma wartości bezwzględnych różnic poszczególnych rang jest podwójnie uśredniana. W skrajnym przypadku suma wartości bezwzględnych osiąga poziom n , zaś każdy ze składników może maksymalnie przyjmować wartość $2n$ ³⁵.

Tego typu sposób wyznaczania odległości ideologicznej uniezależnia sposób jej wyznaczania od wartości bezwzględnych współczynników korelacji Spearmana, uwzględniając jedynie kierunek (czy też znak) zależności oraz skalę porządkową, odzwierciedlającą hierarchię siły wpływu poszczególnych czynników na wynik wyborczy danej partii politycznej³⁶.

2.1.4. Budowa indeksu – podejście Berga i Perlingera

Berg i Perlinger w swej metodologii używają indeksu siły skorygowanego o pozycję graczy wzdłuż pewnego ideologicznego wymiaru³⁷. Podejście takie wymaga nie tylko definicji jednowymiarowej przestrzeni ideologicznej, lecz również określenia pozycji wszystkich graczy wzdłuż danego wymiaru.

³⁴ Mazurkiewicz M., *Scena polityczna w Polsce...*, op.cit.

³⁵ Ibidem.

³⁶ Ibidem.

³⁷ Berg S., Perlinger T., *Connected Coalitions...*, op.cit.

Rozważmy grę ważonego głosowania dla zbioru graczy $N = \{1, 2, \dots, n\}$, w której niektóre koalicje są wykluczone *a priori* (a więc prawdopodobieństwo ich wystąpienia równe jest zero). Załóżmy, że istnieje n pozycji na jednowymiarowej skali ideologicznej zajętych przez poszczególnych graczy. Dla ułatwienia uszeregujmy ich od lewej do prawej bez wskazywania szczególnego znaczenia tego uporządkowania. Niech $[q; v_1, v_2, \dots, v_n]$ oznacza grę ważonego głosowania³⁸.

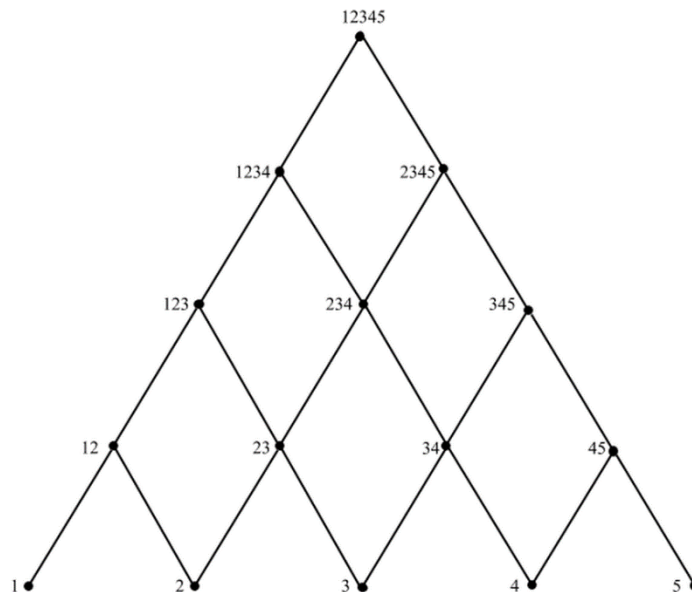
Łłańcuchem nazywamy podzbiór zbioru N postaci $\{i_1, i_2, \dots, i_n\}$, gdzie indeks dolny wskazuje kolejność, w której gracze dołączają do koalicji. Łłańcuchem maksymalnym jest łłańcuch długości $n - 1$ ³⁹.

Niech Π oznacza podklasę wszystkich permutacji zbioru graczy N , taką, że:

$$\Pi = \{ \pi: \pi = \{i_1, i_2, \dots, i_n\} \mid i_{k+1} \in \{ \min[i_1, i_2, \dots, i_n] - 1, \max[i_1, i_2, \dots, i_n] + 1 \}, k=1, 2, \dots, n-1 \}. \quad (14)$$

Diagram Hassego dla możliwych koalicji (uporządkowany według kolejności przystąpienia do koalicji) dla pięciu graczy przedstawiono na Rysunku 1.

Rysunek 1. Diagram Hassego dla 5 graczy



Źródło: Opracowanie własne na podstawie Mazurkiewicz, Mercik (2005).

Łłańcuch maksymalny odpowiada na grafie ścieżce o najdłuższej długości, która jest równa $n - 1$, gdzie n oznacza liczbę graczy. Niech x_k będzie zmienną binarną taką, że:

$$x_k = \begin{cases} 1 & \text{jeżeli } i_{k+1} = \max(i_1, i_2, \dots, i_n) + 1 \\ -1 & \text{jeżeli } i_{k+1} = \min(i_1, i_2, \dots, i_n) - 1 \end{cases} \quad (15)$$

dla $k = 1, 2, \dots, n - 1$. Wartość zmiennej $x_k = 1$ może być na diagramie Hassego interpretowana jako krok w prawo, zaś wartość -1 jako krok w lewo⁴⁰.

³⁸ Mazurkiewicz M., Mercik J., *Modified Shapley-Shubik...*, op.cit.

³⁹ Berg S., Perlinger T., *Connected Coalitions...*, op.cit.

Rozważmy teraz $\pi = \{j_1, j_2, \dots, j_n\}$ jako wynik próby losowej. W tym przypadku, π jest realizacją ciągu zmiennych binarnych X_1, X_2, \dots, X_{n-1} . Wobec tego dla każdego łańcucha maksymalnego istnieje unikalny element, który przekształca koalicję przegrywającą w koalicję wygrywającą — jest to wcześniej zdefiniowany gracz krytyczny. Zdefiniujmy kolejną zmienną losową będącą wskaźnikiem gracza krytycznego w danym łańcuchu maksymalnym:

$$\xi(\pi) = i \Leftrightarrow \pi = \{j_1, j_2, \dots, j_n\}, j_{k+1} = i \quad (16)$$

oraz

$$\left(\sum_{l=1}^k v_{j_l} < q \right) \wedge \left(\sum_{l=1}^{k+1} v_{j_l} \geq q \right), \quad (17)$$

dla $k=1, 2, \dots, n-1$.

Zmienna ta wskazuje zajście następującego zdarzenia: gracz jest graczem krytycznym dla losowo wybranego łańcucha. Dzięki wprowadzeniu zmiennej losowej $\xi(\pi)$ możliwe jest zdefiniowanie rozszerzonego indeksu siły Shapleya-Shubika⁴¹.

Definicja 2⁴²

Rozszerzony indeks siły Shapleya-Shubika jest określony poprzez prawdopodobieństwo

$$\varphi_i^P(n) = P(\xi(\pi) = i), \quad (18)$$

gdzie $\pi \in \Pi$.

Powyższa definicja oryginalnie została wprowadzona dla prostej gry $\left[\frac{n}{2} + 1; 1, 2, \dots, n \right]$, zaś prawdopodobieństwo było określone przy użyciu rozkładu Pólya. Podejście to zakłada, że gracze sąsiadujący ze sobą na skali ideologicznej mogą uformować koalicję z takim samym prawdopodobieństwem. Co więcej, uporządkowanie graczy poprzez ustalenie ich pozycji wzdłuż przestrzeni ideologicznej określa zbiór dopuszczalnych permutacji. Każde przyporządkowanie w przestrzeni ideologicznej jest tym samym powiązane z innym zbiorem dopuszczalnych koalicji, co oznacza, że każde przyporządkowanie generuje nowy indeks siły. Dlatego bez dopuszczalnej metody szeregowania graczy wzdłuż przestrzeni ideologicznej, praktyczne wykorzystanie rozszerzonego indeksu siły Shapleya-Shubika zaproponowanego przez Berga i Perlintera nie jest możliwe⁴³.

Mazurkiewicz i Mercik proponują inne rozwiązanie poprzez uwzględnienie w konstrukcji zmodyfikowanego indeksu siły Shapleya-Shubika zdefiniowanej wcześniej miary odległości ideologicznej oraz zakładając, że prawdopodobieństwo utworzenia koalicji między dwoma graczami jest odwrotnie proporcjonalne do odległości ideologicznej między nimi⁴⁴.

⁴⁰ Mazurkiewicz M., Mercik J., *Modified Shapley-Shubik...*, op.cit.

⁴¹ Ibidem.

⁴² Berg S., Perlinter T., *Connected Coalitions...*, op.cit.

⁴³ Mazurkiewicz M., Mercik J., *Modified Shapley-Shubik...*, op.cit.

⁴⁴ Ibidem.

2.1.5. Konstrukcja indeksu siły zmodyfikowanego poprzez odległość ideologiczną

Podczas konstruowania rozszerzonego indeksu siły dla partii politycznych możliwe jest wykorzystanie wcześniej zdefiniowanej odległości ideologicznej między nimi.

Niech $N = \{1, 2, \dots, n\}$ oznacza zbiór graczy odpowiadający n partiom politycznym. Każda partia może być traktowana jako samodzielny gracz w grze, zakładając odpowiednią homogeniczność należących do niej posłów, co może być osiągnięte, chociażby poprzez wprowadzenie reżimu partyjnego⁴⁵. Mamy w takim razie do czynienia z grą ważonego głosowania $[q; v_1, v_2, \dots, v_n]$, gdzie v_i oznacza liczbę miejsc zajmowanych przez posłów partii i , zaś q liczbę głosów potrzebną do zdobycia większości.

Analizowanie procesu formowania się koalicji jest oparte na modelach racjonalnego podejmowania decyzji. W literaturze występują dwa główne podejścia do zagadnienia, oba opierające się na pojęciu minimalnej wygrywającej koalicji. Riker podaje, że koalicja winna być minimalna w sensie liczby graczy wchodzących w jej skład⁴⁶, zaś Axelrod zakłada minimalność koalicji pod względem różnorodności ideologicznej⁴⁷. Mazurkiewicz i Mercik proponują podejście, które stara się pogodzić oba postulaty⁴⁸. Zakładają oni, że różnorodność partii politycznych można określić poprzez odległość ideologiczną pomiędzy nimi. Zatem powiększenie danej koalicji C o kolejnego gracza powinno skutkować zmniejszeniem prawdopodobieństwa powstania tej koalicji. Tym samym spełnione są oba kryteria minimalnej wygrywającej koalicji – w sensie liczby członków oraz zgodności ideologicznej.

Jak wspomniano wcześniej, w podejściu Berga i Perlingera niektóre koalicje były wykluczone z definicji, co oznaczało, że prawdopodobieństwo ich wystąpienia było równe zeru⁴⁹. W podejściu Mazurkiewicza i Mercika dzięki założeniu, że prawdopodobieństwo uformowania się koalicji jest odwrotnie proporcjonalne do odległości ideologicznej pomiędzy jej członkami możliwe jest przyjęcie dodatnich prawdopodobieństw dla wszystkich możliwych permutacji⁵⁰. Zabieg ten pozwala rozważanie wszystkich możliwych koalicji oraz sklasyfikowanie ich od najmniej do najbardziej prawdopodobnych (lub odwrotnie).

W pierwszej rundzie formowania się koalicji możliwe jest utworzenie $\binom{n}{2}$ koalicji składających się z dwóch graczy, w kolejnej $\binom{n}{3}$ koalicji zawierającej trzech graczy i tak dalej. Przy wykorzystaniu diagramu Hassego możliwe jest określenie prawdopodobieństwa dla każdej z koalicji. Niech $D = \{d_{ij}\}_{i,j=1,2,\dots,n}$ oznacza macierz odległości pomiędzy wszystkimi graczami ze zbioru N , gdzie d_{ij} oznacza odległość ideologiczną między graczem i oraz j , daną wzorem (13)⁵¹.

⁴⁵ Straffin P. D., *Teoria...*, op.cit.

⁴⁶ Riker W. H., *The Theory of Political Coalitions*, Yale University Press, New Haven/Nowy Jork 1962.

⁴⁷ Axelrod R., *Conflict of Interest*, Markham, Chicago 1970.

⁴⁸ Mazurkiewicz M., Mercik J., *Modified Shapley-Shubik...*, op.cit.

⁴⁹ Berg S., Perlinger T., *Connected Coalitions...*, op.cit.

⁵⁰ Mazurkiewicz M., Mercik J., *Modified Shapley-Shubik...*, op.cit.

⁵¹ Ibidem.

