

**METODY
EKONOMETRYCZNE,
STATYSTYCZNE
I MATEMATYCZNE
W MODELOWANIU ZJAWISK
SPOŁECZNYCH**

**METODY EKONOMETRYCZNE
W MAKRO- I MIKROEKONOMII**

TOM II

Monografia dedykowana
prof. dr. hab. Markowi Gruszczyńskiemu

**METODY
EKONOMETRYCZNE,
STATYSTYCZNE
I MATEMATYCZNE
W MODELOWANIU ZJAWISK
SPOŁECZNYCH**

**METODY EKONOMETRYCZNE
W MAKRO- I MIKROEKONOMII**

TOM II

Monografia dedykowana
prof. dr. hab. Markowi Gruszczyńskiemu

Redakcja naukowa Emilia Tomczyk

SGH Oficyna
Wydawnicza

WARSZAWA 2020

Recenzje

Łukasz Goczek

Marcin Łupiński

Redakcja językowa

Monika Baranowska

© Copyright by Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Warszawa 2020

Wszelkie prawa zastrzeżone. Kopiowanie, przedrukowywanie i rozpowszechnianie całości lub fragmentów niniejszej publikacji bez zgody wydawcy zabronione.

Wydanie I

ISBN 978-83-8030-366-9

Oficyna Wydawnicza SGH – Szkoła Główna Handlowa w Warszawie

02-554 Warszawa, al. Niepodległości 162

www.wydawnictwo.sgh.waw.pl

e-mail: wydawnictwo@sgh.waw.pl

Projekt i wykonanie okładki

Ad Depositum

Skład i łamanie

DM Quadro

Druk i oprawa

QUICK-DRUK s.c.

Zamówienie 45/VI/20

LISTY GRATULACYJNE



Warszawa, 10 luty 2020 r.

Pan
prof. dr hab. Marek Gruszczyński

Szanowny Panie Profesorze!

Jubileusze, czy rocznice urodzin – zwłaszcza gdy dotyczą osób wyjątkowo zasłużonych – mają wiele różnych i ciekawych zalet. Zazwyczaj – co staje się pięknym obyczajem naszej Uczelni – najbliżsi współpracownicy, chcąc podkreślić zasługi Jubilata w działalności badawczej organizują konferencję naukową w obszarze zagadnień, w którym Jubilat jest niekwestionowanym autorytetem i podczas której debata na najwyższym merytorycznym poziomie inspirowane do kolejnych twórczych poszukiwań. Dla mnie jednak okoliczność jubileuszu jest znakomitą okazją by sięgnąć pamięcią wstecz, spojrzeć i ogarnąć wdzięcznym wspomnieniem lata pracy Jubilata, przyjrzeć się wnikliwie osiągnięciom, dokonaniom i docenić rezultaty Jego działalności.

Z taką okazją mam właśnie do czynienia teraz. Do retrospekcji skłania nie tylko fakt, iż ogólnopolską konferencję naukową organizuje Instytut Ekonometrii naszej Uczelni, a więc jednostka z wielu powodów mi bliska, ale że poświęca ją dokonaniom swych najznakomitszych postaci. Mogę więc właśnie tutaj z najwyższym szacunkiem odnieść się do dokonań Pana Profesora, a najważniejsze w moim przekonaniu dobitnie zaakcentować.

Po pierwsze chcę podkreślić, że związany jest Pan z naszą Uczelnią od ponad pięćdziesięciu lat, począwszy od daty rozpoczęcia studiów w ówczesnej Szkole Głównej Planowania i Statystyki, poprzez nieprzerwaną pracę zawodową od roku 1971, uzyskanie stopnia doktora, a następnie doktora habilitowanego, by akademicką karierę zwieńczyć tytułem profesora zwyczajnego. Lata, o których powyżej wspominam, zaowocowały znaczącą liczbą zrealizowanych projektów badawczych, uczestnictwem w wartościowych stażach naukowych także poza granicami Polski, udziałem w krajowych i międzynarodowych konferencjach, a także wypromowaniem poważnej grupy doktorów nauk ekonomicznych.

Gdy dziś patrzę na imponujący Pański dorobek w działalności badawczej, czy publicystycznej, nie sposób odnieść wrażenia, że stan naszej wiedzy bez nich byłby znacznie uboższy, co więcej, uważam, że dydaktyka w sferze ekonometrii, badań operacyjnych, mikroekonometrii finansowej nie może się obejść bez podręczników

Pańskiego autorstwa, a wiem, że znakomitą uzupełnieniem tych podręczników są rezultaty Pańskich przemyśleń w postaci monografii, publikacji książkowych, czy artykułów w czasopiśmie naukowych. Dzięki Pańskiej inicjatywie cenione na świecie podręczniki holenderskiego uczonego Henri Theila, czy profesora najpoważniejszych uniwersytetów amerykańskich – G.S.Maddali, są w tłumaczeniu na język polski fundamentalnymi, wręcz klasycznymi dla dydaktyki na poziomie wyższym dziełami traktującymi w przystępny sposób o elementarnych zasadach badań ekonometrycznych i o ich znaczeniu dla poważnie traktowanej praktycznej działalności gospodarczej.

