

Polityka fiskalna i premia za ryzyko akcji na warszawskiej giełdzie

Paweł Radwański *

Nadesłany: 7 listopada 2017 r. Zaakceptowany: 15 kwietnia 2019 r.

Streszczenie

Artykuł przedstawia analizę wpływu zmian stawek podatkowych w Polsce na premię za ryzyko z akcji na warszawskiej giełdzie. W analizie wykorzystano strukturalny model wektorowej autoregresji (SVAR), do którego identyfikacji posłużyły narracyjne szoki podatkowe skonstruowane tak, aby minimalizować problem przewidywalności polityki fiskalnej. Otrzymane wyniki wskazują na wzrost premii za ryzyko w następstwie podwyżki podatków, mimo że jej wpływ na realny wzrost gospodarczy i inflację jest niewielki. Sugeruje to istotną rolę czynników behawioralnych w kształtowaniu premii za ryzyko zawartej w indeksie giełdowym.

Słowa kluczowe: premia za ryzyko, polityka fiskalna, SVAR, metoda narracyjna

JEL: C58, E62, G120

1. Wstęp

Poziom premii za ryzyko zawarty w cenach aktywów finansowych jest kluczową zmienną określającą atrakcyjność inwestycji. Determinuje decyzje podmiotów gospodarczych o alokacji kapitału pomiędzy szerokimi klasami aktywów finansowych, takimi jak akcje, obligacje czy rynek pieniężny. Decyzje te mają z kolei wpływ na dostępność finansowania, co wpływa na poziom inwestycji i wzrostu gospodarczego. Premia za ryzyko ma wpływ również na ocenę atrakcyjności inwestycji w środki trwałe. Jej znajomość umożliwia więc uszeregowanie wszystkich dostępnych inwestycji pod kątem atrakcyjności i wybór portfela maksymalizującego oczekiwaną stopę zwrotu przy danym ryzyku. Badanie czynników kształtujących premię za ryzyko jest ważne również z punktu widzenia polityki gospodarczej, której jednym z celów jest wywieranie wpływu na aktywność inwestycyjną. Osoby decydujące o polityce gospodarczej powinny być zainteresowane tym, jaki oraz na ile trwały jest jej wpływ na nastroje firm i gospodarstw domowych.

Premia za ryzyko definiowana jest jako różnica pomiędzy oczekiwaną stopą zwrotu z aktywów a stopą procentową wolną od ryzyka. Określa się ją także jako iloczyn „ilości” ryzyka, mierzonego np. odchyleniem standardowym stopy zwrotu (σ) oraz parametru reprezentującego tzw. awersję do ryzyka (λ). Oznaczając stopę zwrotu z aktywów ryzykownych oraz wolnych od ryzyka odpowiednio r i r_f oraz zakładając istnienie N źródeł niepewności, oczekiwany zwrot z inwestycji można zapisać jako:

$$E[r_t] - r_{f,t} = \sum_{i=1}^N \lambda_{t,i} \sigma_{t,i} \quad (1)$$

Premię mogą zatem kształtować trzy czynniki: poziom ryzyka, nastroje inwestorów (cena ryzyka) oraz stopa wolna od ryzyka. Analiza zależności pomiędzy polityką fiskalną a premią za ryzyko wymaga zdefiniowania każdej z tych kategorii, jak również samej polityki fiskalnej, której zmiany rozumiane są zazwyczaj jako zmiany deficytu finansów publicznych zachodzące po stronie przychodowej bądź wydatkowej. Jest to ważne również dlatego, że zmiany poszczególnych rodzajów opodatkowania, jak PIT bądź CIT, mogą mieć odmienne przełożenie na gospodarkę. Różnice mogą istnieć także dla poszczególnych rodzajów wydatków, jak inwestycyjne czy konsumpcyjne.

Zmiany nastawienia inwestorów wobec aktywów ryzykownych wynikają z wielu czynników, m.in. preferencji wobec konsumpcji bieżącej lub przyszłej. Awersja do ryzyka powinna być średnio niższa, gdy podmioty gospodarcze zwiększają oszczędności, czyli przesuują konsumpcję na kolejne okresy (Damodaran 2016). Wzrasta wtedy popyt na aktywa finansowe, takie jak akcje, a premia za ryzyko maleje. W przeciwnym przypadku zgromadzone wcześniej oszczędności nie są odnawiane, ceny aktywów spadają, a premia za ryzyko wzrasta¹. Sposób wyrażenia premii za ryzyko, jako iloczynu poziomu ryzyka i jego „ceny”, uwypukla też rolę czynników behawioralnych. Podmioty gospodarcze mogą bowiem zwiększyć swoją awersję do ryzyka nawet wtedy, gdy ich preferencje odnośnie do konsumpcji nie ulegają zmianie, co skutkuje wzrostem oferowanej na rynku premii.

Zmiany poziomu ryzyka na rynku mogą z kolei wynikać z ogólnej niepewności co do kondycji danego emitenta (ryzyko specyficzne) bądź z ogólnego stanu koniunktury (ryzyko systematyczne).

¹ Awersję do ryzyka mogą kształtować także inne czynniki, np. wiek inwestorów, przy czym niższy wiek towarzyszy zazwyczaj wyższej skłonności do akceptowania ryzyka. Jak pisze Damodaran (2016), czynnikiem, jaki może wpływać na awersję do ryzyka, może też być dostępność informacji.

W kontekście dalszej analizy należy podkreślić, że premia za ryzyko aktywów finansowych zawsze dotyczy wyłącznie ryzyka systematycznego, którego nie można zdywersyfikować. Inwestorzy nie mogą liczyć na dodatkową stopę zwrotu z tytułu ryzyka, które mogliby wyeliminować, inwestując w dobrze zdywersyfikowany portfel.

Kolejnym czynnikiem wpływającym na premię jest stopa wolna od ryzyka, a dokładniej to, jaka zmienna ją reprezentuje. Najczęściej spotykanym rozwiązaniem jest przyjęcie oprocentowania krótkoterminowych bonów skarbowych bądź rentowności długoterminowych obligacji². Pierwsze podejście zakłada, że inwestorzy mają jednookresowy, np. roczny, horyzont inwestycyjny. Jeśli jednak przyjąć, że inwestycje podejmowane są na więcej niż jeden okres, lepszym rozwiązaniem może być wykorzystanie obligacji długookresowych, jako lepiej przybliżających oczekiwaną stopę zwrotu.

W prezentowanym artykule podjęto próbę pomiaru wpływu polityki fiskalnej w Polsce na rynek finansowy, a dokładniej na premię za ryzyko indeksu WIG. Do analizy włączono też podstawowe zmienne makroekonomiczne, tak aby otrzymane wyniki można było porównać ze zmianami w sferze realnej i inflacji. Jako impuls fiskalny przyjęto zmianę obciążeń po stronie podatków, jako kategorii bardziej elastycznej i mniej zależnej od fazy cyklu koniunkturalnego niż w przypadku wydatków, których dużą grupę stanowią w Polsce tzw. wydatki sztywne³. W analizie wykorzystano strukturalny model VAR, do którego identyfikacji wykorzystano zmienną narracyjną. W pierwszej części artykułu przedstawione zostały wnioski z literatury, wskazujące na istnienie powiązań pomiędzy polityką fiskalną a premią za ryzyko. Kolejne rozdziały zawierają opis zastosowanej metody oraz omówienie wyników.

2. Przegląd literatury

Mechanizm wpływu impulsów fiskalnych na pożądaną przez inwestorów premię za ryzyko instrumentów finansowych jest rzadko poruszany w literaturze w sposób bezpośredni. Popularnym tematem jest natomiast wpływ polityki fiskalnej na stopę wolną od ryzyka bądź na sferę realną gospodarki. Często analizowany jest również związek pomiędzy stanem koniunktury a premią za ryzyko. Na podstawie dostępnej literatury można więc wnioskować, że istnieje co najmniej pośrednia zależność pomiędzy polityką fiskalną a premią za ryzyko instrumentów finansowych, oparta o jej wpływ na przebieg cyklu koniunktury lub stopę wolną od ryzyka.

Chatziantoniou, Duffy i Filis (2013) klasyfikują sposób, w jaki impulsy fiskalne mogą wpływać na sferę realną gospodarki w zależności od przyjętego podejścia, określanego jako klasyczne, keynesowskie bądź ricardiańskie. Zgodnie z pierwszym impuls fiskalny wypiera aktywność w sektorze prywatnym, przez co jest tym mniej skuteczny, im wyższe jest wykorzystanie mocy produkcyjnych. Podejście keynesowskie dopuszcza natomiast stabilizującą rolę polityki fiskalnej oraz istnienie mnożnika fiskalnego, przez co stymulacja fiskalna może prowadzić zarówno do wygładzenia cyklu gospodarczego, jak też do wzrostu PKB. Skuteczność stymulacji fiskalnej jest z kolei zerowa przy podejściu ricardiańskim, w którym każdy impuls spotyka się z przeciwną reakcją podmiotów gospodarczych po stronie oszczędności.

Istnienie związku pomiędzy stanem koniunktury a premią za ryzyko dopuszcza teoria finansów, zgodnie z którą premia zależy od kowariancji wypłat z aktywów z różnymi stanami gospodarki.

² Stopa wolna od ryzyka jest zmienną nieobserwowalną, szczególnie w kategoriach realnych, gdy niepewna jest zmiana poziomu cen w okresie od początku do końca inwestycji.

³ Wydatki sztywne określa się też jako prawnie zdeterminowane. W Polsce udział tej kategorii w wydatkach ogółem rósł szybko w latach 1999–2010, kiedy zbliżył się do 75% (www.sejm.gov.pl).

Wyglądzenie wahań koniunktury prowadzi wtedy do spadku niepewności co do przyszłego poziomu dochodów i konsumpcji, której wahania mogą skutkować realokacją w ramach portfela aktywów. Antycypując spadek przyszłego dochodu, gospodarstwa domowe mogą preferować aktywa bezpieczne, których wypłaty są nisko skorelowane ze zmianami konsumpcji, jak np. obligacje skarbowe. W takiej sytuacji premia za ryzyko konieczna, aby skłonić je do zakupu aktywów ryzykownych, musi wzrosnąć.

Ważną analizę mnożnika fiskalnego przedstawiają Blanchard i Perotti (2002). Wykorzystując strukturalny model VAR, autorzy stwierdzają istnienie korzystnego wpływu ekspansywnej polityki fiskalnej na wzrost gospodarczy. Innym interesującym wnioskiem jest równoczesny, niekorzystny wpływ zwiększenia wydatków państwa na inwestycje, a więc występowanie efektów wypierania. Auerbach i Gorodnichenko (2012) dokonują szczegółowej analizy wielkości mnożnika fiskalnego w zależności od kategorii wydatku i momentu w cyklu koniunkturalnym. Za pomocą przełącznikowego modelu VAR stwierdzają, że mnożnik jest dodatni i zdecydowanie większy w fazie recesji niż w fazie przyspieszania gospodarki. Podobne wnioski przedstawiają w swojej pracy Baum i Koester (2011).

Mountford i Uhlig (2009) proponują metodę analizy impulsów fiskalnych opartą o restrykcje na znak (*sign restrictions*). Rezultaty potwierdzają korzystny wpływ obniżki podatków na PKB, który jest porównywalny z wynikami Blancharda i Perotti (2002). Ważną cechą zastosowanej metody jest możliwość uwzględnienia znacznych opóźnień pomiędzy ogłoszeniem zmiany podatków a jej wprowadzeniem, co autorzy osiągają dzięki restrykcjom na kierunek funkcji reakcji w kolejnych okresach od wystąpienia impulsu. Autorzy wskazują też na korzystny w krótkim okresie wpływ wzrostu wydatków publicznych na PKB, który jednak następnie prowadzi do obniżenia wzrostu gospodarczego.