Zgodnie z podejściem Mazurkiewicza i Mercika założmy, że prawdopodobieństwo utworzenia się koalicji składającej się z graczy i oraz j jest odwrotnie proporcjonalne do odległości d_{ij} między nimi:

$$P(\text{koalicja}(i, j)) \sim \frac{1}{d_{ij}}. \quad (19)$$

Koalicję składającą się z trzech graczy można uznać za dodatkowego gracza dołączającego do już istniejącej koalicji składającej się z dwóch graczy. Wtedy prawdopodobieństwo utworzenia trzysobowej koalicji składającej się z graczy i, j, k jest proporcjonalne do

$$P(\text{koalicja}(i, j, k)) \sim \frac{1}{\frac{v_i}{v_i + v_j} d_{ik} + \frac{v_j}{v_i + v_j} d_{jk}}. \quad (20)$$

Odległość między graczem k i koalicją (i, j) jest średnią ważoną odległości między i, k oraz j, k , gdzie wagami są liczba głosów v_i, v_j należące do poszczególnych graczy znajdujących się w koalicji dwuosobowej.

Uogólnienie odległości pomiędzy graczem p_k i koalicją c_{k-1} składającej się z graczy $c_{k-1} = \{p_1, p_2, \dots, p_{k-1}\}$ może być określone wzorem:

$$d(p_k, c_{k-1}) = \frac{1}{v_{c_{k-1}}} \sum_{i=1}^{k-1} v_{p_i} d_{ik}, \quad (21)$$

gdzie

$$v_{c_{k-1}} = \sum_{i=1}^{k-1} v_{p_i} \quad (22)$$

oznacza wagę koalicji c_{k-1} dla $k=3, 4, \dots, n$ ⁵².

Dla wszystkich możliwych koalicji uogólniony diagram Hassego posiada $2^n - 1$ węzłów. Założmy, że znajdujemy się w węźle oznaczonym jako p , który reprezentuje koalicję jednoosobową. Z węzła p wychodzi $n - 1$ krawędzi do węzłów: $1, 2, \dots, p - 1, p + 1, \dots, n$. Wprowadźmy nową zmienną losową X_p o wartościach równych numerom krawędzi prowadzących do danego węzła. Rozkład prawdopodobieństwa tej zmiennej opisany jest wzorem:

$$P(X_p = k) = \frac{w_p}{d_{pk}}, \quad (23)$$

gdzie $k = 1, 2, \dots, p - 1, p + 1, \dots, n$ oraz

$$w_p = \left(\sum_{i \neq p} \frac{1}{d_{pi}} \right)^{-1}. \quad (24)$$

Dla ogólnego przypadku, założmy, że dany węzeł c_l oznacza koalicję składającą się z graczy $\{p_1, p_2, \dots, p_l\}$. Z tego węzła wychodzi $n - l$ krawędzi, dla $l = 1, 2, \dots, n - 1$. Rozkład zmiennej losowej połączonej z danym węzłem dane jest funkcją prawdopodobieństwa:

⁵² Ibidem.

$$P(X_{c_l} = k) = \frac{w_{c_l}}{d_{c_l p_k}}, \quad (25)$$

gdzie k oznacza numer gracza p_k takiego, że $p_k \notin c_l$, zaś

$$w_{c_l} = \left(\sum_{i \notin c_l} \frac{1}{d_{c_l i}} \right)^{-1}. \quad (26)$$

Zdefiniowany powyżej rozkład prawdopodobieństwa jest rozkładem warunkowym, co oznacza, że zanim powstanie koalicja trzech graczy, wcześniej musi powstać koalicja dwóch graczy. Z tego powodu prawdopodobieństwo dla maksymalnego łańcucha jest iloczynem prawdopodobieństw każdego podłańcucha wchodzącego do łańcucha $\pi = \{j_1, j_2, \dots, j_n\}$:

$$P(\pi) = P(X_1 = j_1) \cdot P(X_2 = j_2) \cdot P(X_3 = j_3) \cdot \dots \cdot P(X_n = j_n), \quad (27)$$

gdzie zmienna losowa X_k oznacza wybór krawędzi z danego węzła do koalicji j_1, j_2, \dots, j_{k-1} dla $k = 1, 2, 3, \dots, n$. Dzięki tak zdefiniowanemu rozkładowi możliwe jest obliczenie rozszerzonego indeksu siły Shapleya-Shubika z definicji 2⁵³.

3. Wykorzystane dane

Dane wykorzystane w artykule można podzielić na dwa rodzaje: dotyczące sytuacji społeczno-ekonomicznej oraz wyników wyborów. Zostały one zagregowane na poziomie powiatów, zatem liczebność próby wynosi 380.

Informacje odnośnie zmiennych społeczno-ekonomicznych pochodzą z Banku Danych Lokalnych udostępnianego przez Główny Urząd Statystyczny. Dobór zmiennych został dokonany na podstawie pracy Mazurkiewicza, z uwzględnieniem zaprzestania publikacji niektórych z nich oraz zmiany poziomu agregacji danych (np. z poziomu powiatu na poziom województwa)⁵⁴. W efekcie wykorzystano 54 zmienne opisane w Tabeli 1.

Tabela 1. Lista potencjalnych zmiennych objaśniających pochodzących z BDL

Zmienna	Opis zmiennej
X_1	Powierzchnie powiatu ogółem w hektarach
X_2	Sołectwa ogółem
X_3	Miejscowości ogółem (łącznie z miastami)
X_4	Stan ludności według faktycznego miejsca zamieszkania ogółem (30 VI)
X_5	Stan ludności według faktycznego miejsca zamieszkania ogółem (31 XII)
X_6	Stan ludności według faktycznego miejsca zamieszkania mężczyźni (31 XII)
X_7	Stan ludności według faktycznego miejsca zamieszkania kobiety (31 XII)
X_8	Małżeństwa ogółem
X_9	Urodzenia żywe ogółem

⁵³ Ibidem.

⁵⁴ Mazurkiewicz M., *Scena polityczna w Polsce...*, op.cit.

Przeгляд Ekonomiczno-Społeczny

Listopad 2016

X ₁₀	Zgony niemowląt ogółem
X ₁₁	Przyrost naturalny ogółem
X ₁₂	Ludność w wieku przedprodukcyjnym według faktycznego miejsca zamieszkania ogółem (31 XII)
X ₁₃	Ludność w wieku produkcyjnym według faktycznego miejsca zamieszkania ogółem (31 XII)
X ₁₄	Ludność w wieku poprodukcyjnym według faktycznego miejsca zamieszkania ogółem (31 XII)
X ₁₅	Pracujący ogółem
X ₁₆	Pracujący kobiety
X ₁₇	Ludność w mieszkaniach ogółem
X ₁₈	Zasoby mieszkaniowe ogółem – liczba mieszkań
X ₁₉	Zasoby mieszkaniowe ogółem – liczba izb
X ₂₀	Zasoby mieszkaniowe ogółem – powierzchnia użytkowa mieszkań w m ²
X ₂₁	Mieszkania oddane do użytku ogółem – liczba mieszkań
X ₂₂	Mieszkania oddane do użytku ogółem – liczba izb
X ₂₃	Mieszkania oddane do użytku ogółem – powierzchnia użytkowa mieszkań w m ²
X ₂₄	Wodociągi – długość czynnej sieci rozdzielczej w kilometrach
X ₂₅	Kanalizacja – długość czynnej sieci kanalizacyjnej w kilometrach
X ₂₆	Przedszkola ogółem (bez specjalnych)
X ₂₇	Miejsca w przedszkolach (bez specjalnych) ogółem
X ₂₈	Dzieci 6-letnie w przedszkolach (bez specjalnych) ogółem
X ₂₉	Szkoły podstawowe (bez specjalnych) ogółem
X ₃₀	Uczniowie szkół podstawowych (bez specjalnych) ogółem
X ₃₁	Gimnazja dla dzieci i młodzieży (bez specjalnych) ogółem
X ₃₂	Uczniowie gimnazjów dla dzieci i młodzieży (bez specjalnych) ogółem
X ₃₃	Szkoły zasadnicze dla młodzieży (bez specjalnych) ogółem
X ₃₄	Uczniowie szkół zasadniczych (bez specjalnych) ogółem
X ₃₅	Szkoły średnie zawodowe ogółem
X ₃₆	Uczniowie średnich szkół zawodowych ogółem
X ₃₇	Licea ogólnokształcące dla młodzieży ogółem
X ₃₈	Uczniowie liceów ogólnokształcących dla młodzieży ogółem
X ₃₉	Łóżka w szpitalach ogólnych
X ₄₀	Przychodnie ogółem
X ₄₁	Apteki ogółem
X ₄₂	Żłobki ogółem
X ₄₃	Miejsca rzeczywiste w żłobkach ogółem (łącznie z oddziałami żłobkowymi)
X ₄₄	Placówki biblioteczne – biblioteki i filie
X ₄₅	Księgozbiór placówek bibliotecznych w woluminach
X ₄₆	Kina stałe ogółem
X ₄₇	Miejsca na widowni w kinach stałych
X ₄₈	Liczba muzeów łącznie z oddziałami
X ₄₉	Jednostki zarejestrowane w systemie REGON ogółem
X ₅₀	Dochody budżetów gmin ogółem w złotych
X ₅₁	Wydatki budżetów gmin ogółem w złotych
X ₅₂	Obiekty noclegowe ogółem
X ₅₃	Miejsca noclegowe w obiektach noclegowych (VII) ogółem
X ₅₄	Miejsca noclegowe całoroczne w obiektach noclegowych

Źródło: Opracowanie własne na podstawie Banku Danych Lokalnych GUS.

Dodatkowo, na podstawie danych pochodzących z Banku Danych Lokalnych, utworzono 10 nowych zmiennych. Tabela 2. zawiera ich opis, w nawiasach zaś podano sposób ich obliczenia. Zmienna X_{64} zastępuje oryginalną zmienną zastosowaną przez Mazurkiewicza opisującą liczbę sklepów ogółem⁵⁵. Dane te od 2003 roku publikowane są wyłącznie w formie zagregowanej na poziomie województw, co uniemożliwia wykorzystanie ich w analizie. Stąd też utworzona została nowa zmienna poprzez dodanie do siebie liczby supermarketów, hipermarketów, domów handlowych oraz domów towarowych znajdujących się w danym powiecie.

Tabela 2. Lista utworzonych potencjalnych zmiennych

Zmienna	Opis zmiennej
X_{55}	Liczba niepracujących (X_{13} - X_{15})
X_{56}	Średnia powierzchnia mieszkań (X_{20} / X_{18})
X_{57}	Średnia powierzchnia nowo oddanych mieszkań (X_{23} / X_{21})
X_{58}	Wodociągi km/ha (X_{24} / X_1)
X_{59}	Kanalizacja km/ha (X_{25} / X_1)
X_{60}	Przychodnie – gęstość (X_{41} / X_1)
X_{61}	Średnia liczba osób na mieszkanie (X_4 / X_{18})
X_{62}	Dochody budżetów gmin w przeliczeniu na osobę (X_{50} / X_4)
X_{63}	Wydatki budżetów gmin w przeliczeniu na osobę (X_{51} / X_4)
X_{64}	Liczba dużych sklepów ogółem

Źródło: Opracowanie własne na podstawie Banku Danych Lokalnych GUS.

Oprócz danych dotyczących sytuacji społeczno-ekonomicznej w danym powiecie, do przeprowadzenia analizy konieczne było wykorzystanie danych ilustrujących liczbę głosów oddanych na dany komitet wyborczy. W dalszych rozważaniach uwzględniono wyłącznie komitety wyborcze, które przekroczyły wymagany próg wyborczy 5% głosów w skali kraju dla partii politycznych oraz 8% dla koalicji⁵⁶. Pominięto również Mniejszość Niemiecką, która nie musi spełniać wymogu progu wyborczego. Liczba jej reprezentantów w Sejmie RP w 2011 roku wyniosła zaledwie 1. Informacje dotyczące uzyskanych wyników w wyborach pochodzą z obwieszczenia Państwowej Komisji Wyborczej z dnia 11 października 2011 r. Komitety wyborcze, które przekroczyły wymagany próg wyborczy wraz z ich oznaczeniami przedstawione zostały w Tabeli 3.

⁵⁵ Ibidem.

⁵⁶ Por. art. 197 § 1 ustawy z dnia 5 stycznia 2011 r. – Kodeks wyborczy, Dz.U. 2011 nr 21 poz. 112.