Zainteresowania Pana nieprzerwanie wiązały się z szeroko pojętą tematyką analizy finansowej, prognozowania, czy analizy statystycznej, nie były i nie są li tylko rozważaniami teoretycznymi, lecz mają istotny walor praktyczny, a mianowicie służą wspieraniu przedsiębiorczości, odpowiedzialnego kształtowania biznesu inwestycyjnego, aktywnego uczestnictwa w obrocie papierami wartościowymi, a także zarządzania finansami przedsiębiorstw. Nic więc dziwnego, że był Pan i jest nadal zapraszany do gremiów przeprowadzających procesy prywatyzacji i restrukturyzacji polskich przedsiębiorstw, a Pańskie ekspertyzy w tym obszarze były i są wysoko cenione.

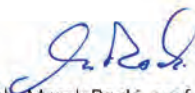
Nie sposób pominąć członkostwa w prezydium Komitetu Statystyki i Ekonometrii Polskiej Akademii Nauk, czy przewodniczenia kolegom redakcyjnym najpoważniejszych polskich i zagranicznych czasopiśmie naukowych. Do ważnych Pańskich zasług należą oczywiście i przede wszystkim funkcje i stanowiska we władzach akademickich Szkoły Głównej Handlowej, z których najważniejszą była funkcja Prorektora ds. nauki i współpracy z zagranicą w kadencji 2012-2016.

Szanowny Panie Profesorze,

To wszystko, co pokrótce przypominam powyżej jest powodem, dla którego pragnę dziś w imieniu całej społeczności akademickiej Szkoły Głównej Handlowej najserdeczniej Panu podziękować. Potwierdzam tym samym to, co zawiera treść uzasadnienia przyznania Krzyża Oficerskiego Orderu Odrodzenia Polski w roku 2017. Otrzymał Pan to odznaczenie „za wybitne zasługi w pracy naukowo-badawczej, za szczególne osiągnięcia w promowaniu polskiej myśli naukowej na świecie”. Dodam jednak, że wielu Pańskich studentów, słuchaczy studiów podyplomowych czy doktorantów z dumą podkreśla, że wiedzę, zdobyte umiejętności i doświadczenie zawdzięczają właśnie nauce u Pana Profesora. To samo mogą powiedzieć współpracownicy, którym nie szczędził Pan cennych rad bądź życzliwych odpowiedzi. Często bowiem z Pana inspiracji czerpali motywację i energię do samodzielnego podjęcia wyzwań, wiedząc że na każdym etapie prac mogą liczyć na Pana pomoc i wsparcie. Wnikliwa, zawsze rzeczowa i życzliwa ocena ich pracy mobilizowała, zachęcała do poszukiwań, do aktywności i do wysiłku. Wiele osób, dziś uznanych naukowców, przynajmniej, że motywację do angażowania się w pracę naukową i edukacyjną czerpali i nadal czerpią z licznych rozmów z Panem, z prowadzonych przez Pana wykładów, seminariów i konferencji naukowych. Zechcą to zapewne potwierdzić i bez wątpienia rozszerzyć uczestnicy majowej konferencji, czy Pańscy bliscy współpracownicy, a być może także reprezentanci praktyki gospodarczej, korzystający z opublikowanych przez Pana książek, podręczników, czy artykułów naukowych.

Nie sposób w wystąpieniu z konieczności bardzo krótkim ogarnąć wszystkie aspekty Pana działalności, ale za te, które po części wymieniam i te, które stały się kanonem w edukacji, a które stanowią Pańską zasługę, raz jeszcze chcę Panu podziękować. Gratulując osiągnięć życzę Panu należynej i całkowicie uzasadnionej dumy i satysfakcji z dokonań, z pięknego i aktywnego życia, życzę zdrowia, radości i pogody ducha.

Wszystkiego najlepszego Panie Profesorze !



dr hab. Marek Rocki, prof. SGH



Dziekan

Warszawa, maj 2020 r.

Pan Profesor

Marek Gruszczyński

Szanowny Panie Profesorze,

Proszę przyjąć najserdeczniejsze życzenia w związku z obchodzoną rocznicą urodzin.

Pragnę wyrazić ogromne uznanie i podziw za działania Pana Profesora na niwie naukowej, dydaktycznej, i organizacyjnej. Wiele lat obserwujemy Pana niesamowitą aktywność na tych wszystkich polach, poczynszyszy od stworzenia naukowych podwalin mikroekonometrii, co niewątpliwie stanowi wybitne osiągnięcie w obszarze badań ekonometrycznych, tak w Polsce, jak i poza jej granicami, poprzez wyjątkową jakość kształcenia wielu pokoleń polskich ekonomistów, a skończywszy na zarządzaniu obszarem nauki Szkoły Główniej Handlowej w Warszawie jako Proroktor SGH w latach 2012 – 2016.

Z pełnym przekonaniem możemy powiedzieć, że Pan Profesor zasługuje na swoje miejsce w gronie najwybitniejszych postaci w panteonie zasłużonych profesorów naszej Alma Mater.

Szanowny Panie Profesorze, serdecznie gratulujemy dotychczasowych dokonań. Może być Pan dumny i odczuwać satysfakcję ze swoich działań, które przyczyniły się do budowy prestiżu naszej Uczelni, prestiżu Kolegium Analiz Ekonomicznych, jak również polskiej ekonometrii. Dziękując Panu Profesorowi, życzę – w imieniu własnym i całej społeczności Kolegium – dalszej aktywności zawodowej i powodzenia w codziennym życiu.