Podobnie jak Blanchard i Perotti (2002) Mountford i Uhlig (2009) stwierdzają niekorzystny wpływ wzrostu wydatków publicznych na inwestycje. Autorzy stwierdzają analogiczną reakcję na wzrost podatków, przy czym efekt ten jest silniejszy niż w przypadku zmian wydatków publicznych. Wnioski te są szczególnie interesujące z perspektywy badań premii za ryzyko, gdyż dynamika inwestycji może wykazywać związki z oczekiwaną stopą zwrotu z akcji, zgodnie z Investment-Based CAPM analizowanym przez Li, Vassalou i Xing (2001).

Innym niż SVAR i restrykcje na znak podejściem do analizy impulsów fiskalnych jest metoda narracyjna. Romer i Romer (2010) stwierdzają silny, stymulujący wpływ obniżki podatków na PKB, podkreślając jednocześnie znaczenie rozdzielania w analizie zmian wynikających z czynników cyklicznych od zmian o charakterze egzogenicznym. Autorzy wskazują też, że większość zmian w podatkach jest zapowiadana i dyskutowana na długo przed wejściem w życie (*fiscal foresight*), przez co trudno uznać je za niespodziewane, nawet jeśli nie wynikały z wahań zmiennych makroekonomicznych w ramach cyklu koniunktury. Impuls fiskalny może być oczekiwany m.in. przez ekspertów śledzących rynki finansowe. Identyfikacja szoków po stronie polityki fiskalnej stanowi zatem główny problem w analizie wpływu polityki fiskalnej na gospodarkę, a tym bardziej na rynki finansowe i premię za ryzyko.

Antycypacja zmian w polityce fiskalnej jest blisko związana ze stabilnością finansów publicznych (*policy sustainability*). Poziomowi wydatków publicznych, który zostanie uznany za zbyt wysoki lub zbyt niski, mogą towarzyszyć oczekiwania na zacieśnienie lub poluzowanie polityki fiskalnej w przyszłości, co automatycznie powinno wywoływać dostosowanie cen na rynkach finansowych. Sytuacja, w której finanse publiczne są zrównoważone, zwiększa również możliwości rządu do interwencji, mającej na celu stabilizację koniunktury. Nie można więc wykluczyć, że odpowiedzialna polityka fiskalna sama w sobie może zachęcać do inwestycji w aktywa o wyższym ryzyku, czyli takie, których stopy zwrotu są wysoko skorelowane z wahaniami cyklu koniunktury.

Temat premii za ryzyko z akcji analizowany jest w literaturze finansów za pomocą modeli czynnikowych. W jednej z najbardziej znanych prac Fama i French (1992) stwierdzają, że premię za ryzyko akcji kształtują trzy czynniki: *small minus big* (SMB), *high minus low* (HML) i *market risk*⁴. Liew i Vassalou (2000) stwierdzają natomiast, że czynniki SMB i HML mogą służyć do prognozowania wzrostu gospodarczego. W innym artykule (Vassalou 2003) autorka stwierdza, że czynniki SMB i HML mogą być nawet całkowite wyparte z modelu premii, jeśli wprowadzić do niego informacje o przyszłym wzroście gospodarki⁵. Lettau, Ludvigson i Wachter (2007) łączą z kolei wahania premii za ryzyko z wahaniami zmiennych realnych. Wszystkie powyższe wyniki sugerują, że zmiany polityki fiskalnej mogą wpływać na premię za ryzyko z akcji, jeśli tylko impuls fiskalny będzie uznany za wpływający na stan koniunktury.

Barro (2006) zwraca uwagę na ryzyko znacznego załamania koniunktury (*rare disasters*) jako czynnik kształtujący premię za ryzyko akcji. Autor szacuje ryzyko wystąpienia skrajnie niekorzystnych zjawisk i stwierdza, że uwzględnienie ich w modelu wyceny akcji pomaga wyjaśnić okresy wysokiej premii za ryzyko. Za takim wnioskiem przemawiają też wyniki otrzymane przez Wachter (2013), wskazujące na ryzyko znacznego spadku konsumpcji, za które inwestorzy oczekują dodatkowej premii.

Znaczenie konsumpcji w kształtowaniu premii jest w literaturze analizowane już od dłuższego czasu. Na istotność jej wahań zwracają uwagę m.in. Campbel i Cochrane (1999), którzy wskazują, że spadek konsumpcji w kierunku poziomu uznanego za „normalny” (*habit level*) wywołuje wzrost awersji do ryzyka i wzrost premii. Podobne wnioski otrzymuje Constantinides (1990). Przyzwyczajenie gospodarstw domowych do pewnego poziomu konsumpcji może zatem sprawiać, że nawet niewielkie zmiany jej poziomu będą powodowały znaczne wahania użyteczności. Wątek wahań konsumpcji i ich wpływu na premię za ryzyko poruszany jest też w kontekście różnic w preferencjach. Epstein i Zin (1991) przedstawiają funkcję użyteczności, w której gospodarstwa domowe preferują ścieżkę konsumpcji o niższej wartości oczekiwanej względem ścieżki o wyższej wartości oczekiwanej, ale też o wyższej wariancji. Wspomniane wyniki są tym bardziej interesujące, że obrazują wahania premii za ryzyko także poprzez zmiany jej „ceny”, a nie tylko „ilości”, jak to ma miejsce w przypadku przyjęcia stałej awersji do ryzyka (*constant relative risk aversion*) w podejściu Mehra i Prescottta (1985).

Wśród prac bezpośrednio odnoszących się do tematu premii za ryzyko i zmian kategorii fiskalnych warto wspomnieć o artykule Pastora i Veronesi (2013), którzy analizują odpowiedź rynku akcji na impuls ze strony polityki gospodarczej i stwierdzają dwa efekty. Pierwszy działa w kierunku spadku oczekiwanej premii za ryzyko, co autorzy łączą z tym, że podejmowane działania, np. luzowanie fiskalne, mają zwykle na celu poprawę koniunktury. Drugi efekt ma przeciwny kierunek, co autorzy łączą ze wzrostem niepewności odnośnie do skuteczności nowo podejmowanych działań. Siła pierwszego efektu zależy, zdaniem autorów, od fazy cyklu koniunkturalnego oraz od tego, na ile wprowadzane zmiany będą uznane za korzystne, przy czym średnio drugi z efektów jest silniejszy. Podobne zagadnienie analizują Agnello i Sousa (2013). Za pomocą panelowego modelu VAR dla dziesięciu krajów stwierdzają, że stymulujący impuls fiskalny prowadzi początkowo do spadku cen akcji (wzrostu premii za ryzyko), co autorzy łączą z efektem wypierania. Wyniki wskazują jednak na to, że z czasem impuls może wspierać ceny akcji, o ile przekłada się na stabilizację koniunktury.

⁴ SMB oznacza różnicę w stopie zwrotu ze spółek małych i dużych. Czynniki HML oznacza różnicę w stopie zwrotu spółek o wysokim i niskim wskaźniku cena do wartości księgowej. *Market risk* rozumiany jest jako zwrot z całego rynku ponad stopę wolną od ryzyka.

⁵ Zmiennymi takimi są portfele akcji i obligacji, których zachowanie odzwierciedla zmiany PKB.

Analizy siły obydwu efektów podejmują się Krishnamurthy i Vissing-Jorgensen (2012). Wskazują oni, że wzrost zadłużenia skarbu państwa konieczny do sfinansowania impulsu fiskalnego musi prowadzić do wyższych stóp procentowych, aby przyciągnąć dodatkowy popyt na rynek obligacji. Podmioty gospodarcze dokonują realokacji portfela z akcji w kierunku obligacji, co prowadzi do wzrostu oczekiwanej stopy zwrotu z instrumentów ryzykownych. Wyniki wskazują jednak, że skala tego efektu jest mniejsza niż wzrost rentowności obligacji w następstwie wzrostu ich podaży, przez co premia za ryzyko się zmniejsza. Podobne wyniki otrzymują Gomes, Michaelides i Polkovnichenko (2013).

Wpływ polityki fiskalnej na premię stwierdzają również Kraus i Winter (2015), przy czym kładą oni nacisk na rolę pośredników finansowych. Wykorzystując metodę narracyjną, pokazują, że wzrost stawek podatku dochodowego prowadzi do wzrostu premii obligacji korporacyjnych, co autorzy łączą ze zmianą kosztu i podaży kredytu. Wskazanie w artykule na istotną rolę stanu bilansów pośredników finansowych w kształtowaniu premii sugeruje, że także inne zmiany regulacyjne dotyczące sektora bankowego mogą przekładać się na premię za ryzyko. Jest to szczególnie istotne w okresie wzrostu znaczenia tzw. nadzoru makroostrożnościowego nad sektorem finansowym.

W kontekście badań wykonanych dla Polski zdecydowana większość analiz skutków zmian polityki gospodarczej dotyczy polityki pieniężnej banku centralnego, jak np. Kokoszcyński i in. (2002), którzy analizują m.in. długość czasu transmisji impulsu pieniężnego. Szczegółowy opis transmisji impulsów pieniężnych przedstawiają też Chmielewski i in. (2018).

Wśród analiz impulsów fiskalnych na uwagę zasługuje z kolei artykuł Hauga, Jędrzejowicz i Sznajderskiej (2013). Autorzy wykorzystują model SVAR do badania połączonych szoków fiskalnych i monetarnych, wykorzystując przy tym zmienne narracyjne. Autorzy wskazują na istotność wspólnej analizy obydwu rodzajów impulsów, jednak nie badają ich przełożenia na premię za ryzyko. Temat premii podejmuje natomiast Krześniak (2005), którego wyniki sugerują relatywnie niewielką rolę ryzyka niewypłacalności w kształtowaniu premii za ryzyko obligacji korporacyjnych notowanych na rynku CeTO. Znacznie większe znaczenie dla premii autor przypisuje niskiej płynności tego rynku.

3. Premia za ryzyko na warszawskiej giełdzie

Wyznaczenie premii za ryzyko na rynku akcji jest zadaniem, do którego można podejść na kilka sposobów. Najprostszym jest analiza zrealizowanej premii za ryzyko. Główną zaletą tego podejścia jest wysoka dostępność danych, natomiast wadą jest ograniczona przydatność wyników z uwagi na ich historyczny charakter. Innym podejściem może być wykorzystanie wybranego modelu wyceny akcji, np. modelu Gordona. W tym przypadku premię wyznaczyć można jako stopę dyskontową zrównującą bieżącą cenę akcji lub indeksu z wartością bieżącą przyszłych dywidend, pomniejszoną następnie o przyjętą stopę wolną od ryzyka. Wadą tego podejścia jest konieczność przyjęcia założeń odnośnie do przyszłego strumienia dywidend, co może mieć znaczny wpływ na wyniki. Otrzymane w ten sposób szacunki mają natomiast charakter antycypacyjny (*forward-looking*), co podnosi ich wartość w kontekście dalszych analiz. Jeszcze inne podejście proponują Ibbotson i Chen (2003), którzy dzielą premię za ryzyko na oczekiwaną inflację, oczekiwany wzrost zysków przypadających na akcję, oczekiwany wzrost wskaźnika P/E (relacja ceny do zysku) oraz oczekiwany dochód, m.in. z dywidend. Wyznaczona w ten sposób premia również ma charakter antycypacyjny, jednak ograniczeniem metody jest niska dostępność danych oraz konieczność przyjęcia założeń m.in. odnośnie do wzrostu zysków przypadających na akcję czy też oczekiwanej inflacji.

Podejście oparte na przyjęciu założeń odnośnie do poszczególnych komponentów premii, np. oczekiwanej inflacji, jest często wykorzystywane przez ekspertów giełdowych, których prognozy dostępne są w ankietach przeprowadzanych przez prasę branżową i serwisy informacyjne. Publikowane prognozy mogą zostać wykorzystane jako miara oczekiwanej stopy zwrotu z akcji bądź indeksu. Zarówno zaangażowanie, jak też doświadczenie i liczba analityków giełdowych biorących udział w ankietach mogą jednak ulegać zmianom, co niesie ryzyko mniejszej dokładności zebranych w ten sposób danych.