Tabela 3. Lista komitetów wyborczych

Oznaczenie	Komitet wyborczy	Uzyskany wynik
Y_1	Komitet Wyborczy Prawo i Sprawiedliwość	29,89%
Y_2	Komitet Wyborczy Sojusz Lewicy Demokratycznej	8,24%
Y_3	Komitet Wyborczy Ruch Palikota	10,02%
Y_4	Komitet Wyborczy Polskie Stronnictwo Ludowe	8,36%
Y_5	Komitet Wyborczy Platforma Obywatelska RP	39,18%

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych PKW.

Dane dotyczące liczby głosów oddanych na komitet wyborczy w danym powiecie pochodzą z serwisu internetowego *Wybory 2011* Państwowej Komisji Wyborczej⁵⁷. Kolejność poszczególnych komitetów odzwierciedla kolejność ich umiejscowienia na listach wyborczych (z pominięciem partii, które nie przekroczyły wymaganego progu wyborczego). Będą one pełniły rolę zmiennych objaśnianych. Zmienne X_1 - X_{64} będą wykorzystywane jako potencjalne zmienne objaśniające w modelach ekonometrycznych mających na celu zdefiniowanie korelatów poparcia partii na poziomie powiatów. Korelaty te będą następnie interpretowane jako charakterystyki elektoratu i programu partii.

4. Wyniki i wnioski

4.1. Otrzymane modele poparcia

Modele ekonometryczne zostały oszacowane w celu sprawdzenia występowania zależności między poparciem danej partii politycznej a wybranymi czynnikami społeczno-ekonomicznymi. Rolę zmiennej endogenicznej każdorazowo pełniła liczba głosów oddanych na daną partię polityczną.

Wstępny doboru zmiennych objaśniających dokonano na podstawie macierzy współczynników korelacji — szukano zmiennych silnie skorelowanych ze zmienną objaśnianą oraz słabo między sobą⁵⁸. Sprawdzone także występowanie nietypowych obserwacji za pomocą wykresu pudełkowego. Obserwacje, których wartości przekraczały trzykrotność rozstępu ćwiartkowego zostały wykluczone z dalszej analizy (každorazowo usuwano poniżej 5% wszystkich obserwacji). Następnie modele zostały oszacowane metodą regresji krokowej, która opiera się na częściowym teście F⁵⁹.

⁵⁷ Państwowa Komisja Wyborcza, *Wyniki głosowania w okręgach wyborczych*, [dostęp: 30 kwietnia 2015r.], <http://wybory2011.pkw.gov.pl/>.

⁵⁸ Field A., *Discovering Statistics...*, op.cit.

⁵⁹ Aczel D. A., *Statystyka w zarządzaniu*, PWN, Warszawa 2000.

Otrzymane modele przetestowano pod względem współliniowości (VIF), heteroskedastyczności (test White'a) składnika losowego, a także normalności rozkładu reszt (test Shapiro-Wilka) i poprawności specyfikacji modelu (test RESET). Ze względu na występowanie heteroskedastyczności składnika losowego we wszystkich modelach, ponownie je wyestymowano używając metody UMNK z estymatorem błędu standardowego uwzględniającym heteroskedastyczność (HC). Problemy te mogą być związane ze specyfiką danych – są one typowe dla modeli opartych na danych przekrojowych⁶⁰. Nie zaobserwowano problemów ze współliniowością⁶¹. Mimo zastosowania metody UMNK, wciąż występowały problemy z normalnością rozkładu składnika losowego. Jednakże ze względu na fakt, że analiza regresji ma charakter jedynie pomocniczy i ma pomóc w stwierdzeniu, czy między liczbą głosów oddanych na daną partię a wybranymi zmiennymi społeczno-ekonomicznymi zachodzi zależność, pozostawiono modele w dotychczasowej postaci.

Pomimo względnie wysokiego stopnia dopasowania modeli warto pamiętać, że należą one do klasy modeli symptomatycznych, tj. nie można opisanych przez nie zależności traktować jako przyczynowo-skutkowych⁶². Jednakże wysokie miary dopasowania pozwalają wnioskować o istnieniu powiązań między zmiennymi lub też wspólnej przyczyny sprawczej⁶³. Choć dokonanie prognoz na podstawie tych modeli jest technicznie wykonalne, wątpliwa jest trwałość znalezionych zależności symptomatycznych⁶⁴.

W kolejnych podpunktach przedstawiono wyniki estymacji.

4.1.1. Model PiS

Postać analityczna modelu poparcia dla Prawa i Sprawiedliwości wygląda następująco:

$$\hat{Y}_1 = -51,367 + 0,776 \cdot X_{14} + 1,498 \cdot X_{22} - 0,077 \cdot X_{55} + 67934,3 \cdot X_{59} - 134,263 \cdot X_{64} . \quad (28)$$

W modelu tym wszystkie zmienne objaśniające są istotne na przyjętym poziomie istotności 0,05. Jedynie wyrazu wolnego nie można uznać za statystycznie istotnego na żadnym z akceptowalnych poziomów istotności (wartość $p=0,8698$).

Wnioskując na podstawie otrzymanego modelu, Prawo i Sprawiedliwość otrzymało więcej głosów w powiatach o większej liczbie ludności w wieku poprodukcyjnym (X_{14}), większej liczbie izb w nowo oddanych mieszkaniach (X_{22}) oraz większym zagęszczeniu sieci kanalizacyjnej (X_{59}). Partia miała niższe poparcie w powiatach, w których żyło więcej osób niepracujących (X_{55}) oraz znajdowało się więcej dużych sklepów (X_{64}).

W Tabeli 4. przedstawiono podstawowe charakterystyki jakościowe modelu.

⁶⁰ Tomczyk E., *Weryfikacja modelu*, w: *Ekonometria i badania operacyjne. Podręcznik dla studiów licencjackich*, pod red.: Gruszczyński M., Kuszewski T., Podgórska M., PWN, Warszawa 2009, str. 50–98.

⁶¹ Wartości czynnika inflacji wariancji poniżej 10; Por. Tomczyk, 2009.

⁶² Galanc T., *Metody wspomaganie procesu zarządzania. Część II*, Politechnika Wroclawska, Wrocław 1993.

⁶³ Gajda B. J., *Prognozowanie I symulacja a decyzje gospodarcze*, C. H. Beck, Warszawa 2001.

⁶⁴ Mazurkiewicz M., *Scena polityczna w Polsce...*, op.cit.

Tabela 4. Podstawowe charakterystyki modelu PiS

R^2	Skorygowany R^2	Błąd standardowy	Średnia zmiennej zależnej	Odchylenie standardowe zmiennej zależnej
0,694	0,689	3337,424	9047,626	5852,636

Źródło: Opracowanie własne.

4.1.2. Model SLD

Model poparcia dla Sojuszu Lewicy Demokratycznej posiada następującą postać analityczną:

$$\hat{Y}_2 = 235,921 - 0,028 \cdot X_{15} + 0,093 \cdot X_{18} - 0,717 \cdot X_{21} + 0,191 \cdot X_{36} + 2,881 \cdot X_{43}. \quad (29)$$

Wszystkie elementy modelu można przyjąć za statystycznie istotne na poziomie istotności 0,05. Sojusz Lewicy Demokratycznej mógł liczyć na większe poparcie w powiatach, w których jest relatywnie więcej mieszkań ogółem (X_{18}), uczniów szkół średnich (X_{36}) oraz miejsc w żłobkach (X_{43}), a także mniej osób pracujących (X_{15}) oraz nowo oddanych mieszkań (X_{21}). Tabela 5 przedstawia podstawowe charakterystyki otrzymanego modelu.

Tabela 5. Podstawowe charakterystyki modelu SLD

R^2	Skorygowany R^2	Błąd standardowy	Średnia zmiennej zależnej	Odchylenie standardowe zmiennej zależnej
0,674	0,669	912,341	2468,231	1577,988

Źródło: Opracowanie własne.

4.1.3. Model RP

Postać analityczna modelu wygląda następująco:

$$\hat{Y}_3 = -102,347 + 0,018 \cdot X_{13} + 26,468 \cdot X_{41} + 0,177 \cdot X_{49}. \quad (30)$$

Wszystkie zmienne egzogeniczne można uznać za statystycznie istotne na zakładanym poziomie istotności. Wyraz wolny jest istotny wyłącznie na poziomie 0,1. Pozytywny wpływ na liczbę uzyskanych głosów przez Ruch Palikota w danym powiecie miały: stan ludności w wieku produkcyjnym (X_{13}), liczba aptek (X_{41}) oraz liczba jednostek zarejestrowanych w danym powiecie w systemie REGON (X_{49}). Podstawowe charakterystyki modelu przedstawiono w Tabeli 6.

Tabela 6. Podstawowe charakterystyki modelu RP

R^2	Skorygowany R^2	Błąd standardowy	Średnia zmiennej zależnej	Odchylenie standardowe zmiennej zależnej
0,826	0,824	717,711	2848,302	1802,800

Źródło: Opracowanie własne.

4.1.4. Model PSL

Model poparcia dla Polskiego Stronnictwa Ludowego dany jest następującym wzorem:

$$\hat{Y}_4 = 261,896 - 0,006 \cdot X_1 + 10,208 \cdot X_2 + 0,625 \cdot X_{24} + 49,3 \cdot X_{29} + 0,855 \cdot X_{34} - 0,012 \cdot X_{55}. \quad (31)$$

Wszystkie zmienne objaśniające zawarte w modelu oraz wyraz wolny są istotne na przyjętym poziomie istotności $\alpha=0,05$. W powiatach o mniejszej powierzchni (X_1), większej liczbie sołectw (X_2), szkół podstawowych (X_{29}), uczniów średnich szkół zawodowych (X_{34}) oraz długości czynnej sieci wodociągowej (X_{24}), a także mniejszej liczbie osób niepracujących (X_{55}) na Polskie Stronnictwo Ludowe oddano przeciętnie więcej głosów. W Tabeli 7. zawarte są podstawowe charakterystyki modelu.

Tabela 7. Podstawowe charakterystyki modelu PSL

R^2	Skorygowany R^2	Błąd standardowy	Średnia zmiennej zależnej	Odchylenie standardowe zmiennej zależnej
0,654	0,649	1084,420	2984,889	1739,658

Źródło: Opracowanie własne.

4.1.5. Model PO

Postać analityczna modelu:

$$\hat{Y}_5 = 6,83 - 6,849 \cdot X_2 + 197,532 \cdot X_{10} - 52,418 \cdot X_{29} + 27,923 \cdot X_{40} + 0,006 \cdot X_{45} - 1,013 \cdot X_{47} + 1,302 \cdot X_{49}. \quad (32)$$

Wszystkie zmienne są istotne na przyjętym poziomie istotności. Wyraz wolny z wartością $p=0,969$ nie może być uznany za statystycznie istotny na żadnym ze standardowo przyjmowanych poziomów istotności. Na Platformę Obywatelską chętniej głosowano w powiatach o mniejszej liczbie sołectw (X_2), w których zanotowano więcej zgonów niemowląt (X_{10}), znajdowało się mniej szkół podstawowych (X_{29}) oraz więcej przychodni (X_{40}), a także o większym księgozborze placówek bibliotecznych (X_{45}), mniejszej liczbie miejsc na widowni w kinach stałych (X_{47}) oraz większej liczbie jednostek zarejestrowanych w danym powiecie w systemie REGON (X_{49}).

W Tabeli 8. przedstawiono podstawowe charakterystyki otrzymanego modelu.

Tabela 8. Podstawowe charakterystyki modelu PO

R²	Skorygowany R²	Błąd standardowy	Średnia zmiennej zależnej	Odchylenie standardowe zmiennej zależnej
0,918	0,916	2107,515	10250,520	7242,057

Źródło: Opracowanie własne.

4.2. Macierz odległości ideologicznej — wybory do Sejmu RP w 2011 r.

Otrzymane modele, choć charakteryzują się wieloma problemami, wskazują na występowanie zależności pomiędzy liczbą głosów oddanych na daną partię a wybranymi czynnikami społeczno-ekonomicznymi. Wskazują też na to badania przeprowadzone przez Mazurkiewicza⁶⁵. Zasadne jest więc przystąpienie do wyznaczenia odległości ideologicznych. W Tabeli 9. przedstawiono macierz odległości dla pięciu partii, które przekroczyły próg wyborczy w wyborach do Sejmu RP w 2011 roku.