W imieniu społeczności Kolegium Analiz Ekonomicznych

J. Niebaniuk

www.sgh.waw.pl

Kolegium Analiz Ekonomicznych, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie,
al. Niepodległości 162, 02-554 Warszawa tel.: +48 22 564 93 95, +48 22 564 93 96,
kae@sgh.waw.pl, www.sgh.waw.pl/kae

ŻYCIE UCHWYCONE
W OBIEKTYWIE
APARATU
FOTOGRAFICZNEGO



Nigeria, 1973



Z synami Michałem i Łukaszem, 1983



Inauguracja roku akademickiego 2012/2013



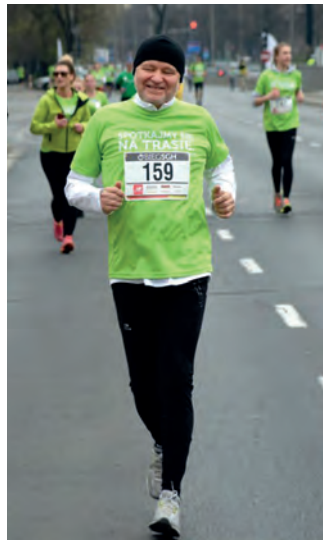
Inauguracja roku akademickiego 2012/2013



Inauguracja roku akademickiego 2013/2014



Niemiecka Szkoła Letnia, 2013



Bieg SGH, 2014



Wręczenie nagród z okazji Dnia Nauczyciela, 2014



Inauguracja roku akademickiego 2015/16



Święto Szkoły, 2016



Z żoną Beatą, zjazd absolwentów, 2016



Nagrody z okazji
Dnia Nauczyciela, 2016

Polish Economist Finds Niche

It's like computer matching but it linked Marek Gruszczynski, a young Polish economist specializing in econometrics, with Irving S. Friedman, SVP and senior adviser for international operations.

The successful match was accomplished—literally via a computer—by an international organization (AIESEC) which last year placed 4,500 students of economics and management in 3,000 companies offering training jobs.

"I knew of Citibank since it's the largest American bank overseas," said Gruszczynski, who will be here for a year. "But now I'm surprised I had never heard of Dr. Friedman, considering his expertise on world conditions and wide travels.

Unique Experience

"Working for him, however, is an experience I couldn't gain from any book."

At home, Gruszczynski, who also speaks German and Russian, is an associate professor at Warsaw's Central School of Planning and Statistics. He's also been working on his doctoral dissertation.

Econometrics, his specialty, is simply the application of math and statistics to economics, he said.

Mathematical Models

"The building of econometric models isn't quite as developed in Poland—after all, the field was founded here in the 1930s—and so my projects with Dr. Friedman have been very fruitful," explained the 28-year-old Gruszczynski (who pronounces his name "grushinski").

"I'm devising a formal mathematical model for how political and social factors influence the risk of our lending activities abroad.

"Another task will be to determine how well econometric models forecast the world's economy."

Helpful Contacts

Gruszczynski said he feels his Citibank experience—"neither the tasks nor Dr. Friedman's position are routine, but a unique mixture



Beata Gruszczynska stops in to pick up her husband on the 5th floor at 399 Park Avenue before they go out to Lincoln Center for an evening's entertainment. A sociologist at the University of Warsaw, she holds the title "visiting scholar" at Columbia University while Marek is at Citibank.

of scientific and banking features"—plus the contacts he's making will help him improve his doctoral dissertation.

For example, Poland doesn't belong to the International Monetary Fund (which Friedman once served as director of exchange restrictions) and Gruszczynski has collected many IMF journals.

But it isn't only business that interests him here.

"Everyone has been very friend-

ly and International Banking Group personnel staffers have been particularly good by introducing me around," he noted.

"The offices look like what I expected in a modern corporation, but I wasn't shocked by the city's bigness as I thought I would be. Even though I was coming from Warsaw, which has a population of two million, New York City's legend is really overwhelming."

SŁOWO WSTĘPNE OD REDAKTORA

Z prawdziwą przyjemnością oddajemy w ręce Czytelnika tom z artykułami napisanymi z okazji jubileuszu pięćdziesięciolecia pracy naukowej prof. dr. hab. Marka Gruszczyńskiego. Wszyscy autorzy są nie tylko współpracownikami Profesora na niwie naukowej, ale również wychowankami lub przyjaciółmi. Jest wśród nich dwóch doktorantów i pięcioro współpracowników z Zakładu Ekonometrii Stosowanej SGH, którym Profesor przez kilkanaście lat kierował, oraz koleżanki i koledzy z naszej Uczelni i innych ośrodków akademickich.

Tom otwierają wspomnienia Bartosza Witkowskiego, dyrektora Instytutu Ekonometrii SGH, z czasów, kiedy obaj Panowie byli znacznie młodszy, a Profesor roztaczał nad mniej doświadczonymi pracownikami nauki na SGH troskliwą opiekę naukową i organizacyjną. Następnie opisujemy życiorys akademicki Profesora i przedstawiamy listę wybranych publikacji, pragnąc tym samym zwrócić uwagę Czytelnika nie tylko na znakomity poziom publikowanych prac, ale też ich wszechstronny charakter. Można powiedzieć, że sponsorem tej monografii jest literka „I”, jak: „interdyscyplinarny”, „intrygujący”, „inspiracja”.