Podejściem, które nie wymaga przyjmowania założeń, a jednocześnie pozwala uzyskać wyniki mające charakter antycypacyjny, jest oszacowanie premii w oparciu o wskaźniki, co do których można przypuszczać, że niosą w sobie informacje o przyszłych stopach zwrotu z akcji. Literatura finansów poświęca tej tematyce wiele uwagi. Wśród zmiennych, dla których stwierdzono własność prognozowania stóp zwrotu z akcji (*risk premium predictability*), wskazać można m.in. stopę dywidendy (Fama, French 1988), stopę inflacji (Campbel, Vuolteenaho 2004), nominalne stopy procentowe (Fama, French 1989) bądź zmienność (Guo, Savickas 2006).

W tym artykule oszacowano premię w oparciu o zestaw zmiennych łączący popularne w literaturze zmienne fundamentalne z wybranymi wskaźnikami analizy technicznej⁶, zgodnie z Neely i in. (2014). W przeciwieństwie do zmiennych fundamentalnych druga grupa wskaźników nie jest w literaturze dokładnie zbadana pod kątem prognozowania stóp zwrotu z akcji, mimo że niektóre badania (np. Ahn, Conrad, Dittmar 2003) wskazują na zyskowność strategii opartych na wskaźnikach analizy technicznej. Podczas gdy wskaźniki makroekonomiczne mogą być przydatne w prognozowaniu stóp zwrotu poprzez związek z wynikami finansowymi osiąganymi przez spółki, potencjalna przydatność wskaźników technicznych wynika głównie z tego, że obrazują one nastroje inwestorów. Wykorzystanie wskaźników technicznych dopuszcza zatem, że ceny akcji mogą okresowo odbiegać od ich wartości fundamentalnej wyłącznie z uwagi na czynniki behawioralne. Potencjalna przydatność wskaźników technicznych wynika również z możliwości oceny na ich podstawie, czy dostępne informacje zostały już uwzględnione w cenach akcji, o czym piszą m.in. Treynor i Ferguson (1985). Zdaniem Neely i in. (2014) uzasadnia to włączenie wybranych zmiennych technicznych do zestawu zmiennych prognozujących stopy zwrotu z akcji i tym samym opisujących premię za ryzyko. Otrzymane przez autorów wyniki wskazują, że pozwala to uzyskać szereg premii wykazujący większą antycykliczność niż w przypadku szeregu oszacowanego wyłącznie za pomocą zmiennych fundamentalnych, szczególnie w punktach zwrotnych cyklu koniunkturalnego.

Powtórzenie badania Neely i in. (2014) dla Polski jest utrudnione z uwagi na ograniczoną dostępność niektórych danych. Dotyczy to spreadu obligacji korporacyjnych o podwyższonym ryzyku wobec obligacji o ratingu AAA (*default yield spread*) oraz różnicy w zrealizowanych stopach zwrotu korporacyjnych obligacji ryzykownych względem zrealizowanych stóp zwrotu z emisji o ratingu AAA (*default return spread*). Z powodu braku danych zastąpiono też oprocentowanie trzymiesięcznych bonów skarbowych oprocentowaniem miesięcznych⁷ depozytów międzybankowych. Wykorzystany zestaw zmiennych fundamentalnych obejmuje następujące wskaźniki: dywidenda/cena (*dividend-price ratio*), dywidenda/cena ($t - 12$) (*dividend yield*), odwrotność wskaźnika cena/zysk (*earnings-price ratio*), stopa dywidendy (*dividend payout ratio*), roczne odchylenie standardowe stóp zwrotu indeksu (*volatility*), wartość netto nowych emisji/kapitalizacja (*net equity expansion*), oprocentowanie miesięcznych depozy-

⁶ Łącznie czternaście wskaźników technicznych generujących sygnał kupna w oparciu o średnie krótko- i długookresowe, dynamikę rynku (*momentum*) oraz zmiany wolumenu transakcji (*on balance volume*).

⁷ Trzymiesięczna stawka cechuje się znacznie mniejszą płynnością niż depozyt miesięczny, przez co jej wahania mogą w mniejszym stopniu odzwierciedlać zmiany popytu na pieniądź.

tów międzybankowych, rentowność obligacji skarbowych stanowiących dziesięcioletni benchmark oraz ich absolutna roczna stopa zwrotu, różnica rentowności dziesięcioletnich obligacji i depozytu miesięcznego oraz opóźniona o miesiąc roczna stopa inflacji CPI. Następnie na zebranych danych wykonano analizę głównych składowych⁸, za pomocą których oszacowano równanie:

$$r_{t+1} - r_{f,t+1} = \alpha + \beta_i PC_{i,t} + \gamma_{t+1} \quad (2)$$

gdzie:

- r_{t+1} – zrealizowana stopa zwrotu z indeksu WIG w okresie od t do $t+1$,
- $r_{f,t+1}$ – stopa miesięcznego depozytu na rynku międzybankowym w okresie od t do $t+1$,
- $PC_{i,t}$ – wartość i -tej głównej składowej w okresie t .

Wartości dopasowane równaniem (2) określane są premią za ryzyko i opisują oczekiwaną stopę zwrotu z instrumentu ryzykownego ponad stopę wolną od ryzyka. Wyznaczenie premii za ryzyko dla indeksu WIG wymaga, aby jego stopa zwrotu była choćby w niewielkiej części prognozowalna, co można sprawdzić, testując, czy $\beta_i = 0$. W przypadku gdy analizowane zmienne nie mają własności prognozykownych, równanie (2) sprowadza się do stałej premii za ryzyko. Niektóre zmienne objaśniające, mimo że są znane w chwili t , mogą jednak wykazywać korelację ze składnikiem losowym równania (2). Problem ten jest w literaturze finansów określane jako *Stambaugh bias* i sprawia, że oszacowania parametrów β_i otrzymane metodą najmniejszych kwadratów (MNK) mogą być obciążone. W przypadku gdy wspomniana korelacja jest dodatnia (ujemna), oszacowania współczynników regresji oraz statystyki t są zaniżone (zawyżone). Obciążenie zbiega natomiast do zera wraz ze wzrostem długości próby bądź gdy korelacja nie występuje (Stambaugh 1999). Jedną z metod umożliwiających pomiar obciążenia estymatorów parametrów β_i oraz błędów ich oszacowania jest symulacja *bootstrap*, która pozwala też uwzględnić, że składnik losowy równania (2) może być heteroskedastyczny oraz pochodzić z rozkładu innego niż normalny.

Estymację równania (2) przeprowadzono metodą MNK na danych miesięcznych z okresu od września 2003 r. do grudnia 2017 r. Dla większości głównych składowych nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, natomiast współczynniki przy dwóch składowych (PC1 i PC7) okazały się statystycznie różne od zera, wyjaśniając 6,2% wariancji stopy zwrotu indeksu WIG ponad stopę wolną od ryzyka. Statystyczną istotność potwierdziła też symulacja *bootstrap*. Dla jej przeprowadzenia przyjęto, że zmienne PC1 i PC7 poruszają się procesem autoregresyjnym⁹, którego składnik losowy może korelować ze składnikiem losowym równania (2). Symulacja polegała na łącznym losowaniu zrealizowanych reszt z równania (2) oraz pochodzących z tego samego okresu reszt modelu VAR, które były następnie dodawane do dopasowanych wartości odpowiednich zmiennych. W każdej iteracji¹⁰ dokonywano estymacji parametrów równania (2) metodą KMNK, zapisując wartości oszacowanych parametrów. Uzyskane wyniki potwierdziły statystyczną istotność zmiennych PC1 i PC7. W przypadku zmiennej PC1 uzyska-

⁸ Wartości na koniec okresu. Analiza głównych składowych w programie Eviews, z wykorzystaniem macierzy korelacji. Wykorzystanie głównych składowych jest w tym przypadku wskazane z uwagi na silną korelację, jaka może występować pomiędzy zmiennymi.

⁹ Model VAR w postaci zredukowanej, uwzględniający pięć opóźnień. Rząd opóźnień dobrano tak, aby składnik losowy nie wykazywał autokorelacji. Zarówno dla zmiennej PC1, jak i dla PC7 test ADF pozwala na odrzucenie hipotezy o niestacjonarności z p -value na poziomie odpowiednio 4,0% oraz 0,4%. Korelacja składnika losowego równania predykcji ze składnikami losowymi VAR dla PC1 i PC7 wynosiła odpowiednio 0,1 i 0,02.

¹⁰ Analiza *bootstrap* obejmowała 10 tys. powtórzeń.

na w wyniku symulacji wartość statystyki t była nawet wyższa niż oszacowana KMNK, co jest zgodne z dodatnim kierunkiem korelacji jej składnika losowego z resztami równania (2). Pełne wyniki estymacji zawiera tabela 1. Miesięczne szacunki premii za ryzyko zostały następnie przekształcone na kwartalne¹¹, aby umożliwić ich łączną analizę z pozostałymi danymi makroekonomicznymi. Oszacowany szereg kwartalnej premii za ryzyko przedstawia wykres 3.

Premia wykazuje wyraźny charakter antycykliczny, tj. rośnie (spada) w okresach, gdy luka popytowa¹² jest ujemna (dodatnia). W analizowanym okresie najwyższe wartości premii obserwowane były w czasie kryzysu w 2009 r. oraz w okresie spowolnienia gospodarczego w 2005 r. Minima przypadają natomiast na początek 2008 r., co wskazuje na znaczne przewartościowanie akcji w okresie przed kryzysem finansowym oraz na przełomie 2011 i 2012 r., co można z kolei wiązać z kulminacją wzrostu PKB i wysokim wykorzystaniem funduszy unijnych przed Euro 2012.

4. Zmienne narracyjne

Wybierając metodę identyfikacji impulsów podatkowych, konieczne jest uwzględnienie długich odstępów czasu od momentu ogłoszenia zmian w polityce fiskalnej do jej wejścia w życie (*fiscal foresight*), przez co zmienne takie jak giełda mogą reagować na zmiany znacznie szybciej, niż jest to widoczne w zmianie wpływów podatkowych. Jedną z metod rozwiązania tego problemu jest wykorzystanie zmiennej narracyjnej. Klasyczne podejście narracyjne zaproponowane przez Romera i Romer (2010) bazuje na analizie historycznych zmian w podatkach, tj. na wyszukaniu momentów ich ogłoszenia, wejścia w życie oraz szacowanego efektu, np. w postaci dodatkowej kwoty wpływu. Wadą tego podejścia, na którą wskazują Mertens i Ravn (2013), jest ryzyko znacznego błędu pomiaru, jaki może powstać na etapie zbierania danych¹³. Autorzy proponują w zamian podejście polegające na wykorzystaniu zmiennej narracyjnej jako instrumentu do identyfikacji modelu SVAR, które zostało wykorzystane w tym artykule.

W celu utworzenia zmiennej narracyjnej dla Polski przeprowadzono analizę historycznych zmian stawek VAT, akcyzy oraz PIT i CIT. Jako główne źródła danych wykorzystano publikacje Ministerstwa Finansów, tj. omówienia sprawozdań z wykonania budżetu, uzasadnienia do projektów ustaw budżetowych i założenia do ustaw budżetowych. Publikacje te zawierają wiele informacji o wyrażonych kwotowo, szacunkowych skutkach zmian w podatkach. Niestety w wielu przypadkach brakuje informacji o dacie uchwalenia bądź wejścia w życie zmian w przepisach. Informacje te pozyskano, sprawdzając na stronach internetowych Sejmu RP terminy wydania i wejścia w życie przepisów. W kilku przypadkach kwotowe szacunki zmian w podatkach pochodzą z artykułów prasowych, nawiązujących do innych dokumentów rządowych, bądź z wypowiedzi członków i przedstawicieli rządu.