Tabela 9. Macierz odległości ideologicznych w 2011 r.

	PiS	SLD	RP	PSL	PO
PiS	-	0,050903	0,050171	0,109741	0,062866
SLD	0,050903	-	0,013916	0,131104	0,028809
RP	0,050171	0,013916	-	0,130371	0,023926
PSL	0,109741	0,131104	0,130371	-	0,134521
PO	0,062866	0,028809	0,023926	0,134521	-

Źródło: Opracowanie własne.

Na szczególną uwagę zasługują skrajne wartości odległości ideologicznych między partiami. Minimalna odległość występuje pomiędzy Ruchem Palikota oraz Sojuszem Lewicy Demokratycznej. Wydaje się być to uzasadnione, gdyż partie te charakteryzują się zbliżonym elektoratem oraz są uznawane za lewicowe⁶⁶.

Z kolei największa odległość ideologiczna dzieli Platformę Obywatelską oraz Polskie Stronnictwo Ludowe. Jest to o tyle niespodziewany wynik, że partie te tworzyły w poprzedniej kadencji parlamentu koalicję rządową (Mazurkiewicz uzyskał również zaskakujące wyniki dla wyborów w 2001 r. — maksymalna odległość wystąpiła między SLD-UP a PSL, które także budowały koalicję rządzącą). Można to wytłumaczyć dwojako. Po pierwsze, może to wynikać z faktu, że większość elektoratu PSL pochodzi z rejonów o rolniczej charakterystyce⁶⁷, skąd też mogą występować różnice w wielu czynnikach społeczno-ekonomicznych. Po drugie, PSL w historii III RP aż czterokrotnie znajdowało się w koalicjach z różnymi pod względem ideologicznym partiami (chronologicznie: SLD-PSL,

⁶⁵ Mazurkiewicz M., *Scena polityczna w Polsce...*, op.cit.

⁶⁶ Zob. Pankowski K., *Wyborcy Ruchu Palikota*, centrum Badania Opinii Społecznej, Warszawa 2011, Roguska B., *Elektoraty partyjne o istotnych kwestiach społeczno-politycznych*, Centrum Badania Opinii Społecznej, Warszawa 2011.

⁶⁷ Roguska B., *Elektoraty partyjne...*, op.cit.

SLD-PSL-UP oraz dwukrotnie PO-PSL). Może to oznaczać, że inne partie mimo różnic w elektoracie traktują Polskie Stronnictwo Ludowe jako potencjalnego, uniwersalnego koalicjanta. Należy również pamiętać, że odległość ideologiczna między partiami jest tylko jedną ze składowych wpływających na ostateczną wartość zmodyfikowanego indeksu Shapleya-Shubika. Możliwa jest więc sytuacja, przy odpowiednim układzie wag dla graczy, w której nastąpi zawiązanie koalicji między partiami znacznie oddalonymi od siebie na skali ideologicznej.

Tabela 10. Średnie odległości ideologiczne dla partii w 2011 r.

PiS	SLD	RP	PSL	PO
0,06842	0,056183	0,054596	0,126434	0,062531

Źródło: Opracowanie własne.

W Tabeli 10. przedstawiono średnie odległości ideologiczne danych partii politycznych od pozostałych graczy. Najniższą średnią wartością charakteryzuje się Ruch Palikota, którego można w takim razie uznać za ideologicznie najbardziej uniwersalnego koalicjanta.

Największą średnią odległość przypisano Polskiemu Stronnictwu Ludowemu, co zdaje się implikować, że jest on ideologicznie najgorszym kandydatem na koalicjanta. Jednakże dane historyczne przeczą temu twierdzeniu lub co najmniej wskazują, że inne partie nie kierują się wyłącznie kryterium minimalizacji wygrywającej koalicji pod względem ideologicznym⁶⁸.

4.3. Wartości indeksów siły dla partii – wybory do Sejmu RP w 2011 r.

Znając macierz odległości ideologicznych dla partii, które przekroczyły próg wyborczy w 2011 roku możliwe jest obliczenie zmodyfikowanego indeksu siły Shapleya-Shubika. Dodatkowo policzono go także podejściem klasycznym, czego wyniki, wraz z liczbą uzyskanych miejsc w Sejmie RP, przedstawione są w Tabeli 11. Informacje dotyczące liczby miejsc w Sejmie zajmowanych przez posłów danej partii według stanu na dzień wyborów pochodzą z oficjalnego serwisu internetowego Sejmu RP.

Tabela 11. Indeksy Shapleya-Shubika dla partii w roku 2011

Partia	Indeks S-S	Liczba miejsc
PO	0,6	207
PiS	0,1	157
RP	0,1	40
PSL	0,1	28
SLD	0,1	27

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Sejmu RP.

W polskim Sejmie obraduje 460 posłów, jednak w rozważaniach nie uwzględniono jednego posła reprezentującego Mniejszość Niemiecką, ponieważ można go traktować jako gracza

⁶⁸ Axelrod R., *Conflict...*, op.cit.

nieistotnego⁶⁹. Mamy zatem do czynienia z grą ważonego głosowania, z pięcioelementowym zbiorem graczy, wagami odpowiadającymi liczbie miejsc zajmowanych przez posłów danej partii oraz kwotą równą 231 głosów⁷⁰.

Na podstawie Tabeli 11. można łatwo zauważyć, że Platforma Obywatelska dominuje Sejm, choć nie posiada wymaganej większości. Warto również wskazać na wartości indeksu siły Shapleya-Shubika dla pozostałych partii — wszystkie są równe 0,1. Oznacza to, że przy formowaniu się koalicji Prawo i Sprawiedliwość dysponuje dokładnie taką samą „siłą” jak chociażby SLD pomimo faktu, że pierwsza partia posiada ponad 5 razy więcej miejsc niż druga.

Co więcej, pomijając różnice programowe oraz różnice elektoratu, a także antagonizmy między tymi partiami, można uznać, że prawdopodobieństwo utworzenia koalicji przez PO z każdą z tych partii jest dokładnie takie same — nie ma więc oczywistego kandydata na koalicjanta. Dlatego też użyteczne będzie rozważenie zmodyfikowanego indeksu siły Shapleya-Shubika, który uwzględnia odległości ideologiczne między graczami. Wartości tej miary dla poszczególnych partii przedstawiono w Tabeli 12.

Tabela 12. Zmodyfikowane wartości indeksu Shapleya-Shubika dla roku 2011

Partia	Indeks S-S	Zmodyfikowany indeks S-S
PO	0,6	0,583
PiS	0,1	0,069
RP	0,1	0,167
PSL	0,1	0,041
SLD	0,1	0,140

Źródło: Opracowanie własne.

Po uwzględnieniu odległości ideologicznych pozycja Platformy Obywatelskiej uległa nieznacznemu osłabieniu. Najbardziej zauważalne jest zróżnicowanie pozostałych partii, których zmodyfikowane indeksy są od siebie różne, w przeciwieństwie do tych klasycznych. Na siłę zyskał Ruch Palikota oraz Sojusz Lewicy Demokratycznej, a zatem dwie partie o najniższych średnich odległościach ideologicznych. Nieznacznemu pogorszeniu uległa także pozycja Prawa i Sprawiedliwości. Najniższym indeksem siły charakteryzuje się Polskie Stronnictwo Ludowe — ponownie jest to partia o skrajnej średniej wartości odległości ideologicznej, tym razem maksymalnej. Partia ta po wyborach w 2011 roku stworzyła wspólnie z Platformą Obywatelską koalicję rządzącą.

Pozwala to przypuszczać, że PO mogło się kierować zasadą minimalnej koalicji w innym sensie niż dotąd wprowadzone (liczby graczy, zróżnicowania ideologicznego i prawdopodobieństwa będącego połączeniem dwóch wcześniejszych) — w sensie minimalizacji wagi koalicjanta, a więc liczby zajmowanych przez niego miejsc w Sejmie. Jeżeli jako wyplątę graczy znajdujących się w koalicji rządzącej rozważymy między innymi

⁶⁹ Mazurkiewicz M., Mercik J., *Modified Shapley-Shubik...*, op.cit.

⁷⁰ 50% wszystkich głosów plus jeden głos; Por. art. 120 Konstytucji RP.

liczbę stanowisk rządowych możliwych do obsadzenia, racjonalnie ze strony partii dominującej w parlamencie byłoby maksymalizowanie swej użyteczności poprzez utworzenie koalicji z możliwie najmniej liczną partią zapewniającą uzyskanie wymaganej kwoty większościowej — im mniejsza waga koalicjanta, tym mniej stanowisk należałoby mu odstąpić. Jednocześnie wraz ze spadkiem wagi drugiej partii, łatwiejsze może się stać narzucenie mu swojej własnej polityki lub innymi słowy większy gracz musiałby rzadziej godzić się na mniej daleko idące kompromisy. Należy jednak nadmienić, że wybieranie koalicjanta o minimalnej liczbie miejsc zapewniającej większość zwykłą ogranicza możliwości koalicji w momencie, gdy wymagane jest osiągnięcie większości bezwzględnej (ponad 50% głosów, z uwzględnieniem wstrzymujących się) oraz kwalifikowanej (dla Sejmu RP 3/5 lub 2/3 wszystkich głosów, w zależności od kwestii, której dotyczy głosowanie). Jednakże sytuacje takie zdarzają się względnie rzadko, np. podczas ratyfikacji umów międzynarodowych, czy też wprowadzania zmian do Konstytucji⁷¹.

4.4. Zdolności koalicyjne partii w wyborach parlamentarnych w 2015 r.

W celu oszacowania zdolności koalicyjnych po wyborach, które odbyły się na jesieni 2015 roku, konieczne było zebranie prognoz dotyczących preferencji elektoratu. Dane te pochodzą z raportu GFK Polonia *Zachowania i preferencje wyborcze Polaków*. W celu zmniejszenia wpływu chwilowych wahań w preferencjach wyborczych, wykorzystano średnią z wyników danych partii w miesiącach: luty, marzec oraz kwiecień 2015 r. (Tabela 13.).

W rozważaniach uwzględniono wyłącznie komitety wyborcze, które według szacunków przekroczyłyby próg wyborczy.

Tabela 13. Procentowe prognozy poparcia dla partii politycznych w 2015 r.

	Luty	Marzec	Kwiecień	Średnia
PO	38,9 %	46,1 %	44,7 %	43,23 %
PiS	38 %	34,6 %	36,3 %	36,3 %
PSL	8,9 %	6,7 %	4,4 %	6,67 %
SLD	6,5 %	4,6 %	5,6 %	5,57 %
Frekwencja	66 %	63 %	63 %	64 %

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GFK.

W Tabeli 13. zawarto także prognozowaną frekwencją wyborczą. Należy również nadmienić, że w najbliższych wyborach PiS tworzy wspólny komitet wyborczy z Polską Razem oraz Solidarną Polską. Ze względu na ich młody wiek oraz brak możliwości obliczenia ich dystansu ideologicznego (ugrupowania te oddzieliły się od innych partii już po wyborach w 2011 roku) traktowane są one jako jeden gracz o właściwościach odpowiadających Prawu i Sprawiedliwości.

⁷¹ Por. np. art. 230 ust. 4 Konstytucji RP.

Miejsca w Sejmie są w Polsce przyznawane metodą D'Hondta na podstawie wielomandatowych okręgów wyborczych⁷². Jednakże dokładne odwzorowanie tej metody było niemożliwe z powodu braku informacji na temat prognozowanego poparcia zagregowanego do poziomu powiatów lub chociaż okręgów wyborczych. Wykorzystanie zbudowanych modeli nie jawi się jako odpowiednie rozwiązanie z racji, że należą one do klasy modeli symptomatycznych oraz cechują się problemami ze specyfikacją modelu oraz normalnością rozkładu reszt. Dlatego też podział głosów przeprowadzono traktując całe terytorium Polski jako jeden, 459-mandatowy okręg. Jako przybliżenie liczby wyborców uprawnionych do głosowania w wyborach parlamentarnych wykorzystano Komunikat Państwowej Komisji Wyborczej z dnia 16 lutego 2015 r. o liczbie wyborców ujętych w rejestrach wyborców do wyborów prezydenckich odbywających się w tym samym roku, co parlamentarne. Liczba ta wyniosła 30 532 955 osób. Na tej podstawie obliczono prognozowaną liczbę osób, które wzięłyby w głosowaniu, a także liczbę głosów oddanych na poszczególne komitety wyborcze. Dane te wykorzystano do obliczenia podziału miejsc w Sejmie przy użyciu metody D'Hondta⁷³, zakładając, że jedno miejsce przypadnie Mniejszości Niemieckiej – do podziału zostało więc 459 miejsc. Wyniki przedstawiono w Tabeli 14.