Główną część monografii otwiera artykuł Tomasza Kuszewskiego i Bartosza Witkowskiego (*Wśród wielu prognozowania w gospodarce*), nawiązujący do jednego z wielu zainteresowań naukowych Profesora: prognozowania szeregów czasowych. Autorzy barwnie opisują swoje zmagania z konstrukcją

prognoz opartych na modelu makroekonomicznym wykorzystującym dane z testów koniunktury. Badania te, prowadzone pod egidą prof. Elżbiety Adamowicz, prof. Marka Gruszczyńskiego i prof. Marii Podgórskiej, stanowiły dla autorów wyjątkową szansę podjęcia ważnego ekonomicznie tematu i były niezapomnianą przygodą badawczą.

W podobnym tonie zaczyna swój tekst autor kolejnego artykułu, Andrzej Sławiński (*Czy stracone dekady Japonii świadczą o stopniowym zmierzchu dotychczasowego modelu centralnej bankowości?*), proponując Czytelnikowi opowieść o działalności naukowej jako o próbie zrozumienia otaczającej nas rzeczywistości i o wyzwaniach związanych z jej prognozowaniem. Efektowną tezę, że „w gęstwinie bieżących zdarzeń widzimy czasem przyszłość, ale bardzo często dopiero *ex post* uświadamiamy sobie, że to była właśnie ona”, ilustruje polityką pieniężną Banku Japonii. Zarys historii gospodarczej i bankowej Japonii czyta się jak sensacyjną powieść z zakończeniem w najlepszym stylu *cliffhanger*: sprawdzone narzędzia pozostające w rękach banków centralnych okazują się niedoskonałe, a nowe rozwiązania kuszą potencjalną skutecznością, ale i dodatkowym ryzykiem.

Pozostając w nurcie analiz bankowych, w kolejnym tekście Jacek Kotłowski (*Zastosowanie metod mikroekonometrycznych w modelowaniu funkcji reakcji banku centralnego*) pokazuje, jak metody mikroekonometrii pozwalają badać czynniki, które uwzględniają członkowie Rady Polityki Pieniężnej, ustalając poziom krótkookresowej stopy procentowej. Ciekawym wnioskiem jest, że są to przede wszystkim bieżące i przeszłe wartości inflacji, a nie zmienne odnoszące się do sfery realnej gospodarki.

Temat finansowych zastosowań metod ekonometrycznych kontynuują Krzysztof Kompa i Patryk Krupa (*Stabilność współczynnika β szacowanego w oknach przesuwanych dla wybranych spółek giełdowych*). Celem autorów jest empiryczna analiza stabilności współczynnika β w czasie, kwestia kluczowa z punktu widzenia inwestora. Dochodzą do wniosku, że wprawdzie współczynniki β nie są stabilne w żadnym horyzoncie inwestycyjnym, ale ich kształtowanie w czasie wykazuje regularności pozwalające na skuteczne prognozowanie ich przyszłych wartości na podstawie danych historycznych.

W ostatnim tekście utrzymanym w nurcie finansowym Krzysztof Jajuga (*Mathematical Methods on the Financial Market – Past Developments and Contemporary Challenges*) prezentuje przegląd historycznych oraz aktualnych zastosowań metod ilościowych w finansach, optymistycznie oceniając perspektywy ich zastosowań na rynkach finansowych, a zwłaszcza potencjalnych efektów synergii płynących z połączenia technik maszynowych i siły ludzkiego umysłu.

Trzy kolejne artykuły związane są z głównym nurtem zainteresowań badawczych Profesora: zastosowaniami metod ilościowych, szczególnie mikroekonometrii, w dziedzinie finansów przedsiębiorstwa. Jednym z dominujących tematów badawczych w dorobku naukowym prof. Marka Gruszczyńskiego i źródłem intelektualnej inspiracji dla wielu innych badaczy jest prognozowanie bankructwa i upadłości. Małgorzata Iwanicz-Drozdowska (*Przegląd badań z zakresu predykcji bankructwa – od modelu Altmana do współczesności*) prezentuje prace badawcze z dziedziny predykcji bankructwa przedsiębiorstw, koncentrując się na modelu Z-Score Altmana i wybranych aspektach jego zastosowań: zmiennych niefinansowych, horyzoncie prognozy i narzędziach stosowanych do prognozowania niewypłacalności. W kolejnym tekście Rumiana Górskiego i Piotr Staszkiwicz (*Ograniczenia modeli postaltmanowskich. Nurt badań inspirowany dorobkiem prof. Marka Gruszczyńskiego*) kontynuują ten temat, skupiając się na ograniczeniach modeli predykcji bankructwa przedsiębiorstw oraz wyzwaniach związanych z analizami opartymi na niezbilansowanej próbie.