Uzyskane w ten sposób dane o zmianach w podatkach przypisano do odpowiednich kwartałów na podstawie daty wejścia w życie, chyba że następowało to w ostatnich dniach miesiąca kończącego

¹¹ Kwartalne wartości premii obliczono jako sumę oczekiwanych, logarytmicznych zmian indeksu w kolejnych miesiącach.

¹² Luka popytowa oszacowana filtrem HP z parametrem $\lambda = 1600$ na odsezonowanym szeregu PKB *per capita* w cenach stałych 2010 r. Wartość luki wyrażono w procentach produktu potencjalnego. W analizowanym okresie współczynnik korelacji premii z luką popytową wynosił -0,48.

¹³ Mertens i Ravn (2013) sugerują, że szacunkowe zmiany wpływów podatkowych podawane na etapie przygotowania zmian legislacyjnych mogą być niedoszacowane. Na etapie ich kalkulacji przyjmuje się bowiem zazwyczaj, że pozostałe zmienne gospodarcze nie ulegają zmianie. Nie musi to być prawdą, gdyż zmiany stawek podatkowych mogą oddziaływać na poziom podstawy podatkowej.

kwartał – wtedy wartość przypisano do kwartału następnego¹⁴. Otrzymany w ten sposób szereg zawiera 21 obserwacji, łącząc zarówno podatki pośrednie (VAT i akcyza) oraz bezpośrednie (PIT i CIT)¹⁵. Zgromadzone dane narracyjne odnoszą się do wpływów wyrażonych w skali roku. Najważniejsze informacje o zebranych danych zawiera tabela 2.

5. Analiza empiryczna

Narzędziem analizy był model VAR zawierający sześć zmiennych¹⁶: wpływy podatkowe budżetu centralnego (podatki), wydatki budżetu centralnego (wydatki), PKB, indeks cen konsumenckich (CPI), średnie oprocentowanie miesięcznych depozytów międzybankowych (oprocentowanie depozytów) oraz oszacowany szereg premii za ryzyko (premia). Każdy szereg obejmował 56 kwartalnych obserwacji od I kwartału 2004 r. do IV kwartału 2017 r.

Wpływy podatkowe budżetu centralnego wyznaczono na podstawie danych Ministerstwa Finansów, sumując przychody z VAT, PIT, CIT i akcyzy w danym kwartale. Wydatki obejmują łączną kwotę wydatków budżetu państwa¹⁷. Podobnie jak w artykule Blancharda i Perotti (2002) szeregi PKB oraz podatków i wydatków budżetu przedstawiono w kategoriach na mieszkańca¹⁸, urealnionych następnie deflatorem PKB¹⁹. Wszystkie zmienne, oprócz premii za ryzyko i oprocentowania depozytów, zostały odsezonowane i zlogarytmowane.

Przeprowadzone testy stacjonarności wykazały, że dla zbudowanych w ten sposób zmiennych, z wyjątkiem premii, nie można odrzucić hipotezy o istnieniu pierwiastka jednostkowego²⁰. Zmienne te zostały włączone do modelu jako pierwsze różnice, wyrażone w punktach procentowych. W przypadku indeksu CPI przyrosty kwartalne annualizowano.

¹⁴ Przyjęto, że zakwalifikowanie zmiany podatkowej do szeregu narracyjnego wymaga, aby od daty jej uchwalenia do momentu wejścia w życie upłynął najwyżej jeden kwartał. Dzięki temu daną zmianę można z mniejszym ryzykiem błędu ocenić jako nieoczekiwaną, co zmniejsza problem przewidywalności polityki fiskalnej (*fiscal foresight*) na dalszym etapie analizy. Z uwagi na znaczną skalę zmiany obciążenia podatkowego wyjątek dopuszczono tylko dla obniżki składki rentowej (klasyfikacja jako PIT) w 2008 r. (200 dni) oraz dla zmiany akcyzy w 2004 r. (99 dni). Mimo zapowiedzi obniżka składki rentowej nie była pewna z uwagi na przyspieszone wybory parlamentarne w październiku 2007 r.

¹⁵ W analizie uwzględniono także wprowadzony w 2012 r. podatek od wydobycia kopalin oraz tzw. podatek bankowy, które z uwagi na bezpośredni wpływ na wyniki finansowe firm włączono do szeregu CIT.

¹⁶ Model zawierał też dwie zmienne zero-jedynkowe dla pierwszego kwartału 2007 r., kiedy nastąpiła zmiana schematu sezonowości w danych o wzroście gospodarczym, oraz pierwszego kwartału 2009, a więc w chwili wystąpienia światowego kryzysu na rynkach finansowych. Oprócz tego wykorzystano zmienne zero-jedynkowe dla przełomu 2016 i 2017 r., kiedy nastąpiło znaczne przesunięcie po stronie wpływów podatkowych, oraz dla przełomu 2007 i 2008 r., kiedy miało miejsce znaczne przesunięcie wydatków. Zastosowano model z jednym opóźnieniem, wskazanym zarówno przez kryterium SC, AIC, jak i HQ. Testy statystyczne nie dały podstaw do odrzucenia hipotez o braku autokorelacji, homoskedatyczności oraz o rozkładzie normalnym składnika losowego.

¹⁷ Wydatki budżetu centralnego obejmują zarówno wydatki bieżące, jak też inwestycyjne.

¹⁸ Wykorzystanie PKB na mieszkańca jest uzasadnione, zakładając, że stan posiadania jednostek oraz oczekiwane jego zmiany wpływają na decyzje o alokacji kapitału pomiędzy aktywa ryzykowne i bezpieczne.

¹⁹ Ceny stałe z 2010 r. Wykorzystanie PKB na mieszkańca jako miary przyrostu realnego majątku podmiotów gospodarczych w danym okresie odpowiada hipotezie, że stan posiadania jednostek oraz oczekiwane jego zmiany mogą wpływać na decyzje o alokacji kapitału pomiędzy aktywa ryzykowne i bezpieczne.

²⁰ Test ADF – równanie ze stałą i automatycznym wyborem opóźnienia. *P-value* dla podatków, wydatków, PKB, CPI, depozytów i premii wyniosło odpowiednio 0,84, 0,95, 0,98, 0,72, 0,74 oraz 0,0063.

6. Identyfikacja modelu VAR za pomocą zmiennej narracyjnej

Analizę empiryczną przeprowadzono w oparciu o strukturalny model VAR²¹:

$$AY_t = \sum_{j=1}^n Z_j Y_{t-j} + \varepsilon_t = \sum_{j=1}^n Z_j L^j Y_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

gdzie A i Z są macierzami parametrów, L^j oznacza operator opóźnienia rzędu j , natomiast ε_t oznacza wektor niezależnych składników losowych o wartości oczekiwanej zero i jednostkowej wariancji.

Model możemy też zapisać w postaci zredukowanej jako:

$$Y_t = \sum_{j=1}^n C_j L^j Y_t + B \varepsilon_t = \sum_{j=1}^n C_j L^j Y_t + u_t \quad (4)$$

gdzie

$$C_j = A^{-1} Z_j, \quad B = A^{-1}$$

oraz dodatkowo:

$$u_t = B \varepsilon_t \quad (5)$$

Wektor u_t zawiera składniki losowe w postaci zredukowanej o wartości oczekiwanej zero i kowariancji BB' . Dla modelu o n zmiennych oszacowanie macierzy BB' dostarcza $n(n+1)/2$ restrykcji niezbędnych do identyfikacji ε_t . Warunkiem koniecznym do identyfikacji modelu jest nałożenie dodatkowych $n(n-1)/2$ restrykcji, np. poprzez zastosowanie dekompozycji Cholesky'ego.

Do identyfikacji mogą też posłużyć zmienne narracyjne, pełniące funkcję *proxy* dla nieznanymi strukturalnych reszt modelu. Przyjmując, że chcemy zidentyfikować k szoków, dla których dostępne są *proxy*, wektor ε_t można zapisać w podziale na partycje w postaci równania (6), gdzie ε_{1t} oznacza tę część, dla której *proxy* są dostępne.

$$\varepsilon_t = [\varepsilon_{1t}' \quad \varepsilon_{2t}']' \quad (6)$$

Jeśli wektor zmiennych *proxy* oznaczmy jako m_t , jego liniową zależność z szokami strukturalnymi możemy zapisać jako:

$$E[m_t \varepsilon_{1t}'] = \phi \quad (7)$$

$$E[m_t \varepsilon_{2t}'] = 0 \quad (8)$$

Równanie (7) oznacza, że korelacja pomiędzy zmienną *proxy* a odpowiadającym jej wektorem strukturalnych reszt jest niezerowa. Podział na partycje można przeprowadzić także na macierzy B :

$$B = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix} \quad (9)$$

²¹ Wykorzystaną w tym artykule metodę omawiają m.in. Mertens i Ravn (2013), Stock i Watson (2012) oraz Ramey (2016).

Na podstawie warunków (5), (7) i (8) można pokazać, że macierz kowariancji pomiędzy m_t a resztami u_t zredukowanej postaci modelu VAR ma postać:

$$\Sigma_{mu'} = E[m_t u_t'] = \phi \beta_1' \quad (10)$$

gdzie:

$$\beta_1 = [\beta_{11}' \quad \beta_{21}']'$$

Równanie (10) dostarcza $(n-k)k$ nowych restrykcji, jakie można nałożyć na macierz B . Problemem pozostaje jednak nieznanosć elementów macierzy ϕ , dla której Mertens i Ravn przyjmują jedynie założenie odwracalności. Problem ten można rozwiązać, dzieląc macierz $\Sigma_{mu'}$ na partycje i zapisując (10) jako:

$$[\phi \beta_{11}' \quad \phi \beta_{21}'] = [\Sigma_{mu_1'} \quad \Sigma_{mu_2'}] \quad (11)$$

co prowadzi do następujących równań:

$$\phi \beta_{11}' = \Sigma_{mu_1'}$$

$$\phi \beta_{21}' = \Sigma_{mu_2'}$$

Eliminując ϕ oraz wykorzystując zależność $(X')^{-1} = (X^{-1})'$, otrzymujemy:

$$\beta_{21} = [\Sigma_{mu_1'}^{-1} \quad \Sigma_{mu_2'}] \beta_{11}' \quad (12)$$

Znając elementy macierzy $\Sigma_{mu'}$, można nałożyć na macierz B restrykcje potrzebne do identyfikacji szoków ε_{1t} . W tym celu należy wyznaczyć kowariancję reszt u_{1t} ze zmiennymi narracyjnymi, co polega na regresji u_{2t} na u_{1t} z wykorzystaniem m_t jako instrumentu. W oparciu o restrykcje dane równaniem (12) należy następnie dokonać identyfikacji modelu i wyznaczyć funkcje reakcji dla analizowanych zmiennych²². W tym celu wykorzystano następującą zależność między resztami modelu zredukowanego a nieobserwowalnymi szokami strukturalnymi:

$$\begin{aligned} u_{1t} &= N u_{2t} + S_1 \varepsilon_{1t} \\ u_{2t} &= \Gamma u_{1t} + S_2 \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (13)$$

co odpowiada równaniu:

$$\begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & N \\ \Gamma & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} S_1 & 0 \\ 0 & S_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} = P \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} + S \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (14)$$

oraz:

$$u_t = (I - P)^{-1} S \varepsilon_t = K^{-1} S \varepsilon_t = B \varepsilon_t \quad (15)$$

²² W przypadku pojedynczego szoku restrykcje (12) są wystarczające do identyfikacji, natomiast dla $k > 1$ muszą być uzupełnione dodatkowymi. Mertens i Ravn (2013) analizują przypadek z dwiema zmiennymi proxy dla dwóch kategorii podatków. Wymaga to przyjęcia dodatkowych założeń odnośnie do zależności pomiędzy zmiennymi narracyjnymi.