Tabela 14. Prognozowany układ miejsc w Sejmie po wyborach w 2015 r.

Partia	Liczba miejsc
PO	217
PiS	182
PSL	33
SLD	27

Źródło: Opracowanie własne.

W porównaniu do wyborów z 2011 roku, według prognoz w Sejmie znajdzie się jedna partia mniej — wśród posłów zabraknie przedstawicieli byłego Ruchu Palikota, czyli obecnego Twojego Ruchu. Partią o najsilniejszej pozycji nadal pozostanie Platforma Obywatelska, wciąż jednak nie zdobędzie większości w Sejmie. Najwięcej miejsc zyska Prawo i Sprawiedliwość — aż 25 więcej niż w poprzedniej kadencji. Nieznaczny wzrost odnotują także PO i PSL, zaś SLD według prognozy otrzyma tyle samo miejsc, co w 2011 roku.

Na podstawie prognozowanego rozkładu miejsc w Sejmie po wyborach w 2015 roku możliwe jest obliczenie klasycznego oraz zmodyfikowanego indeksu siły Shapleya-Shubika, które przedstawiono w Tabeli 15.

⁷² Por. art. 96 ust. 2 Konstytucji RP.

⁷³ Weyden P. V., *D'Hondt and Alternative D'Hondt for Two-tier Districting Systems: the Belgian Electoral System*, OPSoM-Bulletin 2000/3, Catholic University of Brussels, 2000.

Tabela 15. Zmodyfikowane wartości indeksu Shapleya-Shubika dla roku 2015

Partia	Indeks S-S	Zmodyfikowany indeks S-S
PO	0,5	0,608
PiS	0,167	0,061
PSL	0,167	0,028
SLD	0,167	0,303

Źródło: Opracowanie własne.

Należy nadmienić, że obliczenie zmodyfikowanego indeksu możliwe było jedynie przy założeniu o stałości odległości ideologicznych między partiami. Nie zawsze takie założenie może być poprawne, jednakże na polskiej scenie politycznej znajdują się w ostatnich latach ci sami gracze o względnie stałych elektoratach.

Biorąc pod uwagę klasyczny indeks, pozycja Platformy Obywatelskiej widocznie się pogorszy w porównaniu do poprzedniej kadencji, jednak wciąż będzie ona dominowała w parlamencie. Podobnie jak w 2011 roku, pozostałe partie będą charakteryzować się identyczną „siłą”, z tą różnicą, że nieznacznie ona wzrośnie. Ponownie nie jest możliwe wskazanie oczywistego kandydata na koalicjanta Platformy wyłącznie na podstawie zajmowanych miejsc w Sejmie.

Zmodyfikowany indeks siły Shapleya-Shubika tym razem zwiększył „siłę” PO. Po uwzględnieniu odległości ideologicznej pozycja SLD poprawiła się prawie dwukrotnie. Zdolności koalicyjne Prawa i Sprawiedliwości oraz Polskiego Stronnictwa Ludowego znacznie zmalały. Najniższą wartość indeksu posiada właśnie PSL — partia, która w poprzednich dwóch kadencjach Sejmu znajdowała się w koalicji rządzącej. Ponownie może to skłaniać do wniosku, że przy formowaniu koalicji istotne są także inne czynniki oprócz minimalizowania liczby graczy znajdujących się w niej oraz minimalizacji różnorodności ideologicznej pomiędzy nimi.

5. Wnioski

Wykorzystanie zmodyfikowanego indeksu Shapleya-Shubika w przeciwieństwie do klasycznego podejścia pozwala uwzględnić różnorodność ideologiczną partii politycznych, a co za tym idzie umożliwia zniesienie założenia o równych prawdopodobieństwach występowania wszystkich możliwych koalicji. Stosowanie zmodyfikowanego indeksu siły skutkuje także większym zróżnicowaniem partii. Podejście to zdaje się także spełniać kryterium minimalnej wygrywającej koalicji w sensie probabilistycznym – łączącym minimalizację zarówno liczby członków koalicji, jak i jej różnorodności ideologicznej. Najważniejszym atutem zastosowanej metody jest fakt, że zdaje się oddawać preferencje graczy w sposób bardziej realistyczny niż klasyczne podejścia.

Jak wskazują wyniki oraz dane historyczne, nie zawsze na koalicjanta wybierana jest partia najmniej odległa od ugrupowania dominującego, czego przykładem jest Polskie Stronnictwo

Ludowe. Może to wynikać z faktu, że partie polityczne kierują się także innymi kryteriami doboru koalicjanta. Pierwszym możliwym rozwiązaniem, może być fakt, że prawdopodobieństwo ponownego utworzenia koalicji z poprzedniej kadencji parlamentu może być znaczne. Możliwym jest też, że ugrupowania polityczne dążą do utworzenia minimalnej wygrywającej koalicji w innym aspekcie — w sensie minimalizowania wagi gracza, który dobierany jest do koalicji przez partię w niej dominującą.

6. Podsumowanie

Celem artykułu było określenie zdolności koalicyjnych poszczególnych partii politycznych w Sejmie Rzeczypospolitej Polskiej zarówno po wyborach w 2011 roku, jak i po wyborach na jesieni 2015 roku. Oszacowano modele ekonometryczne opisujące zależność między liczbą oddanych głosów na daną partię na poziomie powiatów oraz wybranymi czynnikami społeczno-ekonomicznymi. Względnie duże wartości miar dopasowania modeli do danych oraz wcześniejsze badania wskazują, że zależności te występują. Jednakże otrzymane modele należą do klasy symptomatycznych oraz cechują się wieloma problemami związanymi ze specyfikacją modelu, dlatego nie jest możliwe wykorzystanie ich w celu prognozowania.

Następnie wyznaczona została macierz odległości ideologicznych dla polskich partii politycznych, które przekroczyły próg wyborczy w wyborach do Sejmu w 2011 roku. Część wyników wydaje się być zgodna z oczekiwaniami, jednakże przypadek Polskiego Stronnictwa Ludowego wskazuje, że odległość ideologiczna może nie być jedynym kryterium doboru koalicjanta.

Na podstawie macierzy odległości ideologicznych obliczono klasyczne oraz zmodyfikowane indeksy siły Shapleya-Shubika zarówno dla wyborów w 2011 roku, jak i prognoz dotyczących wyborów na jesieni 2015 roku. Ponownie okazało się, że wyniki nie są do końca zgodne z rzeczywistością – najniższe wartości indeksu odnotowano dla partii, która wchodziła w skład koalicji rządzącej. Pozwoliło to na wysnucie wniosku, że mogą występować inne czynniki wpływające na formowanie się koalicji niż odległość ideologiczna oraz wartość indeksu siły. Możliwe jest, że prawdopodobieństwo ponownego uformowania się koalicji jest znaczne. Alternatywnie, partia, która dominuje w parlamencie może kierować się kryterium minimalnej wygrywającej koalicji w sensie minimalizowania wagi dobieranego koalicjanta.

Przeprowadzona analiza miała charakter uproszczony pod względem m.in. stopnia agregacji wyników wyborów oraz liczby analizowanych czynników społeczno-ekonomicznych. Kolejnym krokiem mogłoby być zmniejszenie stopnia agregacji danych (co prowadzi jednak do problemów z ich dostępnością), wykorzystanie danych panelowych (co jest trudne ze względu na szybko zmieniający się krajobraz partii politycznych) oraz zwiększenie liczby uwzględnianych zmiennych objaśniających. Użyteczne także mogłoby się okazać wykorzystanie bardziej zaawansowanych technik data-miningowych na etapie identyfikacji charakterystyk elektoratu poszczególnych partii. Możliwe byłoby też podjęcie starań zmodyfikowania użytego indeksu siły tak, aby uwzględniał on fakt, że dana koalicja była zawiązana przeszłości i odpowiednio zwiększał jej prawdopodobieństwo lub też nakładał „kary” na inne koalicje.

Bibliografia

- Aczel D. A., *Statystyka w zarządzaniu*, PWN, Warszawa 2000,
- Alonso-Meijide J. M., Ferreira F., Alvarez-Mozos M., Pinto A. A., *Power Indices Applied to Portuguese Parliament*, w: *Dynamics, Games and Science II*, pod red. Peixoto M. M., Pinto A. A., Rand D. A., Springer Science & Business Media, Braga 2008,
- Alonso-Meijide J. M., Fiestra-Janeiro M. G., Garcia-Jurado I., *A New Power Index for Spatial Games*, w: *Modern Mathematical Tools and Techniques in Capturing Complexity*, pod red.: Pardo L., Balakrishnan N., Gil M. A., Springer, 2011,
- Axelrod R., *Conflict of Interest*, Markham, Chicago 1970,
- Berg S., Perlinger T., *Connected Coalitions, Polya sequences and Voting Power Indices*, w: *Homo Oeconomicus*, 2000 vol. 16, 2000,
- Edelman P. H., *A Note on Voting*, [w:] „Mathematical Social Sciences”, vol. 34, 1997,
- Field A., *Discovering Statistics Using SPSS 3rd Edition*, SAGE, Dubaj 2009,
- Gajda B. J., *Prognozowanie I symulacja a decyzje gospodarcze*, C. H. Beck, Warszawa 2001,
- Galanc T., *Metody wspomagania procesu zarządzania. Część II*, Politechnika Wroclawska, Wrocław 1993,
- *Konstytucja RP* — wydanie 7, C. H. Beck, 2009
- Malawski M., *“Counting” Power Indices for Games with A Priori Unions*, [w:] „Theory and Decision”, vol. 56 nr 4, Kluwer Academic Publishers, 2004,
- Mazurkiewicz M., *Scena polityczna w Polsce — ekonometryczna analiza preferencji wyborców*, w: *Modelowanie preferencji a ryzyko '03*, pod red. Trzaskalik T., Akademia Ekonomiczna Katowice, Katowice 2003,
- Mazurkiewicz M., Mercik J., *Modified Shapley-Shibik Power Index for Parliamentary Coalitions*, [w:] „Badania Operacyjne i Decyzje”, nr 2, Oficyna Wydawnicza Politechniki Wroclawskiej, Wrocław 2005,
- Mercik J. W., *Sila i oczekiwania. Decyzje grupowe*, PWN, Warszawa-Wrocław 1999,
- Owen G., *Values of Games with A Priori Unions*, w: *Mathematical Economics and Game Theory*, pod red. Henn R., Moeschlin O., Springer-Verlag, Berlin 1997,
- Pankowski K., *Wyborcy Ruchu Palikota*, Centrum Badania Opinii Społecznej, Warszawa 2011,
- Riker W. H., *The Theory of Political Coalitions*, Yale University Press, New Haven/Nowy Jork 1962,
- Roguska B., *Elektoraty partyjne o istotnych kwestiach społeczno-politycznych*, Centrum Badania Opinii Społecznej, Warszawa 2011,
- Roth A. E., *Introduction to Shapley value*, w: *The Shapley value*, pod red. Roth A. E., Cambridge University Press, Cambridge 1988,
- Shapley L. S., *The Value for n-person Games*, (1952) w: *The Shapley value*, pod red. Roth A. E., Cambridge University Press, Cambridge 1988,

- Shapley L. S., Shubik M., *A Method for Evaluating the Distribution of Power in a Committee System* (1954), w: *The Shapley value*, pod red. Roth A. E., Cambridge University Press, Cambridge 1988,
- Straffin P. D., *Teoria gier*, Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warszawa 2004,
- Tomczyk E., *Weryfikacja modelu*, w: *Ekonometria i badania operacyjne. Podręcznik dla studiów licencjackich*, pod red.: Gruszczyński M., Kuszewski T., Podgórska M., PWN, Warszawa 2009,
- Turnovec F., Mercik J., Mazurkiewicz M., *Power Indices Methodology: Decisiveness, Pivots and Swings*, w: *Power, Freedom and Voting*, pod red. Braham M., Steffen F., Springer-Verlag, Leipzig 2008,
- Weyden P. V., *D'Hondt and Alternative D'Hondt for Two-tier Districting Systems: the Belgian Electoral System*, OPSoM-Bulletin 2000/3, Catholic University of Brussels, 2000.