Inny miernik efektywności działania przedsiębiorstwa – rentowność – analizuje autor kolejnego artykułu (*Regionalne cykle rentowności polskich przedsiębiorstw: bayesowska analiza przestrzennego modelu przełącznikowego*), Andrzej Torój, weryfikując hipotezy o geograficznych zależnościach cykli koniunkturalnych w Polsce za pomocą przestrzennej wersji modelu przełącznikowego. Nowością w zastosowaniu tych metod jest miara poddana analizie: wskaźnik rentowności sprzedaży przedsiębiorstw. Autor dostrzega zarówno występowanie przestrzennych interakcji między rentownościami przedsiębiorstw w poszczególnych województwach, jak i znaczny stopień heterogeniczności autonomicznego składnika cyklu, niezależnego od efektów wzajemnych oddziaływań przestrzennych.

Ostatnia grupa artykułów dotyczy zastosowań narzędzi mikroekonometrycznych w obszarach ekonomii innych niż finanse przedsiębiorstwa. Dorota Witkowska (*Czy obecność kobiet w organach statutowych ma wpływ na wyniki finansowe dużych spółek publicznych w Polsce?*) analizuje zależności między udziałem kobiet w zarządach i radach nadzorczych a wynikami finansowymi spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Dokumentuje brak istotnej statystycznie zależności między frakcją kobiet w organach kierowniczych największych spółek a wynikami finansowymi. Wyjątkiem wydaje się sektor bankowy, w którym zależność ta jest ujemna i statystycznie istotna.

Damian i Karolina Przekop (*Czy sąsiedztwo ma wpływ na ceny nieruchomości? Modelowanie przestrzenne cen mieszkań w Warszawie*), posługując się mikrodanymi o warszawskich nieruchomościach, badają czynniki wpływające na ich ceny. Przy użyciu narzędzi ekonometrii przestrzennej identyfikują cechy warszawskich mieszkań determinujące ich wartość rynkową, w tym właściwości samych lokali i zmienne charakteryzujące położenie mieszkań na mapie Warszawy, uwzględniając zależności geograficzne.

W artykule zamykającym monografię (*Mikroekonometria a sprawa polska*) Emilia Tomczyk przedstawia przegląd aktualnych zastosowań modeli zmiennej jakościowej w polskiej literaturze ekonomicznej, z naciskiem na te zaproponowane przez młodych naukowców związanych z Profesorem: uczestników seminariów dyplomowych i doktoranckich, współpracowników, prelegentów na seminariach Zakładu Ekonometrii Stosowanej. Zastosowania te dotyczą dziedzin tak zróżnicowanych, jak rynek pracy, ład korporacyjny, innowacje w przedsiębiorstwach i teoria estymacji modeli ze zmienną jakościową.

Oddajemy zatem w ręce Czytelnika zbiór artykułów tak interdyscyplinarny, intrygujący i inspirujący, jak lista zainteresowań badawczych samego Profesora.

O PANU PROFESORZE

Profesor Marek Gruszczyński od zawsze (a przynajmniej takiego „zawsze”, jakie pamiętam) jest ikoną Instytutu Ekonometrii, świetnie rozpoznawalną nie tylko w środowisku ekonometryków, ale także daleko poza nim – zwłaszcza tam, gdzie w prowadzonych badaniach aplikacyjnych wykorzystuje się metody ilościowe. Świetny fachowiec, człowiek o niezwykłym doświadczeniu, zarówno naukowym, jak i praktycznym, ceniony dydaktyk, pionier polskiej ekonometrii stosowanej, a zwłaszcza mikroekonometrii. Niewielu może pochwalić się tak różnorodnym spektrum funkcji i osiągnięć jak On.

Moje skojarzenia związane z Profesorem to jednak przede wszystkim to, co go wyróżnia nie jako naukowca, ale jako człowieka. Miałem to szczęście, że przez całą moją dotychczasową karierę naukową otaczali mnie ludzie, którzy łączyli trzy niezwykle ważne cechy: mądrość, uczciwość i życzliwość. Czy tak jest wszędzie? Nie wiem, ale nie pamiętam żadnych innych przypadków z moich doświadczeń w Instytucie Ekonometrii. Stwierdzenie, że to zasługa pracujących tam ludzi, jest z jednej strony truizmem, a z drugiej jednak uważam, że warto to zawsze powtarzać. Z pewnością to zasługa wielu osób, ale Marek Gruszczyński jest jedną z najważniejszych wśród nich.

Zawsze promował akademicką młodzież i obdarzał ją zaufaniem, z czego nieraz miałem okazję korzystać. Zanim obroniłem doktorat, Profesor firmował zgłaszany przeze mnie wykład, którego jako magister nie mogłem zgłosić

sam – zajęcia prowadziłem wprowadzić ja, ale w razie problemów odpowiadać miał On. Zaangażował mnie w tłumaczenie pierwszego – i jak dotąd jedyne – nowoczesnego podręcznika ekonometrii przełożonego w całości na język polski, choć moje mikroskopijne wówczas doświadczenie nie mogło być atutem. Wreszcie, to Profesorowi zawdzięczam zastrzyk gotówki związany z prowadzeniem zajęć, licznymi ekspertyzami czy szkoleniami za stawki, które jako młodemu asystentowi wydawały mi się wówczas abstrakcyjne. Angażował nas w takie projekty zupełnie bezinteresownie, choć w przypadku niepowodzenia to On ponosiłby za nie odpowiedzialność. Dzięki temu nie musiałem zastanawiać się, jak przeżyć za skromną asystencką pensję, mogłem zająć się po prostu... pracą.