Elementy macierzy Γ pochodzą z regresji u_{2t} na u_{1t} z wykorzystaniem m_t jako instrumentu. Elementy \mathbb{N} także można otrzymać metodą zmiennych instrumentalnych. Mertens i Ravn (2013) wskazują, że reszty otrzymane w pierwszym kroku, tj. z regresji u_2 na u_1 , mogą posłużyć jako instrumenty dla odpowiednich elementów wektora u_{2t} . Macierze Γ i \mathbb{N} wraz z S_1 i S_2 zawierają elementy macierzy B , którą na podstawie równań (5), (9) i (15) można zapisać jako:

$$B = \begin{bmatrix} I + \mathbb{N}(I - \Gamma\mathbb{N})^{-1}\Gamma & \mathbb{N}(I - \Gamma\mathbb{N})^{-1} \\ (I - \Gamma\mathbb{N})^{-1}\Gamma & (I - \Gamma\mathbb{N})^{-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} S_1 & 0 \\ 0 & S_2 \end{bmatrix} \quad (16)$$

Ostatecznie dla modelu z jedną zmienną *proxy* wszystkie restrykcje przyjęte na model SVAR można zapisać w postaci:

$$Ku_t = S\varepsilon_t \quad (17)$$

gdzie:

$$K = \begin{bmatrix} 1 & k_{12} & k_{13} & k_{14} & k_{15} & k_{16} \\ k_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ k_{31} & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ k_{41} & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ k_{51} & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ k_{61} & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad S = \begin{bmatrix} s_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & s_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & s_{32} & s_{33} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & s_{42} & s_{43} & s_{44} & 0 & 0 \\ 0 & s_{52} & s_{53} & s_{54} & s_{55} & 0 \\ 0 & s_{62} & s_{63} & s_{64} & s_{65} & s_{66} \end{bmatrix}$$

Elementy macierzy K zależą od oszacowanych elementów macierzy Γ oraz \mathbb{N} . Obecność niezerowych elementów w pierwszej kolumnie macierzy K umożliwia istnienie korelacji pomiędzy strukturalnym szokiem podatkowym a składnikami losowymi innych zmiennych modelu. Niezerowe elementy pierwszego wiersza tej macierzy umożliwiają z kolei natychmiastowy wpływ pozostałych, strukturalnych szoków na podatki.

Pełna identyfikacja modelu wymaga dodatkowo znajomości elementów macierzy S_2 oraz S_1 , która dla modelu z jedną zmienną *proxy* odpowiada s_{11} i stanowi oszacowanie wariancji składnika losowego ε_{1t} . W przypadku macierzy S_2 przyjęto restrykcje oparte o dekompozycję Cholesky'ego. Niezerowe elementy w jej pierwszej kolumnie odpowiadają założeniu, że szoki po stronie wydatków budżetu mogą od razu przenosić się na PKB, CPI, oprocentowanie depozytów i premię. Szoki dla PKB mogą z kolei natychmiast wpływać na CPI oraz oprocentowanie depozytów i premię, jednak nie wpływają natychmiastowo na wydatki budżetu. Jest to zgodne z założeniem, że decyzje o zmianie wydatków, np. w odpowiedzi na nagły spadek PKB, wymagają czasu dłuższego niż jeden kwartał. Niezerowe elementy w trzeciej kolumnie macierzy S_2 umożliwiają natychmiastowy wpływ szoków po stronie CPI na oprocentowanie depozytów i premię za ryzyko. Struktura przyjętych restrykcji umożliwia też natychmiastowy wpływ szoków po stronie oprocentowanie depozytów na premię²³. Wyniki oszacowania elementów macierzy K i S przedstawia tabela 2. Funkcje reakcji modelu na strukturalny szok w postaci wzrostu podatków przedstawia wykres 4.

²³ Przyjęta struktura macierzy S_2 odpowiada założeniu, że oprocentowanie depozytów międzybankowych można modelować zgodnie z regułą Taylora, zgodnie z którą zależy ona od PKB i CPI.

Otrzymane wyniki wskazują na wzrost premii o niespełna 1,5 pkt proc. w okresie dwóch kwartałów od wystąpienia szoku. Premia zaczyna następnie spadać i osiąga wartość ze scenariusza bazowego po około dwóch latach, przy czym już po upływie pięciu kwartałów funkcja reakcji staje się nieistotna statystycznie. Rezultaty dla Polski potwierdzają wnioski niektórych innych autorów, m.in. Krausa i Winter (2012), wskazujące na wzrost premii za ryzyko w reakcji na podwyżkę podatków. Traktując wzrost podatków jako przeciwieństwo wzrostu wydatków, można też stwierdzić, że otrzymane wyniki są zgodne z rezultatami wskazującymi na spadek premii w następstwie zwiększenia wydatków publicznych (Krishnamurthy, Vissing-Jorgensen 2012; Gomes, Michaelides, Polkovnichenko 2012). W przypadku tych analiz zmiany premii za ryzyko wynikały jednak w dużym stopniu ze zmiany stopy wolnej od ryzyka, reprezentowanej przez rentowność obligacji skarbowych.

Ciekawie przedstawiają się także inne otrzymane funkcje reakcji. Wzrost podatków skutkuje obniżeniem PKB, który w kolejnych kwartałach rośnie jednak szybciej niż w scenariuszu bazowym. Inflacja CPI reaguje natomiast negatywnie na wzrost podatków, jednak otrzymany błąd szacunku jest na tyle duży, aby uznać ten wynik za nieistotny. Taki przebieg oszacowanych funkcji reakcji PKB i CPI może wynikać z reakcji po stronie oprocentowania depozytów. Otrzymana funkcja reakcji dla tej zmiennej wskazuje na jej spadek o ponad 10 pkt bazowych już w momencie podwyżki podatków, co może być efektem wzrostu zainteresowania podmiotów w gospodarce inwestycjami o niskim poziomie ryzyka. Spadek oprocentowania depozytów może natomiast w kolejnych kwartałach od wystąpienia szoku wspierać wzrost PKB oraz wspierać powrót CPI do wartości ze scenariusza bazowego.

Otrzymane funkcje reakcji dla PKB oraz CPI różnią się od wyników Hauga, Jędrzejowicz i Sznajderskiej (2013), którzy stwierdzają pozytywny wpływ podwyżki podatków na PKB i inflację już od chwili wystąpienia szoku, przy czym w drugim przypadku uzyskana funkcja reakcji jest istotna jedynie w pierwszym okresie²⁴. Z punktu widzenia analizy premii za ryzyko na giełdzie ważne jest jednak, że zarówno wyniki otrzymane w niniejszym artykule, jak również przez Hauga, Jędrzejowicz i Sznajderską (2013) nie sugerują negatywnej reakcji PKB na wzrost podatków. Negatywna reakcja giełdy może więc być przesadzona w porównaniu do faktycznych skutków, jakie wyższe podatki mają na gospodarkę. Przyczyną wzrostu premii mogą być czynniki behawioralne, związane z niepewnością towarzyszącą zmianom w polityce gospodarczej, o czym piszą m.in. Pastor i Veronesi (2013).

7. Alternatywne specyfikacje

Sprawdzenie odporności otrzymanych wyników przeprowadzono, estymując inne warianty modelu²⁵. Jednym z założeń było przyjęcie oprocentowania miesięcznych depozytów na rynku międzybankowym jako stopy wolnej od ryzyka. Aby sprawdzić wrażliwość wyników na to założenie, oszacowano model, w którym tę zmienną zastąpiono rentownością obligacji dziesięcioletnich²⁶. Wyniki wskazują na spadek rentowności w pierwszym okresie o około 9 pkt bazowych, a więc nieco mniej niż w przypadku opro-

²⁴ Oprócz innej metody identyfikacji różnice mogą wynikać z innych okresów, na których estymowane były modele. Haug, Jędrzejowicz i Sznajderska (2013) używają danych od I kwartału 1998 r. do IV kwartału 2012 r., a więc obejmują okres transformacji ustrojowej, kiedy struktura gospodarki podlegała znacznym zmianom.

²⁵ W żadnym z omawianych modeli testy statystyczne nie dały podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku autokorelacji, homoskedastyczności bądź normalności rozkładu składnika losowego.

²⁶ Podobnie jak dla oprocentowania depozytów wykorzystano średnie wartości w danym kwartale. Test ADF nie dał podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o istnieniu pierwiastka jednostkowego, zatem wykorzystano pierwsze różnice.

centowania depozytów. Można tym samym przyjąć, że widoczna w modelach zmiana premii nie zależy istotnie od wahań stopy procentowej reprezentującej zwrot z inwestycji wolnej od ryzyka. Funkcja reakcji jest jednak obciążona relatywnie dużym błędem szacunku i już od trzeciego kwartału po wystąpieniu szoku staje się nieistotna statystycznie. Otrzymane funkcje reakcji przedstawia wykres 5.

Kolejne ważne dla wyników założenie dotyczyło wykorzystania realnego PKB na mieszkańca jako miary wzrostu gospodarczego. Wahania tej zmiennej mogą nie w pełni obrazować zmiany struktury gospodarki, jakie mogą zachodzić przy zmianach podatków, których podwyżka mogłaby np. zniechęcać firmy do inwestowania. Ewentualny wzrost spożycia publicznego, finansowanego podwyżką podatków, mógłby utrzymać PKB na niezmiennym poziomie, podczas gdy obawy inwestorów o przyszłe wyniki gospodarcze mogłyby być od razu widoczne w wycenach spółek giełdowych. Aby sprawdzić, czy wzrost premii może wynikać z obaw o niekorzystną zmianę struktury PKB, oszacowano model, w którym PKB zastąpiono inwestycjami²⁷. Niska dynamika tej zmiennej mogłaby zostać przez rynki finansowe potraktowana jako sygnał obniżenia się potencjału gospodarki i zapowiedź pogorszenia wyników finansowych firm w przyszłości. Otrzymane funkcje reakcji wskazują na spadek inwestycji poniżej scenariusza bazowego o około 2,0% od razu po wystąpieniu szoku, a więc znacznie bardziej niż w przypadku PKB. W kolejnych okresach dynamika inwestycji kształtuje się nieco powyżej zera, jednak oszacowanie funkcji reakcji obciążone jest wysokim błędem szacunku. Podobnie jak w przypadku PKB taki przebieg funkcji reakcji może wynikać ze spadku oprocentowania depozytów, który w modelu z inwestycjami przekracza 15 pkt bazowych. Otrzymane wyniki po raz kolejny wskazały natomiast na wzrost premii za ryzyko, który w tym przypadku sięgnął 1,9 pkt proc. już w pierwszym okresie po wystąpieniu szoku. Otrzymane funkcje reakcji przedstawia wykres 6.

Jednym z analizowanych wariantów był też model SVAR, w którym zmienne PKB, podatki oraz wydatki nie były dzielone przez liczbę ludności. Wyniki okazały się niemal identyczne do otrzymanych dla podstawowego modelu VAR.

Oprócz tego sprawdzono odporność wyników podstawowego modelu na zmiany restrykcji nałożonych na macierz K . Alternatywne założenia można przyjąć o wpływie szoków ze strony CPI na zmienne fiskalne. W podstawowej wersji modelu mogą one natychmiast wpływać na podatki. Przyjęcie, że CPI może wpływać także na wydatki, a więc $k_{24} \neq 0$, bądź uniemożliwienie szokom ze strony CPI jednoczesnego wpływu na wydatki i podatki, tj. $k_{14} = k_{24} = 0$, nie wpływa istotnie na otrzymane wyniki. Bez wpływu na kształt funkcji reakcji jest też uniemożliwienie natychmiastowego wpływu podatków na wydatki, co odpowiada przyjęciu $k_{21} = 0$.

W przypadku macierzy S_2 można z kolei uchylić założenie, zgodnie z którym oprocentowanie depozytów modelowane jest zgodnie z regułą Taylora, tj. znajduje się pod wpływem szoków ze strony CPI i PKB. Uszeregowanie oprocentowania depozytów przed PKB i inflacją CPI nie zmienia istotnie kształtu otrzymanych funkcji reakcji. Podobnie jak analizowane wcześniej alternatywne postacie modelu SVAR potwierdza to odporność otrzymanych wyników na zmiany najważniejszych założeń.