Źródła internetowe:

- *Dane o posłach wg. Stanu na dzień wyborów*, [dostęp: 30 kwietnia 2015r.]: http://www.sejm.gov.pl/sejm7.nsf/page/poslowie_poczatek_kad,
- Główny Urząd Statystyczny, Bank Danych Lokalnych, Wybrane zmienne charakteryzujące powiaty, [dostęp: 30 kwietnia 2015 r.], <http://www.stat.gov.pl>,
- Państwowa Komisja Wyborcza, *Komunikat Państwowej Komisji Wyborczej z dnia 16 lutego 2015 r. o liczbie wyborców ujętych w rejestrach wyborców*, [dostęp: 30 kwietnia 2015 r.], <http://pkw.gov.pl/2015/komunikat-panstwowej-komisji-wyborczej-z-dnia-16-lutego-2015-r-o-liczbie-wyborcow-ujetych-w-rejestrach-wyborcow.html>,
- Państwowa Komisja Wyborcza, *Obwieszczenie Państwowej Komisji Wyborczej z dnia 11 października 2011 r. o wynikach wyborów do Sejmu Rzeczypospolitej Polskiej przeprowadzonych w dniu 9 października 2011 r. (wyciąg)*, [dostęp: 30 kwietnia 2015 r.], http://wybory2011.pkw.gov.pl/templates/kbw/doc/pkw_obwieszczenie_sejm_wyciag.pdf,
- Państwowa Komisja Wyborcza, *Wyniki głosowania w okręgach wyborczych*, [dostęp: 30 kwietnia 2015 r.], <http://wybory2011.pkw.gov.pl/>,
- *Zachowania i preferencje wyborcze Polaków w lutym*, GFK Polonia, [dostęp: 30 kwietnia 2015 r.], <http://www.gfk.com/pl/news-and-events/press-room/press-releases/strony/zachowania-i-preferencje-wyborcze-polak%C3%B3w-w-lutym.aspx>,
- *Zachowania i preferencje wyborcze Polaków w marcu*, GFK Polonia, [dostęp: 30 kwietnia 2015 r.], <http://www.gfk.com/pl/news-and-events/press-room/press-releases/strony/zachowania-i-preferencje-wyborcze-polakow-w-marcu-2015.aspx>,
- *Zachowania i preferencje wyborcze Polaków w kwietniu*, GFK Polonia, [dostęp: 30 kwietnia 2015 r.], <http://www.gfk.com/pl/news-and-events/press-room/press-releases/strony/zachowania-i-preferencje-wyborcze-polak%C3%B3w-w-kwietniu.aspx>.

Abstract

The aim of the thesis is to evaluate the coalition abilities of political parties in Polish Sejm after the parliament elections in years 2011 and 2015. In order to achieve this, a Shapley-Shubik power index had been used, modified according to a concept of ideological distance between the parties, based on dependence between a number of votes casted for the party and selected social and economic factors. This approach, unlike the ones with classic power indices, allows to assume the probabilities of specific coalitions based on quantitative data. Additionally, the auxiliary models of support were built. However, they belong to the class of symptomatic models, thus they are characterised by questionable prognostic capabilities. Thanks to the use of modified power index, it became possible to take into account the real differences between programs and electorates of particular political parties. The historical data, however, indicates, that parties with the lowest index value participated in forming the ruling coalitions. The causes for such incidents and possible further index' extensions are proposed.

Recenzja artykułu Jay Pil Choi, Christodoulosa Stefanadisa *'Monitoring, cross subsidies, and universal banking'*, "International Journal of Industrial Organization", Volume 43, 2015

Maciej Wysocki*

Wprowadzenie

Recenzowany artykuł *Monitoring, cross subsidies, and universal banking* autorstwa Jay Pil Choi i Christodoulosa Stefanadisa¹ porusza problematykę ekonomicznych konsekwencji możliwości łączenia bankowości *stricte* komercyjnej z bankowością typowo inwestycyjną i jej wpływu na dobrobyt społeczny. Zagadnienie to w literaturze przedmiotu nabrało szczególnego znaczenia w kontekście kryzysu na rynku kredytów hipotecznych *subprime*, który rozpoczął się latem 2007 r. w Stanach Zjednoczonych, a następnie przeniósł się na globalny system finansowy, wywołując największe w historii załamanie strukturalne na rynkach finansowych.

Eskalacja globalnego kryzysu finansowego uwidoczniła problem instytucji finansowych, których znaczenie dla światowego systemu finansowego jest tak duże, że ich ewentualna upadłość wywołałaby nieprzewidywalne skutki nie tylko na rynkach finansowych, ale również w realnej sferze gospodarki. Instytucje te w literaturze przedmiotu noszą nazwę *too big to fail*².

Należy zauważyć, że problem nadmiernego rozrostu instytucji finansowych, a w szczególności banków, był dostrzeżony przez regulatora systemu finansowego w Stanach Zjednoczonych już podczas Wielkiego Kryzysu w latach 30-tych XX w. Wprowadzona wówczas niezwykle restrykcyjna ustawa Glassa-Steagalla w 1933 r. zakazywała instytucjom finansowym łączenia działalności inwestycyjnej (przeprowadzanie publicznych emisji akcji, obligacji oraz pośredniczenie w fuzjach i przejęciach) z działalnością typowo komercyjną (udzielanie kredytów i przyjmowanie depozytów). Regulacja ta obowiązywała aż do 1999 r., kiedy to Kongres uchwalił nową ustawę Gramm-Leach-Bliley Act, która zniosła większość restrykcji nałożonych przez Glass-Steagall Act, a w szczególności zakaz łączenia bankowości inwestycyjnej z tradycyjną bankowością komercyjną, co umożliwiło powstanie bankowości uniwersalnej³.

Artykuł autorstwa Jay Pil Choi i Christodoulosa Stefanadisa stanowi próbę sformalizowania na gruncie teoretycznego modelu *industrial organization* dwóch form regulacji systemu

* Doktorant w Kolegium Gospodarki Światowej w Szkole Głównej Handlowej w Warszawie, członek Instytutu Studiów Ekonomiczno-Społecznych, e-mail: maciej.wysocki@ises.edu.pl.

¹ "International Journal of Industrial Organization", Volume 43, 2015, s. 48–55.

² Sławiński A., *Kryzys bankowy jako główna przyczyna kryzysu w strefie euro*, „Annales Universitatis Mariae Curie-Skłodowska”, VOL. XLIX, 2, 2015.

³ Jachimiak K., *Kierunki ewolucji systemu bankowego Stanach Zjednoczonych*, „Bank i Kredyt”, nr 10/2004.

bankowego (wariant z odseparowaniem bankowości inwestycyjnej i komercyjnej oraz wariant z bankowością uniwersalną). Autorzy poruszyli także wątek wpływu obydwu rozwiązań zorganizowania sektora bankowego na dobrobyt społeczny.

1. Przegląd literatury

Analiza ekonomicznych konsekwencji możliwości łączenia bankowości inwestycyjnej z bankowością *stricte* komercyjną na gruncie modeli *industrial organization* zyskała na popularności w literaturze światowej wraz z pracami legislacyjnymi nad ustawą Gramm-Leach-Bliley Act. Interesującym przykładem badania skutków utworzenia bankowości uniwersalnej, wiążącej się z powstaniem konglomeratów finansowych, w warunkach informacyjnych korzyści zakresu stanowią prace Kanatas⁴ i Qi.⁵ Ich modele pokazywały, że duży bank uniwersalny ponosi jednorazowy stały koszt nawiązania relacji z klientem, zaś klient może skorzystać z szerokiego katalogu usług banku uniwersalnego nie ponosząc przy tym żadnych dodatkowych kosztów informacyjnych. W tej sytuacji bank uniwersalny ma słabsze bodźce do ponoszenia kosztownych wysiłków w celu przeprowadzenia skutecznej emisji akcji w ramach oferty publicznej klienta. Wynika to z tego, że w przypadku niepowodzenia publicznej oferty bank w dalszym ciągu będzie w stanie dostarczyć klientowi finansowanie w postaci tradycyjnego kredytu na opłacalnych dla siebie warunkach.

Do odmiennych wniosków doszli Laux i Walz⁶, którzy argumentowali, że efekt wprowadzenia bankowości uniwersalnej na efektywność emisji oferty publicznej przedsiębiorstwa może być wprost przeciwny. Wynika to z faktu, że niepowodzenie emisji akcji bądź obligacji przedsiębiorstwa, które jednocześnie posiada kredyt w danym banku uniwersalnym, może mieć wpływ na późniejsze pogorszenie jakości portfela kredytowego banku.

Z kolei Loranth i Morrison⁷ podkreślili, że większy stopień konkurencji rynkowej w segmencie bankowości inwestycyjnej zmniejsza prawdopodobieństwo zaproponowania łączonej oferty emisji publicznej oraz kredytu korporacyjnego dla tego samego przedsiębiorstwa przez jeden bank uniwersalny.

Warto również przywołać badania empiryczne Druckera i Puri⁸, którzy zwracali uwagę na fakt, że łączna prowizja od kredytu oraz kosztów emisji oferty publicznej w przypadku banku uniwersalnego obniża zarówno opłaty emisyjne, jak i koszt kredytu, co stawia w uprzywilejowanej pozycji banki uniwersalne.

⁴ Kanatas G., Qi J., *Underwriting by commercial banks: incentive conflicts, scope economies, and project quality*, [w:] „Journal of Money, Credit and Banking”, Vol. 30, No. 1, luty 1998, s. 119–133.

⁵ Kanatas, G., Qi, J., *Integration of lending and underwriting: implications of scope economies*. [w:] „The Journal of Finance”, Vol. 58, No. 3, czerwiec 2003, s. 1167–1191.

⁶ Laux C., Walz U., *Cross-selling lending and underwriting: scope economies and incentives*, [w:] „Review of Finance”, 13, kwiecień 2009, s. 341–367.

⁷ Loranth G., Morrison A. D., *Tying in universal banks*, [w:] „Review of Finance”, 16, kwiecień 2012, s. 481–516.

⁸ Drucker S., Puri M., *On the benefits of concurrent lending and underwriting*, [w:] „The Journal of Finance”, Vol. 60, No. 6, grudzień 2005, s. 2763–2799.

Należy podkreślić, że artykuł Jay Pil Choi i Christodoulosa Stefanadisa jest zbieżny z wnioskami, do których doszli Drucker i Puri. Jednakże zupełnie nowym zagadnieniem, które zostało poruszone w tymże artykule jest występowanie problemu pokusy nadużycia ze strony klienta banku w przypadku uzyskania finansowania na określony projekt inwestycyjny. W ich modelu przedsiębiorstwo po uzyskaniu kredytu bankowego lub kapitału z emisji oferty publicznej może zaniechać realizacji projektu inwestycyjnego, jeśli uda mu się zdobyć prywatną rentę. Co więcej, w modelu Choi i Stefanadisa banki komercyjne lub uniwersalne są w stanie monitorować realizację danego projektu inwestycyjnego i tym samym minimalizować ryzyko wystąpienia pokusy nadużycia ze strony przedsiębiorstwa, co jednak wiąże się z dodatkowymi kosztami dla banku.

2. Charakterystyka artykułu

Metodą badawczą artykułu jest wnioskowanie dedukcyjne⁹ na gruncie modelu matematycznego. Autorzy nie bazują na danych empirycznych, lecz opierają wyłącznie na modelu *stricte* teoretycznym.

Autorzy założyli, że przedsiębiorstwo chce zrealizować 2 projekty inwestycyjne X i Y . Projekt X jest finansowany przez kredyt bankowy, zaś projekt Y przez zewnętrznego inwestora na rynku kapitałowym, np. poprzez publiczną emisję akcji lub obligacji. Wstandaryzowany koszt projektu X to $C_x = \$1$, zaś koszt projektu Y to $C_y = \$K$. Ze względu na fakt, iż przedsiębiorstwo nie ma własnych środków na ich realizację, musi ono szukać finansowania zewnętrznego. Finansowanie projektu jest przedmiotem pokusy nadużycia ze strony przedsiębiorstwa, gdyż w szczególności w przypadku uzyskania kapitału może ono mieć tendencję do porzucenia realizacji inwestycji i dążyć do uzyskania prywatnych rent ekonomicznych o wartości odpowiednio V_x i V_y , na koszt banku lub inwestora. Jeśli przedsiębiorstwu uda się uzyskać renty, to dochód z obydwu projektów inwestycyjnych wynosi $\$0$ z prawdopodobieństwem 1, co skutkuje również tym, że zysk z projektów dla banku i inwestora zewnętrznego jest zerowy pomimo faktu, że firma osiąga rentę o wartości $V_x + V_y$.