Życie Profesora to jednak nie tylko uczelnia – znana jest jego niesamowita kondycja fizyczna i zaangażowanie w rolę dziadka. Kiedy dodać do tego jeszcze niecodzienną elegancję (nie wiem, czy ktoś widział Profesora kiedykolwiek mającego na sobie coś innego niż świetnie skrojony garnitur i elegancką koszulę – no, chyba że akurat na jakimś biegu) i poczucie humoru, wyłania się obraz człowieka kompletnego: Prawdziwego Profesora.

PROFESOR MAREK GRUSZCZYŃSKI – ŻYCIORYS AKADEMICKI

Wstęp, czyli opisanie krótkie żywota

Gdy Dziekan Kolegium Analiz Ekonomicznych, dr hab. Joanna Plebaniak, zwróciła się do mnie z propozycją opisania drogi naukowej Profesora Marka Gruszczyńskiego na potrzeby niniejszej monografii, trudno powiedzieć, co było silniejsze: satysfakcja z powierzenia mi tego zaszczytnego zadania czy przerażenie jego rozmiarem. W 2001 roku, gdy obejmował kierownictwo Zakładu Ekonometrii Stosowanej (i które złożył w moje niegodne ręce 12 lat później), byłam nieopierzonym asystentem, a Profesor uznanym naukowcem z długą listą publikacji i znakomitą ofertą dydaktyczną. Naukowcem interdyscyplinarnym, o bardzo szerokich horyzontach badawczych. Mimo że podstawowym obszarem jego badań jest mikroekonometria (a szczególnie mikroekonometria finansowa, w tym modele bankructw i upadłości przedsiębiorstw oraz ryzyka kredytowego), podczas swojej kariery naukowej zajmował się – z powodzeniem! – dziedzinami tak różnorodnymi, jak modelowanie i prognozowanie szeregów czasowych, analiza spółek w zakresie rachunkowości i ładu korporacyjnego, techniki wspierania i ochrony inwestorów na rynku papierów wartościowych, analiza fundamentalna, finanse przedsiębiorstw, zagadnienia jawności finansowej...

Zadanie jest tym trudniejsze, że Profesor jest dla nas w Zakładzie Ekonometrii Stosowanej mentorem, autorytetem i przewodnikiem. Zawsze służy wsparciem, od celnych uwag na zakładowych seminariach naukowych po promowanie „młodzieży” jako kierowników badań czy asystę w zmaganiach z uczelnianą biurokracją. Jest kimś, na kogo zawsze mogliśmy liczyć na kolejnych etapach naszych karier akademickich, ale również wzorem naukowca, ekonometryka-praktyka i dydaktyka. Jak to wszystko opisać w krótkim wprowadzeniu do monografii konferencyjnej poświęconej Jubileuszowi Profesora? Myślę, że to niemożliwe. Ale spróbuję...

Rozdział pierwszy: młody badacz zdobywa pierwsze szlify naukowe i rusza do Afryki

Ze Szkołą Główną Handlową (wcześniej Szkołą Główną Planowania i Statystyki) Profesor jest związany od początku swojej kariery akademickiej. Tu broni pracy magisterskiej (1971) oraz doktorskiej (1977), napisanej pod kierunkiem prof. Michała Kolupy. Tematyka pracy – analiza wpływu współliniowości zmiennych objaśniających na wyniki estymacji modeli ekonometrycznych – jest zwiastunem przyszłych zainteresowań badawczych Profesora w zakresie empirycznych zastosowań metod ekonometrycznych. Ale na razie (od 1971) jest asystentem na SGH: pisze artykuły i rozdziały podręczników akademickich, jest współautorem przekładu klasycznych *Zasad ekonometrii* H. Theila, uczy studentów. Dziesięć lat później zmienia uczelnię, państwo i kontynent: zostaje starszym wykładowcą na Uniwersytecie Nigeryjskim w Nsukka. Z Nigerii wraca w 1985 roku, ale jego więzy z Afryką nie słabną, do dziś jest członkiem komitetu redakcyjnego „South African Journal of Business Management”, a jeden z wypromowanych przez niego licencjatów zostaje później prorektorem Uniwersytetu Nigeryjskiego.

Rozdział drugi: doświadczony ekonometryk szuka zastosowań metod ilościowych w doradztwie finansowym, ekonomicznym i prawnym

W drugiej połowie lat 80. Profesor – wtedy jeszcze doktor nauk ekonomicznych – wraca do Polski na uczelnię, włącza się również do pojawiających się już projektów doradczych z zakresu restrukturyzacji przedsiębiorstw. Z nową wiedzą z finansów przedsiębiorstw, rachunkowości i prawa cywilnego w latach 1987–2006 doradza przy wielu projektach związanych z prywatyzacją i restrukturyzacją. Sporządza analizy ekonomiczno-finansowe i wyceny przedsiębiorstw, analizuje efektywność inwestycji, współtworzy pierwsze prospekty emisyjne akcji. Na zlecenie Ministerstwa Przekształceń Własnościowych (obecnie Ministerstwa Skarbu Państwa) sporządza analizy niezbędne do efektywnego przebiegu procesów prywatyzacyjnych. Publikuje książkę, która stanie się podstawą przewodu habilitacyjnego, oraz liczne artykuły na temat kondycji finansowej przedsiębiorstw, prognozowania ryzyka kredytowego i zagrożenia finansowego, analizy fundamentalnej i modelowania zmiennych jakościowych. Gromadzi wiedzę i doświadczenia w zakresie finansów przedsiębiorstw. Wykorzysta je na dalszych etapach kariery naukowej oraz w swoich autorskich programach dydaktycznych.