²⁷ Model SVAR z jednym opóźnieniem. Inwestycje wyrażono jako logarytm naturalny szeregu w cenach stałych na mieszkańca. Test ADF nie dał podstawy do odrzucenia hipotezy o istnieniu pierwiastka jednostkowego (p -value 0,68), przez co wykorzystano pierwsze różnice, wyrażone w punktach procentowych.

8. Wnioski

Przeprowadzona analiza wykazała, że wykorzystanie zmiennych narracyjnych jest wartościowym narzędziem, które w połączeniu z tradycyjną metodyką SVAR pozwala mierzyć wpływ impulsów podatkowych zarówno na gospodarkę, jak i rynki finansowe. Otrzymane wyniki są odporne na zmiany specyfikacji modelu i sugerują, że premia za ryzyko na warszawskiej giełdzie wzrasta w następstwie podwyżki podatków, co może odzwierciedlać obniżenie inwestycji i obawy o wzrost gospodarczy w długim terminie. Niekorzystny wpływ wzrostu podatków na PKB jest natomiast niewielki i krótkotrwały. Może to wynikać z dostosowania po stronie rynkowych stóp procentowych, zarówno na krótkim, jak i długim końcu krzywej dochodowości. Zacieśnienie warunków fiskalnych może powodować przeciwną reakcję po stronie stóp procentowych, przez co ostateczna kombinacja obydwu rodzajów polityki (*policy mix*) jest mniej restrykcyjna, niż byłaby w scenariuszu podwyżki podatków i pozostania rynkowych stóp procentowych bez zmian. Otrzymane wyniki pozwalają przypuszczać, że istotną rolę w kształtowaniu cen akcji, a tym samym premii za ryzyko odgrywają czynniki behawioralne, związane w tym przypadku z obawami o skutki wprowadzanych zmian. Z punktu widzenia inwestorów oznacza to, że spadki cen akcji w następstwie nagłej podwyżki podatków mogą stanowić okazję do zajmowania długich pozycji w akcjach. Dla polityki gospodarczej cennym wnioskiem jest z kolei stosunkowo wysoka odporność gospodarki na zmiany stawek podatkowych, nawet jeśli wzrost podatków może skutkować obniżeniem inwestycji. Skuteczność polityki fiskalnej prowadzonej za pomocą zmian stawek podatkowych może jednak zależeć od jej koordynacji z polityką pieniężną. Przemawia to za ich łączną analizą, zarówno przy prowadzeniu polityki gospodarczej, jak też w badaniach empirycznych.

Bibliografia

- Agnello L., Sousa R.M. (2013), Fiscal policy and asset prices, *Bulletin of Economic Research*, 65(2), 154–177.
- Ahn D., Conrad J., Dittmar R. (2003), Risk adjustment and trading strategies, *The Review of Financial Studies*, 16, 459–485.
- Auerbach A.J., Gorodnichenko Y. (2012), Measuring the output responses to fiscal policy, *American Economic Journal: Economic Policy*, 4, 1–27.
- Barro R.J. (2006), Rare disasters and asset markets in the twentieth century, *The Quarterly Journal of Economics*, 121, 823–866.
- Baum A., Koester G. (2011), The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle – evidence from a threshold VAR analysis, *Bundesbank Series 1 Discussion Paper*, 3.
- Blanchard O.J., Perotti R. (2002), An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output, *The Quarterly Journal of Economics*, 117, 1329–1368.
- Campbell J.Y., Cochrane J.H. (1999), By force of habit: a consumption-based explanation of aggregate stock market behavior, *Journal of Political Economy*, 107, 205–251.
- Campbell J.Y., Vuolteenaho T. (2004), Bad beta, good beta, *American Economic Review*, 94, 1249–1275.
- Chatziantoniou I., Duffy D., Filis G. (2013), Stock market response to monetary and fiscal policy shocks: multi-country evidence, *Economic Modelling*, 30, 754–769.
- Chmielewski T., Kapuściński M., Kocięcki A., Łyziak T., Przystupa J., Stanisławska E., Wróbel E. (2018), *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce*, Materiały i Studia, 330, Narodowy Bank Polski.

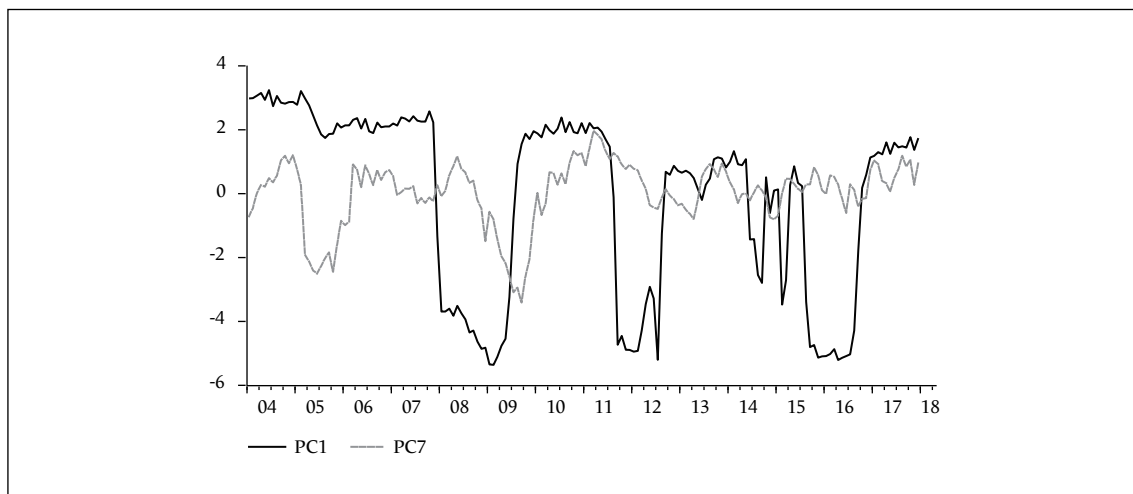
- Constantinides G.M. (1990), Habit formation: a resolution of the equity premium puzzle, *Journal of Political Economy*, 98, 519–545.
- Damodaran A. (2016), *Equity Risk premium (ERP): Determinants, Estimation and Implications – The 2016 Edition*, Stern School of Business.
- Epstein L.G., Zin S.E. (1991), Substitution, risk aversion and the temporal behavior of consumption and asset returns: an empirical analysis, *Journal of Political Economy*, 99, 263–286.
- Fama E.F., French K.R. (1988), Dividend yields and expected stock returns, *Journal of Financial Economics*, 22, 3–25.
- Fama E.F., French K.R. (1989), Business conditions and expected returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics*, 25, 23–49.
- Fama E.F., French K.R. (1992), The cross-section of expected stock returns, *The Journal of Finance*, 47, 427–465.
- Gomes F., Michaelides A., Polkovnichenko V. (2012), Fiscal policy and asset prices with incomplete markets, *Review of Financial Studies*, 26, 531–566.
- Guo H., Savickas R. (2006), Idiosyncratic volatility, stock market volatility, and expected stock returns, *Journal of Business and Economic Statistics*, 24, 43–56.
- Haug A.A., Jędrzejowicz T., Sznajderska A. (2013), *Combining monetary and fiscal policy in an SVAR for a small open economy*, NBP Working Paper, 168, Narodowy Bank Polski.
- Ibbotson R.G., Chen P. (2003), Long-run stock returns: participating in the real economy, *Financial Analysts Journal*, 59, 88–98.
- Kokoszcyński R., Łyziak T., Pawłowska M., Przystupa J., Wróbel E. (2002), *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej – współczesne ramy teoretyczne, nowe wyniki empiryczne dla Polski*, Materiały i Studia, 151, Narodowy Bank Polski.
- Kraus B., Winter Ch. (2015), *Do tax changes affect credit markets and financial frictions, evidence from credit spreads*, artykuł z konferencji Demographic Change, Verein für Socialpolitik / German Economic Association, Augsburg.
- Krishnamurthy A., Vissing-Jorgensen A. (2012), The aggregate demand for Treasury debt, *Journal of Political Economy*, 120, 233–267.
- Krześniak A. (2005), *Dekompozycja premii za ryzyko na rynku pozaskarbowych instrumentów dłużnych na przykładzie polskiego rynku obligacji korporacyjnych*, Materiały i Studia, 197, Narodowy Bank Polski.
- Li Q., Vassalou M., Xing Y. (2001), *An investment-growth asset pricing model*, CEPR Discussion Paper, 3058.
- Liew J., Vassalou M. (2000), Can book-to-market, size and momentum be risk factors that predict economic growth, *Journal of Financial Economics*, 57, 221–245.
- Lettau M., Ludvigson S.C., Wachter J.A. (2008), The declining equity risk premium: What role does macroeconomic risk play?, *Review of Financial Studies*, 21, 1653–1687.
- Mehra R., Prescott E.C. (1985), The equity premium: a puzzle, *Journal of Monetary Economics*, 15, 145–161.
- Mertens K., Ravn O.E. (2013), The dynamic effects of personal and corporate income tax changes in the United States, *The American Economic Review*, 103, 1212–1247.
- Neely C.J., Rapach D.E., Tu J., Zhou G. (2014), Forecasting the equity risk premium: the role of technical indicators, *Management Science*, 60, 1772–1791.

- Pastor L., Veronesi P. (2012), Uncertainty about government policy and stock prices, *The Journal of Finance*, 67, 1219–1264.
- Ramey V.A. (2016), *Macroeconomic shocks and their propagation*, NBER Working Paper Series, 21978.
- Romer D.Ch., Romer D.H. (2010), The macroeconomic effects of tax changes: estimates based on a new measure of fiscal shocks, *American Economic Review*, 100, 763–801.
- Stambaugh R.F. (1999), Predictive regressions, *Journal of Financial Economics*, 54, 375–421.
- Stock J.H., Watson M.W. (2012), *Disentangling the channels of the 2007–2009 recession*, NBER Working Paper Series, 18094.
- Treynor J., Ferguson R. (1985), In defence of technical analysis, *The Journal of Finance*, 40, 757–773.
- Vassalou M. (2003), News related to future GDP growth as a risk factor in equity returns, *Journal of Financial Economics*, 68, 47–73.
- Wachter J.A. (2013), Can time-varying risk of rare disasters explain aggregate stock market volatility?, *The Journal of Finance*, 68, 987–1035.