Z kolei, jeśli przedsiębiorstwo nie uzyskuje renty, to projekt X jest realizowany i firma osiąga z niego dochód x z prawdopodobieństwem γ , zaś z prawdopodobieństwem $1 - \gamma$ projekt nie przynosi żadnego dochodu. Analogicznie, jeśli firma realizuje projekt Y , to z prawdopodobieństwem λ osiąga dochód y , zaś z prawdopodobieństwem $1 - \lambda$ nie uzyskuje żadnego dochodu. Autorzy dodatkowo zakładają, że $V_x > \gamma x - 1$, a także, że $V_y > \lambda y - K$. Oznacza to, że przedsiębiorstwo preferuje prywatne renty niż realizację projektów inwestycyjnych. Dodatkowym założeniem Choi i Stefanadisa jest to, że $\gamma x > V_x$ oraz $\lambda y > V_y$, co implikuje społeczną nieefektywność rent.

W modelu występują dwa komercyjne banki CB1 i CB2, które konkurują w sposób bertrandowski o udzielenie przedsiębiorstwu kredytu na projekt X . Koszt kredytu wynosi r_b . W celu zapobieżenia porzucenia projektu i uzyskania renty, bank może monitorować firmę

⁹ Kotarbiński T., *Elementy teorii poznania logiki formalnej i metodologii nauk*, Warszawa 1986, s. 218.

z intensywnością θ , ale jest to kosztowne, a koszty monitoringu rosną wykładniczo, gdyż $C_m'(\theta) > 0$ i $C_m''(\theta) > 0$.

Oprócz banków komercyjnych w modelu występują dwa banki inwestycyjne IB1 i IB2, których rolą jest przygotowanie publicznej oferty emisji akcji lub obligacji przedsiębiorstwa. Należy podkreślić, że bank inwestycyjny nie finansuje projektu Y z własnych funduszy, a jedynie pośredniczy między przedsiębiorstwem a inwestorem zewnętrznym w uzyskaniu finansowania. Wynagrodzeniem dla banku inwestycyjnego jest zatem tylko koszt *underwritingu*, który wynosi μ , zaś zysk inwestora to r_I . Banki inwestycyjne analogicznie do banków komercyjnych konkurują ze sobą o przeprowadzenie emisji w sposób bertrandowski, czyli cenowo. Jednakże specyfika działalności banków inwestycyjnych powoduje, że w przeciwieństwie do banków komercyjnych nie monitorują one realizacji projektu przez przedsiębiorstwo, lecz mogą za to dostosowywać swój poziom zaangażowania, aby oferta publiczna emisji akcji lub obligacji przedsiębiorstwa odniosła sukces i spotkała się z adekwatnym popytem ze strony potencjalnych inwestorów. Miarą zaangażowania banku inwestycyjnego w tym obszarze (skuteczności *underwritingu*) jest α , a jego koszty (podobnie jak koszty monitoringu w przypadku banków komercyjnych) rosną wykładniczo, gdyż $C_u'(\alpha) > 0$ i $C_u''(\alpha) > 0$.

W modelu można wyróżnić 5 etapów: fazę konkurencji o kredyt między bankami komercyjnymi, fazę konkurencji o przeprowadzenie *underwritingu* przy emisji między bankami inwestycyjnymi, fazę wyboru stopnia monitoringu θ przez bank komercyjny, fazę wyboru stopnia zaangażowania α przez bank inwestycyjny oraz fazę realizacji finalnych wypłat dla banku i inwestora.

W dalszej części artykułu autorzy zajęli się wyznaczaniem równowag w sytuacji, kiedy zabronione jest łączenie bankowości komercyjnej z uniwersalną oraz wyznaczaniem optymalnej struktury sektora bankowego z uwzględnieniem możliwości występowania bankowości uniwersalnej ze szczególnym uwzględnieniem skutków regulacji z punktu widzenia dobrobytu społecznego.

Zagadnienie wyznaczania równowag w przypadku zakazu łączenia bankowości komercyjnej z inwestycyjną zostało rozwiązane przy pomocy rachunku różniczkowego i sprawdzenia warunków I rzędu (FOC). Wartość oczekiwana wypłaty dla banku komercyjnego wynosi zatem:

$$E(x) = r_B \theta \gamma + 0 * \theta * (1 - \gamma) + 0 * (1 - \theta) = r_B \theta \gamma \quad [1.1]$$

Dodatkowo bank komercyjny ponosi koszt monitoringu $C_m(\theta)$, zatem:

$$[\theta \gamma r_B - C_m(\theta)]'_\theta = \gamma r_B - C'_m(\theta) = 0 \quad [2.1]$$

$$\gamma r_B = C'_m(\theta) \quad [2.2]$$

$$r_B = \frac{C'_m(\theta)}{\gamma} \quad [2.3]$$

Kolejnym krokiem analizy było wyznaczenie krańcowego przyrostu θ względem krańcowego przyrostu r_B , czyli $\frac{d\theta}{dr_B}$.

Ponieważ wiadomo, że:

$$\frac{dr_B}{d\theta} = \left[\frac{1}{\gamma} * C'_m(\theta) \right]'_{\theta} = \frac{1}{\gamma} * C''_m(\theta) \quad [3.1]$$

Zatem:

$$\frac{d\theta}{dr_B} = \frac{1}{\frac{dr_B}{d\theta}} = \frac{1}{\frac{1}{\gamma} * C''_m(\theta)} = \frac{\gamma}{C''_m(\theta)} = \gamma [C''_m(\theta)]^{-1} > 0 \quad [3.2]$$

Powyższe wyrażenie jest większe od zera, gdyż $\gamma > 0$, a z wcześniejszych założeń wiadomo też, że $C''_m(\theta) > 0$. Ekonomiczna interpretacja powyższej nierówności jest następująca: im wyższa stopa procentowa kredytu r_B , tym wyższy stopień monitoringu przedsiębiorstwa wybiera bank komercyjny ($r_B \uparrow \rightarrow \theta \uparrow$).

Analogiczne wnioskowanie można przeprowadzić dla przypadku banku inwestycyjnego, którego oczekiwana wartość wypłaty wynosi:

$$E(y) = \alpha\mu \quad [4.1]$$

Dodatkowo bank inwestycyjny ponosi koszt *underwritingu* $C_u(\alpha)$, zatem:

$$[\alpha\mu - C_u(\alpha)]'_{\alpha} = \mu - C'_u(\alpha) = 0 \quad [4.2]$$

$$\mu = C'_u(\alpha) \quad [4.3]$$

Kolejnym krokiem analizy było wyznaczenie krańcowego przyrostu α względem krańcowego przyrostu μ , czyli $\frac{d\alpha}{d\mu}$.

Ponieważ wiadomo, że:

$$\frac{d\mu}{d\alpha} = C''_u(\alpha) \quad [5.1]$$

Zatem:

$$\frac{d\alpha}{d\mu} = \frac{1}{\frac{d\mu}{d\alpha}} = \frac{1}{C''_u(\alpha)} = [C''_u(\alpha)]^{-1} > 0 \quad [5.2]$$

Powyższe wyrażenie jest większe od zera, gdyż $\alpha > 0$, a z wcześniejszych założeń wiadomo też, że $C''_u(\alpha) > 0$. Ekonomiczna interpretacja powyższej nierówności jest następująca: im wyższa opłata z tytułu *underwritingu*, tym wyższy stopień wysiłku przy emisji publicznej wybiera bank inwestycyjny ($\mu \uparrow \rightarrow \alpha \uparrow$).

Dalsza analiza autorów pokazała, że w warunkach odseparowania bankowości komercyjnej od inwestycyjnej bertrandowski model konkurencji cenowej prowadzi do sytuacji, w której koszt kredytu maksymalizuje zysk przedsiębiorcy i redukuje zysk banku komercyjnego do zera.

Z kolei w przypadku banku inwestycyjnego konkurencja cenowa sprawia, że bank zawsze będzie osiągał dodatni dochód w wysokości $0,5\Pi_{IB}(r_B) > 0$. Kolejnym problemem rozważanym przez Choi i Stefanadisa była możliwość występowania bankowości uniwersalnej, która dopuszcza jednocześnie świadczenie usług zarówno z obszaru bankowości komercyjnej, jak i inwestycyjnej. Autorzy rozważyli 2 przypadki:

- konkurencję między bankiem uniwersalnym UB1, bankiem komercyjnym CB2 oraz bankiem inwestycyjnym IB2,
- konkurencję między dwoma bankami uniwersalnymi UB1 i UB2.

Autorzy zdefiniowali uprzednio:

a) cenę kredytu \hat{r}_B , dla której zysk banku uniwersalnego jest zerowy:

$$\hat{r}_B \in [0; \bar{r}_B), \quad \hat{r}_B \rightarrow \Pi_{CB}(\hat{r}_B) + \Pi_{IB}(\hat{r}_B) = 0, \quad [6.1]$$

b) cenę kredytu \tilde{r}_B , która maksymalizuje zysk przedsiębiorstwa:

$$\tilde{r}_B \in [\hat{r}_B; \bar{r}_B) \rightarrow \Pi_E(\tilde{r}_B) \rightarrow \max \quad [6.2]$$

Ich analiza pokazała, że w I przypadku bank UB1, oferując łączną ofertę na finansowanie zarówno projektu X, jak i Y zawsze wygrywa z oddzielnymi ofertami banków CB2 i IB2, osiągając w równowadze oczekiwany dochód w wysokości $0,5\Pi_{IB}(\tilde{r}_B) > 0$. Z kolei w II wariacie każdy z banków uniwersalnych ma szansę 50% na osiągnięcie oczekiwanego dochodu w wysokości $0,5 \left[\Pi_{CB}(\underline{r}_B) + \Pi_{IB}(\underline{r}_B) \right]$, który jest zerowy jeśli $\underline{r}_B = \tilde{r}_B = \hat{r}_B$ lub dodatni, gdy $\underline{r}_B = \tilde{r}_B > \hat{r}_B$.

Rozważając strukturę sektora bankowego pod kątem możliwych fuzji i przejęć autorzy udowodnili, że w równowadze w warunkach braku zakazu łączenia bankowości komercyjnej z inwestycyjną, instytucje finansowe mają tendencję do łączenia się w banki uniwersalne. W rezultacie na rynku pozostają tylko banki uniwersalne i dalsza konkurencja na rynku odbywa się już wyłącznie pomiędzy nimi. Ponadto, zyski całego sektora bankowego w takiej sytuacji są niższe niż w przypadku istnienia zakazu bankowości uniwersalnej.

Kolejnym ważnym spostrzeżeniem Choi i Stefanadisa jest to, że w warunkach bankowości uniwersalnej poziom monitoringu θ jest ceteris paribus niższy ($\theta(\underline{r}_B) < \theta(\bar{r}_B)$) zaś prawdopodobieństwo poszukiwania prywatnych rent przez przedsiębiorstwa większe, tj. $(1 - \theta(\underline{r}_B)) > 1 - \theta(\bar{r}_B)$ niż w warunkach zakazu łączenia bankowości komercyjnej z inwestycyjną. Ponadto prawdopodobieństwo sukcesu publicznej emisji akcji lub obligacji przedsiębiorstwa jest niższe w bankowości uniwersalnej, tj. $(\alpha(\mu(\underline{r}_B))) < \alpha(\mu(\bar{r}_B))$.

Ostatnim rozważanym przez autorów wątkiem były implikacje legalizacji bankowości uniwersalnej dla dobrobytu społecznego. Wnioski, do których doszli, są następujące: legalizacja bankowości uniwersalnej jednoznacznie zmniejsza dobrobyt społeczny (sumę nadwyżki przedsiębiorstwa i banków), jeśli wartość renty prywatnej uzyskanej na drodze wcześniejszego otrzymania kredytu bankowego przy koszcie \bar{r}_B jest mniejsza lub równa

sumie wartości oczekiwanych wypłat z projektów X i Y. Z kolei, jeśli wartość renty prywatnej uzyskanej na drodze wcześniejszego otrzymania kredytu bankowego przy koszcie r_B jest większa lub równa sumie wartości oczekiwanych wypłat z projektów X i Y, wówczas legalizacja bankowości uniwersalnej jednoznacznie zwiększa dobrobyt społeczny. Wnioski dla wszystkich pozostałych przypadków są zaś niekonkluzywne.