Rozdział trzeci: dojrzały naukowiec odnajduje swoje powołanie w mikroekonometrii finansowej

W 2002 roku Profesor otrzymuje tytuł doktora habilitowanego nauk ekonomicznych. Tytuł rozprawy – *Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości* – wyraźnie wyznacza główny nurt Jego zainteresowań badawczych: zastosowania metod mikroekonometrycznych w szeroko pojętym świecie finansów. Temu nurtowi Profesor pozostaje wierny do dziś, dywersyfikując jednak swoją działalność naukową w kierunku ładu korporacyjnego,

analiz pozycji konkurencyjnej emitentów papierów wartościowych, międzynarodowych analiz porównawczych z zakresu kryminologii, ekonometrii w rachunkowości i wielu innych zagadnień. Jest twórcą i animatorem unikalnego środowiska naukowego mikroekonometrii w Polsce oraz współautorem i redaktorem naukowym *Mikroekonometrii* (2010, 2012), pierwszej w kraju książki poświęconej analizie mikrodanych w zagadnieniach ekonomicznych, finansowych i społecznych. W tej dziedzinie jest w Polsce pionierem i autorytetem. Zainteresowanie finansami przedsiębiorstw sprawia, że staje się propagatorem tematyki mikroekonometrii finansowej. Kolejna książka (*Empiryczne finanse przedsiębiorstw. Mikroekonometria finansowa*, 2012) jest często cytowanym źródłem wiedzy łączącej finanse i rachunkowość z metodami ekonometrii, przybliżającym badania naukowe polskiego środowiska finansów i rachunkowości do poziomu światowego. Pozycja ta stała się już klasykiem polskiej literatury ekonometrycznej, cennym nie tylko jako źródło wiedzy teoretycznej, ale również przykładów empirycznych i inspiracji dydaktycznych. Nie wątpię, że jeszcze większym powodzeniem będzie się cieszyć najnowsza książka Profesora (*Financial Microeconometrics. A Research Methodology in Corporate Finance and Accounting*, 2020). To znakomite kompendium metod mikroekonometrycznych stosowanych w finansach i naukach pokrewnych, a zarazem źródło starannie dobranych i bardzo interesujących ilustracji empirycznych. Szczególnie innowacyjny charakter ma moim zdaniem znaczenie, jakie Autor przypisuje zależnościom przyczynowym w mikroekonometrii finansowej oraz metodom służącym ich analizie.

Profesorem tytularnym zostaje w 2013 roku. Nadal dużo publikuje: jest autorem wielu artykułów i rozdziałów w monografiach, redaktorem i współautorem kilku podręczników akademickich, współautorem tłumaczenia *Ekonometrii* G.S. Maddali (2006). Rozwija wątki swojej książki o empirycznych finansach przedsiębiorstw, koncentrując się m.in. na roli ujawnień finansowych w ochronie inwestorów, indeksach nadzoru korporacyjnego i badaniach *value relevance* (związków danych księgowych z wartością firmy). Część nowych publikacji to tematy włączone później do *Financial Microeconometrics*, jak np. artykuł o prognozowaniu bankructwa przy próbach niezbilansowanych czy też esej

o dobrych praktykach w empirycznych finansach przedsiębiorstwa i rachunkowości. Odzwierciedleniem wkładu Profesora w polski i światowy dorobek naukowy w dziedzinie ekonometrii i jej zastosowań są nie tylko wysokie wskaźniki cytowań i pobrań artykułów z baz danych, ale również długa lista kolegów redakcyjnych czasopism naukowych, których Profesor jest członkiem: „Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics”, „South African Journal of Business Management”, „Gospodarka Narodowa” (w której od 2017 r. jest redaktorem naczelnym), „Bank i Kredyt” (do 2017), „Przegląd Statystyczny”. Od 2007 roku jest członkiem Komitetu Statystyki i Ekonometrii Polskiej Akademii Nauk (w kadencjach 2012–2019 również członkiem prezydium Komitetu); w latach 2009–2020 członkiem Naukowej Rady Statystycznej Głównego Urzędu Statystycznego. Reprezentował Polskę w zrzeszeniu CEEUN (Central Eastern European University Network) w sekcji „Quantitative and Statistical Methods”; jest wiceprzewodniczącym międzynarodowego stowarzyszenia CESTIRA (Current Economic and Social Topics International Research Association). Jest też członkiem kilku stowarzyszeń ekonomicznych (by wymienić tylko najważniejsze: International Atlantic Economic Society, Professional Risk Managers’ International Association, International Institute of Forecasters, Towarzystwo Ekonomistów Polskich) oraz uczestnikiem, przewodniczącym sesji i członkiem paneli wielu międzynarodowych konferencji naukowych. Bierze udział w krajowych i międzynarodowych projektach badawczych, ma przy tym ogromny wpływ na promowanie akademickiej dojrzałości naukowej swojego zespołu z Zakładu Ekonometrii Stosowanej jako kierownik projektów realizowanych w latach 2004–2014 przez pracowników i doktorantów ZES. Razem z koleżankami i kolegami z Zakładu jestem beneficjentką wysiłku włożonego przez Profesora w organizację i koordynację tych projektów (łącznie aż 18 tematów!) oraz wsparcia merytorycznego, które pomagało nam i nadal pomaga, bo Profesor wciąż aktywnie bierze udział w zakładowych projektach badawczych, rozwijać zainteresowania naukowe i publikować wyniki badań. Bezinteresowne i szczere, a niekiedy wyczerpujące pod względem czasowym i organizacyjnym wsparcie Profesora oferowane młodszym i mniej doświadczonym współpracownikom zasługuje na najwyższe uznanie.