Aneks

Wykres 1

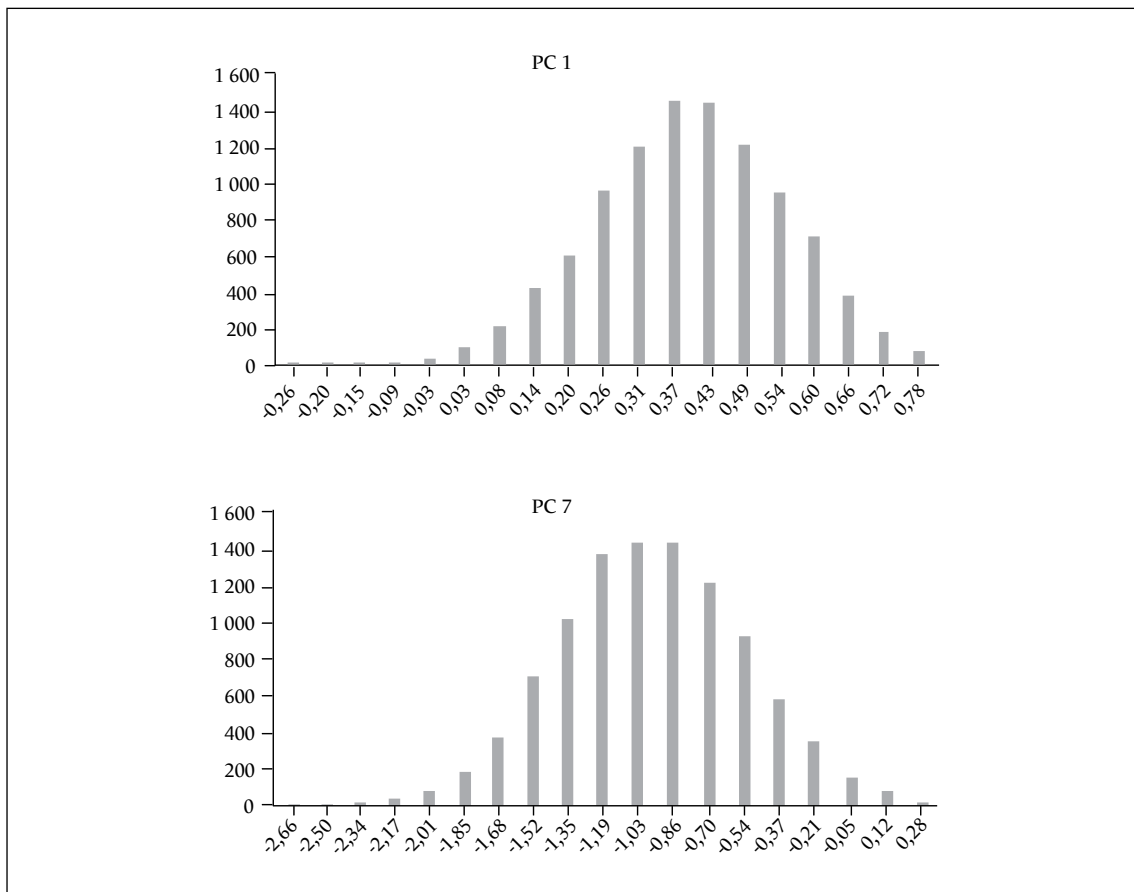
Zmienne PC1 i PC7 wykorzystane do wyznaczenia premii za ryzyko



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 2

Rozkład oszacowanych współczynników równania predykcji

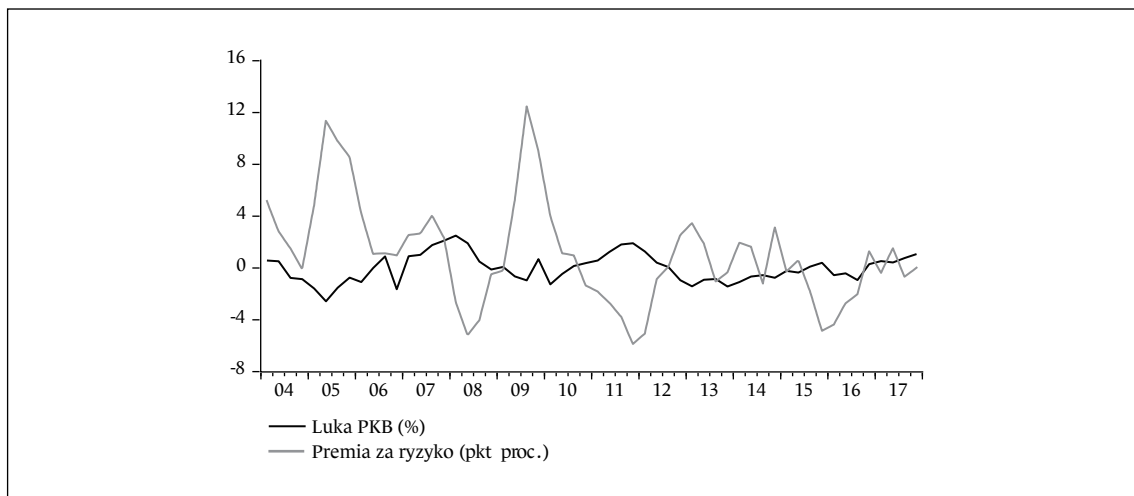


Uwaga: symulacja *bootstrap* dla 10 tys. powtórzeń.

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 3

Premia za ryzyko indeksu WIG oraz luka popytowa

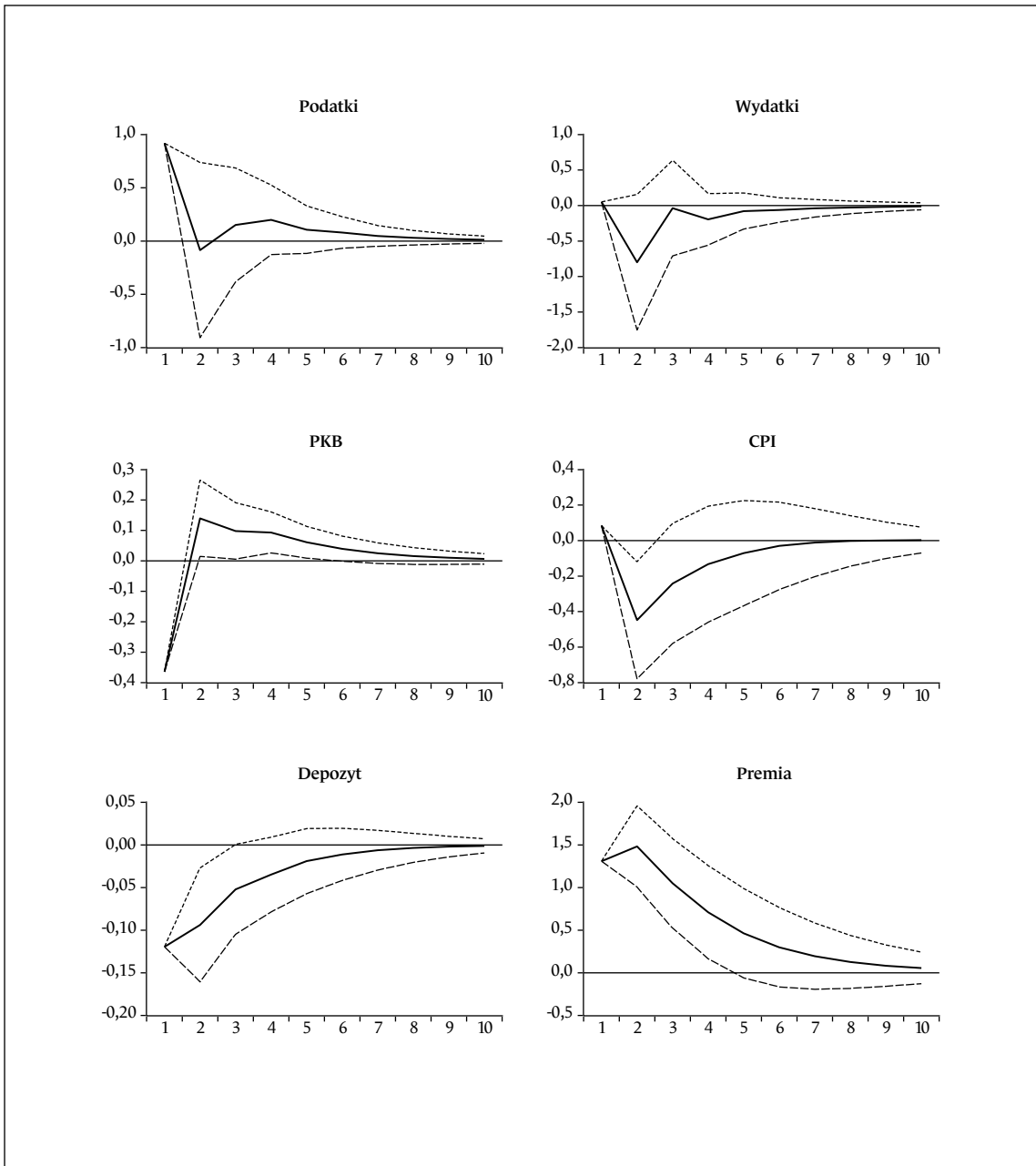


Uwaga: luka popytowa wyznaczona filtrem HP z parametrem $\lambda = 1600$

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4

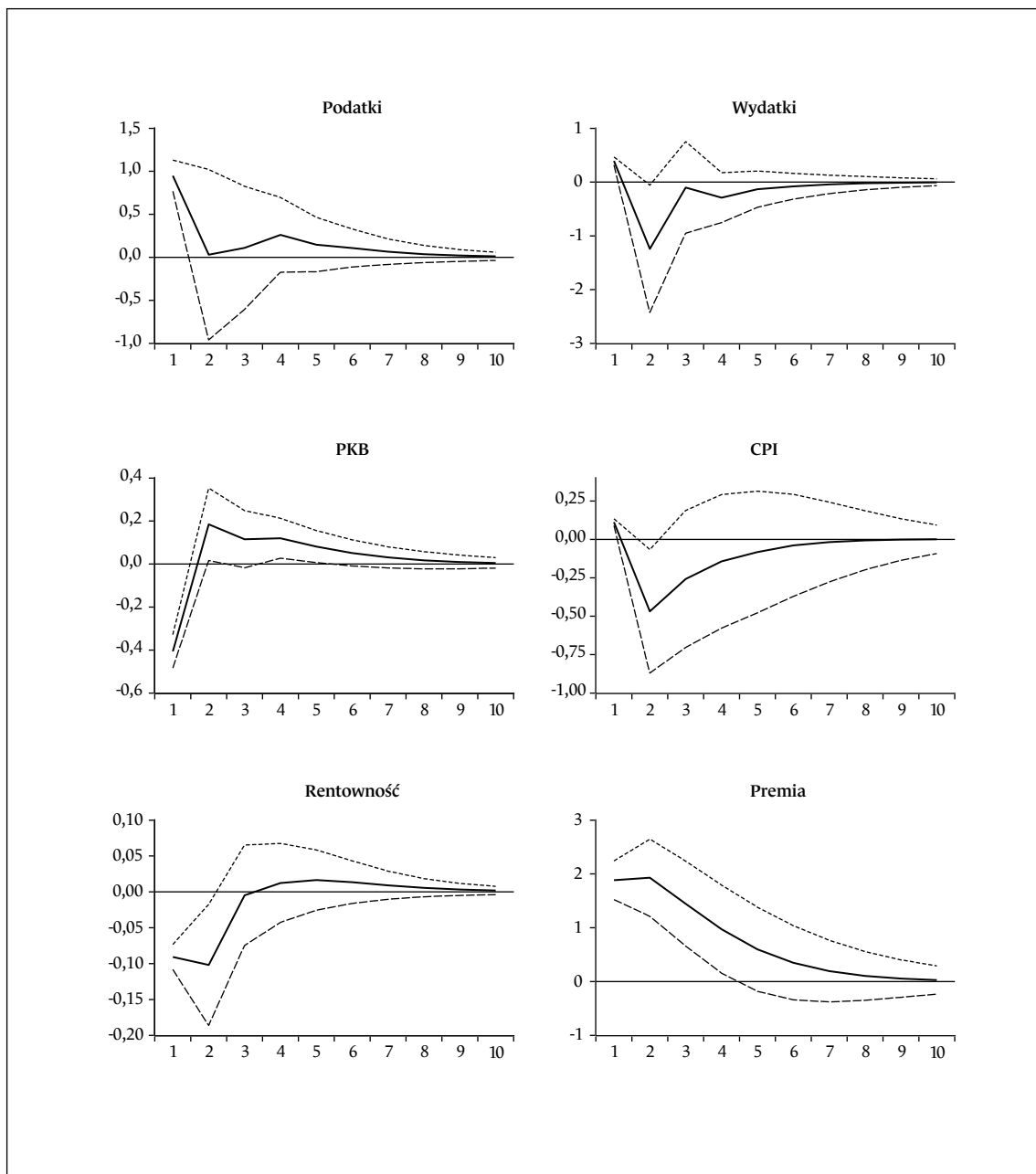
Funkcje reakcji wyznaczone z podstawowego modelu SVAR