3. Ocena artykułu

Temat poruszony przez Jay Pil Choi i Christodoulosa Stefanadisa wydaje się być niezwykle istotny i aktualny, zwłaszcza w kontekście pojawienia po uchwaleniu Gramm-Leach-Bliley Act instytucji *too big to fail* i ich bezpośredniego wpływu na globalny kryzys finansowy. Należy przy tym zauważyć, że autorzy artykułu podnieśli dotychczas nowy wątek w dyskusji o optymalnym kształcie sektora bankowego, a mianowicie występowanie pokusy nadużycia ze strony przedsiębiorstwa w sytuacji, kiedy uzyska już ono finansowanie .

Jednakże samo założenie o tym, że przedsiębiorstwo w przypadku otrzymania finansowania zewnętrznego może mieć tendencję do poszukiwania prywatnej renty ekonomicznej i tym samym nie realizować inwestycji, może wydawać się nieco kontrowersyjne pomimo faktu, że podobne modele wcześniej przedstawiali Boot i Thakor¹⁰ (1997), Holmstrom i Tirole¹¹ (1997) oraz Freixas i Rochet¹² (2008). Jednak w praktyce rynkowej inwestorzy dysponują niejednokrotnie znacznie silniejszymi narzędziami, które powstrzymują przedsiębiorstwa od takich zachowań. W szczególności silną pozycję na tym polu mają banki, które mogą zawrzeć odpowiednie klauzule w umowie kredytowej, co praktycznie eliminuje tego typu praktyki ze strony przedsiębiorstw, gdyż ewentualne sankcje są zazwyczaj dla nich bardzo kosztowne.

Kolejnym zagadnieniem, które może wzbudzić wątpliwości w artykule Choi i Stefanadisa jest całkowite pominięcie w ich modelu roli banku centralnego w kształtowaniu kosztu kredytu oraz jego wpływu na sektor bankowy. Wydaje się to być nazbyt dużym uproszczeniem, gdyż praktycznie cały model autorów zasadza się na kwestii kosztu pieniądza. Bank centralny zazwyczaj odgrywa kluczową rolę w kształtowaniu polityki pieniężnej poprzez ustalanie głównej stopy procentowej, a ponadto niejednokrotnie pełni też funkcje regulatora i nadzorcy sektora bankowego. W tym sensie interesującym rozwinięciem modelu Choi i Stefanadisa mogłoby być uwzględnienie w modelu dodatkowego podmiotu, jakim byłby niezależny bank centralny z podwójnym mandatem (w zakresie dbania o stabilność cen oraz wspierania wzrostu gospodarczego). W takim wariacie stopa procentowa kredytu byłaby również pośrednio uzależniona od funkcji celu banku centralnego, a nie tylko wynikiem konkurencji rynkowej.

¹⁰ Boot A. W. A., Thakor A. V., *Banking scope and financial innovation*, [w:] „The Review of Financial Studies”, Vol. 10, No. 4., zima 1997, s.1099–1131.

¹¹ Holmstrom B., Tirole J., *Financial intermediation, loanable funds, and the real sector*, [w:] „The Quarterly Journal of Economics”, Vol. 112, No.3, sierpień 1997, s. 663–691.

¹² Freixas X., Rochet, J. C., *Microeconomics of Banking*, Second Ed. MIT Press, Cambridge, MA, 2008.

Podsumowanie

Artykuł *Monitoring, cross subsidies, and universal banking* autorstwa Jay Pil Choi i Christodoulosa Stefanadisa stanowi interesującą próbę modelowania sektora bankowego na gruncie teorii *industrial organization*. Walorem pracy autorów jest aktualność tematu, rozważenie wpływu kształtu sektora bankowego na dobrobyt społeczny oraz uwzględnienie problemu pokusy nadużycia ze strony przedsiębiorstw w przypadku uzyskania finansowania zewnętrznego. Wątpliwości mogą wzbudzić niektóre założenia w modelu, w szczególności dotyczące słabości banków w przypadku porzucania przez przedsiębiorstwa inwestycji. Ciekawym rozwinięciem modelu mogłoby być uwzględnienie banku centralnego w ustalaniu kosztu pieniądza, co z kolei wpływałoby na wysokość oprocentowania kredytu w banku komercyjnym.

Bibliografia

- Choi Jay Pil, Stefanadis Christodoulos, *Monitoring, cross subsidies, and universal banking*, [w:] „*International Journal of Industrial Organization*”, Vol. 43, 2015,
- Boot A. W.A., Thakor A. V., *Banking scope and financial innovation*, [w:], „*Review of Financial Studies*” Vol. 10, No.4, zima 1997,
- Drucker S., Puri M., *On the benefits of concurrent lending and underwriting*, [w:] „*The Journal of Finance*”. Vol. 60, No.6, grudzień 2005,
- Freixas X., Rochet, J. C., *Microeconomics of Banking*. Second Ed. MIT Press, Cambridge, MA, 2008,
- Holmstrom B., Tirole J., *Financial intermediation, loanable funds, and the real sector*, [w:], “*The Quarterly Journal of Economics*”, Vol. 112, No.3, sierpień 1997,
- Jachimiak K, *Kierunki ewolucji systemu bankowego Stanach Zjednoczonych*, [w:] „*Bank i Kredyt*”, nr 10/2004,
- Kanatas G., Qi J., *Integration of lending and underwriting: implications of scope economies*, [w:], „*The Journal of Finance*”, Vol. 58, No. 3, czerwiec 2003,
- Kanatas G., Qi J., *Underwriting by commercial banks: incentive conflicts, scope economies, and project quality*, [w:] „*The Journal of Money, Credit and Banking*”, Vol. 30, No.1, luty 1998,
- Kotarbiński T., *Elementy teorii poznania logiki formalnej i metodologii nauk*, Warszawa 1986, s. 218,
- Laux, C., Walz U., *Cross-selling lending and underwriting: scope economies and incentives*, [w:] „*Review of Finance*”, Vol. 13, kwiecień 2009,
- Loranth G., Morrison A. D., *Tying in universal banks*, [w:] „*Review of Finance*”, Vol. 16, kwiecień 2012,
- Sławiński A., *Kryzys bankowy jako główna przyczyna kryzysu w strefie euro*, „*Annales Universitatis Mariae Curie-Skłodowska*”, VOL. XLIX, 2, 2015.

Od Redakcji

Niniejsze czasopismo zostało opracowane i przygotowane przez członków Studenckiego Koła Naukowego Finansów i Makroekonomii przy Szkole Głównej Handlowej w Warszawie we współpracy z Instytutem Studiów Ekonomiczno-Społecznych. Periodyk wydawany jest co pół roku. Wersją pierwotną czasopisma jest wersja drukowana.

Zespół redakcyjny niniejszego wydania:

Weronika Rec – Redaktor naczelna



Studentka I roku Studium Magisterskiego SGH (kierunek: Finanse i Rachunkowość). Członkini Studenckiego Koła Naukowego Finansów i Makroekonomii SGH. W wolnych chwilach czyta książki i gra na pianinie. Pasjonuje się kontrahentem centralnym, deflacją i rynkiem FX. Posługuje się językiem angielskim, niemieckim i francuskim.



Jędrzej Marciniak – Zastępca redaktor naczelnej

Student II roku Studium Magisterskiego SGH (kierunek: Finanse i Rachunkowość). Członek SKN Finansów i Makroekonomii SGH. Interesuje się tematyką podatkową. Fan fantastyki i S-F oraz biernego i czynnego uprawiania sportu.



Szczepan Drozd

Student III roku studiów licencjackich w SGH na kierunku Finanse i Rachunkowość. Interesuje się nowymi technologiami, teorią wzrostu gospodarczego i inwestycjami alternatywnymi. Jego pasją w wolnych chwilach jest muzyka i gra na skrzypcach. Gustuje w komedii absurdu i literaturze psychologicznej.



Paula Dzierżanowska

Studentka I roku Studium Magisterskiego SGH na kierunku Globalny Biznes, Finanse i Zarządzanie. Uwielbia wyzwania, dobrą muzykę i jazdę konną. PES, a właściwie SPES, był pierwszym projektem, którym zainteresowała się w SKN FM.



Jakub Dziubecki

Student II roku Studium Magisterskiego SGH (kierunek: Finanse i Rachunkowość), Zebrał spore doświadczenie w ramach SKN FM (PGP, MME, teraz PES). Peregrynuje w życiu po makroekonomii, geopolityce, nieruchomościach, mediach, kulinariach i militariach.



Aleksandra Petrykiewicz

Studentka III roku Studium Licencjackiego na kierunkach Metody Ilościowe w Ekonomii i Systemy Informacyjne oraz Zarządzanie w Szkole Głównej Handlowej w Warszawie. Poza działalnością w Studenckim Kole Naukowym Finansów i Makroekonomii angażuje się w projekty SKN Statystyki. W wolnym czasie jeździ na rolkach oraz prowadzi warsztaty ekonomiczne dla dzieci.

Dla Autorów

Osoby pragnące podzielić się uwagami, komentarzami, a także zainteresowane możliwością współtworzenia Przeglądu Ekonomiczno-Społecznego zapraszamy do kontaktu za pośrednictwem naszego adresu mailowego: redakcja@pes.sknfm.pl

Zapraszamy również do odwiedzenia naszej strony internetowej: <http://pes.sknfm.pl>

Informacje dla Autorów odnośnie publikacji w PES

1. Artykuły prosimy wysyłać na adres redakcja@pes.sknfm.pl jako załączniki w formacie .doc (Word 97-2003).
2. Artykuły mogą być napisane w języku polskim, angielskim (British Spelling) lub niemieckim.
3. Autorzy zobowiązują się, że prawa autorskie do nadsyłanych tekstów będą wynikiem ich indywidualnej pracy twórczej oraz że teksty nie będą naruszały jakichkolwiek praw osób trzecich.
4. Tekst powinien być napisany czcionką Times New Roman (12 pkt).
5. Tabele i wykresy muszą być monochromatyczne i powinny być obiektami MS Office.
6. Tytuły i śródtytuły w tekście powinny być możliwie krótkie.
7. Wszystkie wzory i formuły matematyczne muszą być zapisane jako obiekty Microsoft Equation.
8. Tabele, wykresy i wzory muszą zachowywać ciągłą numerację w obrębie całego tekstu.
9. Odwołania do innych prac należy umieszczać w przypisie, zgodnie z podanym przykładem:

[...] W przypadku volume quotation system to aprecjacja powoduje wzrost kursu walutowego – za jednostkę aprecjonowanej waluty możemy teraz kupić więcej jednostek walut obcych³⁶.

³⁶ Gandolfo G., *International Finance and Open-economy Macroeconomics*, Berlin 2002, s. 7-8.

10. Odwołania do źródeł internetowych, podobnie jak do wydawnictw drukowanych, powinny znajdować się w przypisie, zgodnie z podanym przykładem:

Góra M., Chłoń-Domińczak A., Bukowski M., *Gaszenie pożaru benzyną*, „Dziennik.pl”, 2 grudnia 2009 r. [dostęp: 7 września 2010 r.], <http://wiadomosci.dziennik.pl/opinie/artykuly/103877,gaszenie-pozarubenzyna.html>.

11. Na końcu artykułu powinna znaleźć się uporządkowana alfabetycznie lista cytowanych w tekście źródeł bibliograficznych, zgodnie z podanym przykładem:

Bibliografia:

- Bessonova E., Kozlov K., Yudaeva K., *Trade liberalization, Foreign Direct Investment, and Productivity of Russian Firms*, wrzesień 2003,
- Budnikowski A., *Międzynarodowe stosunki gospodarcze*, Warszawa 2003,
- Ehlers K., *Russland in die WTO : Durchbruch oder Einbruch*, [w:] „Eurasisches Magazin”, styczeń 2007.

12. Artykuł powinien zawierać streszczenie w języku polskim.

13. Artykuł powinien zawierać również tytuł w języku angielskim, abstract odpowiadający treścią polskiemu streszczeniu oraz kody JEL.

Redakcja zastrzega sobie prawo do korekty językowej oraz stylistycznej nadesłanych artykułów.



STUDENCKIE KOŁO NAUKOWE
FINANSÓW I MAKROEKONOMII