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 5

Funkcje reakcji modelu SVAR: specyfikacja z rentownością obligacji



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 6

Funkcje reakcji modelu SVAR: specyfikacja z inwestycjami

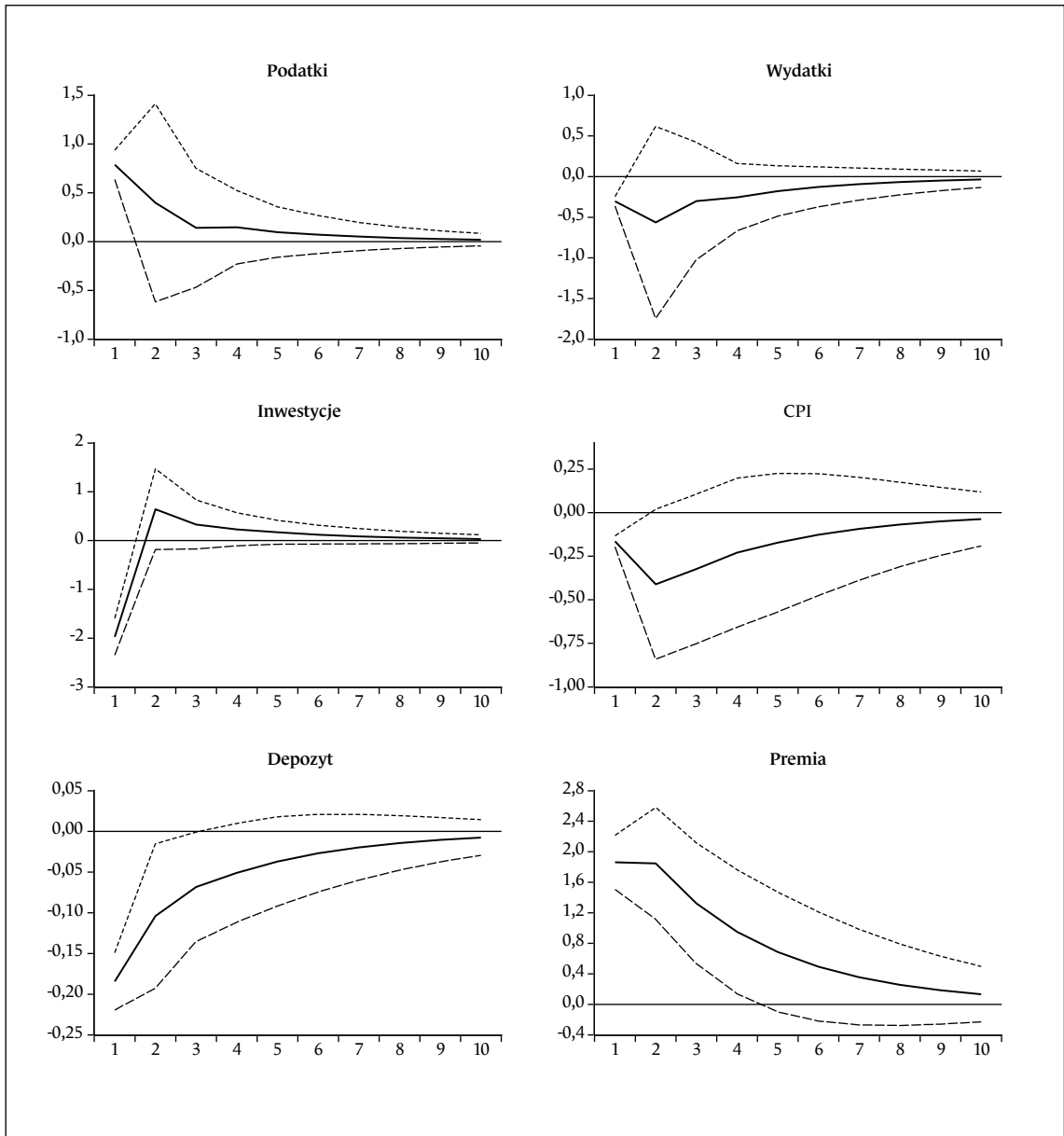


Tabela 1

Oszacowanie równania predykcji

	KMNK		Bootstrap	
	PC1	PC7	PC1	PC7
Parametr	0,2909	-1,1385	0,3068	-0,8758
<i>p-value</i>	5,6%	0,7%	4,9%	5,9%
Statystyka t	1,9258	-2,7151	1,9413	-1,8975

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2

Narracyjne zmienne podatkowe dla Polski

Akt prawny	Data wydania	Data wejścia	Czas (w dniach)	Skutek (mld zł)	Efekt	Podatek	Źródło
Ustawa z dnia 12 listopada 2003 r. o zmianie ustawy o podatku dochodowym od osób fizycznych oraz niektórych innych ustaw	12.11.2003	1.01.2004	50	-1,500	I kw. 2004	PIT	wypowiedź A. Raczki z czerwca 2003 r.
Ustawa z dnia 12 listopada 2003 r. o zmianie ustawy o podatku dochodowym od osób fizycznych oraz niektórych innych ustaw	12.11.2003	1.01.2004	50	0,319	I kw. 2004	PIT	wypowiedź J. Czekaja z czerwca 2003 r.
Ustawa z dnia 11 marca 2004 r. o podatku od towarów i usług	11.03.2004	20.04.2004	40	-2,800	II kw. 2004	VAT	Omówienie wyk. budżetu za 2004 r.
Ustawa z dnia 23 stycznia 2004 r. o podatku akcyzowym	23.01.2004	1.05.2004	99	0,300	II kw. 2004	akcyza	omówienie wyk. budżetu za 2004 r.

Tabela 2, cd.

Akt prawny	Data wydania	Data wejścia	Czas (w dniach)	Skutek (mld zł)	Effekt	Podatek	Źródło
Ustawa z dnia 23 stycznia 2004 r. o podatku akcyzowym	23.01.2004	1.05.2004	99	-0,600	II kw. 2004	akcyza	uzasadnienie do ustawy na 2004 r.
Rozporządzenie Ministra Finansów z dnia 13 września 2005 r. zmieniające rozporządzenie w sprawie obniżenia stawek podatku akcyzowego	13.09.2005	15.09.2005	2	-1,029	IV kw. 2005	akcyza	omówienie wyk. budżetu za 2005 r.
Rozporządzenie Ministra Finansów z dnia 13 września 2005 r. zmieniające rozporządzenie w sprawie obniżenia stawek podatku akcyzowego	13.09.2005	15.09.2005	2	-0,900	IV kw. 2005	akcyza	omówienie wyk. budżetu za 2005 r.
Rozporządzenie Ministra Finansów z dnia 26 września 2006 r. zmieniające rozporządzenie w sprawie wykonania niektórych przepisów ustawy o podatku od towarów i usług	26.09.2006	1.10.2006	5	-0,146	IV kw. 2006	VAT	omówienie wyk. budżetu za 2007 r.
Ustawa z dnia 15 czerwca 2007 r. o zmianie ustawy o systemie ubezpieczeń społecznych oraz niektórych innych ustaw	15.06.2007	1.07.2007	16	-3,500	III kw. 2007	PIT	http://www.wprost.pl/ar/108783/Senat-przyjal-obnizke-skladki-rentowej/
Ustawa z dnia 15 czerwca 2007 r. o zmianie ustawy o systemie ubezpieczeń społecznych oraz niektórych innych ustaw	15.06.2007	1.01.2008	200	-16,500	I kw. 2008	PIT	http://www.wprost.pl/ar/108783/Senat-przyjal-obnizke-skladki-rentowej/

Tabela 2, cd.

Akt prawny	Data wydania	Data wejścia	Czas (w dniach)	Skutek (mld zł)	Efekt	Podatek	Źródło
Ustawa z dnia 6 grudnia 2008 r. o podatku akcyzowym	6.12.2008	3.01.2009	28	1,140	I kw. 2009	akcyza	poprawka RM do budżetu na 2009 r.
Ustawa z dnia 2 grudnia 2009 r. o zmianie ustawy o podatku od towarów i usług	2.12.2009	1.01.2010	30	-0,300	I kw. 2010	VAT	uzasadnienie do ustawy na 2010
Ustawa z dnia 16 grudnia 2010 r. o zmianie ustawy o finansach publicznych oraz niektórych innych ustaw	16.12.2010	1.01.2011	16	5,000	I kw. 2011	VAT	http://www.bankier.pl/wiadomosc/Podwyzka-stawki-VAT-uderzy-w-przedsiębiorców-2193718.html
Ustawa z dnia 2 marca 2012 r. o podatku od wydobywania niektórych kopalin	2.03.2012	18.04.2012	47	1,427	II kw. 2012	CIT	omówienie sprawozdania za 2012 r.
Ustawa z dnia 24 października 2012 r. o zmianie ustawy o podatku dochodowym od osób fizycznych	24.10.2012	1.01.2013	69	0,164	I kw. 2013	VAT	uzasadnienie do projektu ustawy budżetowej na 2013 r.
Ustawa z dnia 24 października 2012 r. o zmianie ustawy o podatku dochodowym od osób fizycznych	24.10.2012	1.01.2013	69	0,570	I kw. 2013	PIT	uzasadnienie do projektu ustawy budżetowej na 2013 r.
Ustawa z dnia 26 lipca 2013 r. o zmianie ustawy o podatku od towarów i usług oraz niektórych innych ustaw	26.07.2013	1.10.2013	67	0,424	IV kw. 2013	VAT	http://wyborcza.biz/biznes/1,147584,19803608,mf-odwrocony-vat-na-stal-ograniczyl-straty-budzetu-o-424-mln.html

Tabela 2, cd.

Akt prawny	Data wydania	Data wejścia	Czas (w dniach)	Skutek (mld zł)	Efekt	Podatek	Źródło
Ustawa z dnia 8 listopada 2013 r. o zmianie niektórych ustaw w związku z realizacją ustawy budżetowej	9.11.2013	1.01.2014	54	1,125	I kw. 2014	akcyza	https://www.forbes.pl/wiadomosci/akcyza-na-papierosy-i-alkohol-w-gore-od-2014-roku/hy2z9dd
Ustawy z dnia 7 lutego 2014 r. o podatku od towarów i usług oraz niektórych innych ustaw (Dz. U. poz. 312)	7.02.2014	1.04.2014	53	-1,100	II kw. 2014	VAT	omówienie sprawozdania za 2014
Ustawa z dnia 23 października 2014 r. o zmianie ustawy o podatku dochodowym od osób fizycznych oraz niektórych innych ustaw	23.10.2014	1.01.2015	70	-1,300	I kw. 2015	PIT	uzasadnienie do zmiany ustawy budżetowej na 2015 r.
Ustawa z dnia 15 stycznia 2016 r. o podatku od niektórych instytucji finansowych	15.01.2016	1.02.2016	17	3,510	I kw. 2016	CIT	omówienie sprawozdania za 2016 r.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3

Oszacowanie restrykcji postaci $K_{u_t} = S_{\varepsilon_t}$

Macierz K	Podatki	Wydatki	PKB	CPI	Oprocentowanie depozytów	Premia
Podatki	1	0,01	-9,58	1,38	-3,52	1,76
Wydatki	-0,06	1	0	0	0	0
PKB	0,40	0	1	0	0	0
CPI	-0,09	0	0	1	0	0
Oprocentowanie depozytów	0,13	0	0	0	1	0
Premia	-1,43	0	0	0	0	1
Macierz S	Podatki	Wydatki	PKB	CPI	Oprocentowanie depozytów	Premia
Podatki	7,25	0	0	0	0	0
Wydatki	0	4,76	0	0	0	0
PKB	0	-0,50	1,86	0	0	0
CPI	0	-0,13	-0,07	1,62	0	0
Oprocentowanie depozytów	0	-0,08	0,60	0,01	0,31	0
Premia	0	1,41	-5,51	0,37	-0,85	2,79

Źródło: opracowanie własne.