Intermezzo: kaganek oświaty

Pomiędzy światowej klasy badaniami naukowymi Profesor znajduje czas i energię na prowadzenie różnorodnych zajęć dydaktycznych. Jest znakomitym i cenionym przez studentów wykładowcą. W programy swoich przedmiotów – a prowadzi (lub prowadził) wykłady i praktyczne zajęcia komputerowe m.in. z ekonometrii stosowanej, mikroekonometrii, metod prognozowania, badań operacyjnych, analizy fundamentalnej na rynkach papierów wartościowych, algebry liniowej i różnych odmian statystyki – wplata przykłady z własnych prac badawczych i doświadczeń na rynku doradztwa finansowego i ekonomicznego. Gdybym miała wskazać wspólną cechę dydaktycznej aktywności Profesora, byłoby nią konsekwentne poszukiwanie ekonomicznego sensu i ekonomicznej wartości dodanej w zastosowaniach metod ilościowych. Automatyczne stosowanie skomplikowanych technik ekonometrycznych tylko dlatego, że są pod ręką, bez uzasadnienia doboru metody ani refleksji na temat jej adekwatności do testowania interesujących badacza hipotez ekonomicznych, zawsze było przedmiotem Jego sprzeciwu. Wyraźnie to widać na naszych zakładowych seminariach Senamek (Seminarium Naukowego Modelowania Ekonometrycznego). Pytania i wskazówki Profesora zawsze wytrwale zmierzają w kierunku poszukiwania ekonomicznego uzasadnienia i użytecznej interpretacji wyników, stanowiąc cenną lekcję ekonomii dla młodych ekonometryków zafascynowanych potęgą narzędzi ekonometrycznych, które mają do dyspozycji.

Dyplomy licencjata i magistra zawdzięcza Profesorowi jako promotorowi ponad 70 młodych ekonomistów, sukcesem zakończyło się siedem przewodów doktorskich, dwa kolejne czekają na szczęśliwe zakończenie. Liczne recenzje sporządzone dla ponad 20 czasopism również przyczyniły się do rozwoju nauki, podnosząc poziom publikowanych artykułów. A do szczególnie wartościowych osiągnięć Profesora z pogranicza dydaktyki i nauki zaliczyłabym – wspomniane już zresztą – znakomite efekty jego pracy z młodą kadrą naukową w kierowanym przez niego w latach 2001–2013 Zakładem Ekonometrii Stosowanej w Kolegium Analiz Ekonomicznych SGH. Pod jego kierunkiem powstaje

zespół aktywnych młodych naukowców, mających w swym dorobku liczne publikacje w cenionych czasopismach. W 2004 roku Profesor inicjuje publikację w internecie angielskojęzycznego czasopisma „Department of Applied Econometrics Working Papers” (obecnie „Collegium of Economic Analysis Working Papers”), indeksowanego w bazie RePEc, w którym opublikowano już blisko 100 artykułów.

Profesorowi zawdzięczamy również postępującą internacjonalizację dydaktyki na naszej Uczelni. W 2008 roku jest inicjatorem wniosku „Global SGH”, który ostatecznie uzyskuje finansowanie ze środków unijnych na utworzenie studiów na kierunku Metody ilościowe w ekonomii i systemy informacyjne w języku angielskim.

Rozdział czwarty: Profesor staje się Dyrektorem i Prorektorem

Nawet suma aktywności naukowej i dydaktycznej nie stanowi jednak całości zaangażowania Profesora w życie Uczelni. W latach 2002–2006 oraz 2008–2012 jest dyrektorem Kanadyjskiego Programu MBA (CEMBA) w SGH. W rankingach krajowych i międzynarodowych program CEMBA zajmuje coraz wyższe pozycje, a obecnie cieszy się niekwestionowanym pierwszym miejscem w Polsce i jednym z trzech pierwszych miejsc wśród programów w naszym regionie Europy. Profesor jest też pomysłodawcą i inicjatorem polskojęzycznego programu MBA-SGH zainaugurowanego w 2011 roku, jednego z najlepszych w kraju, od niedawna z akredytacją AMBA.

W latach 2012–2016 jest prorektorem SGH ds. nauki i współpracy z zagranicą. W tej roli pracuje nad zwiększeniem międzynarodowej rozpoznawalności Uczelni oraz osiągnięć nauki polskiej reprezentowanej przez wyniki naukowców z SGH. Wprowadza granty naukowe dla autorów publikacji w czasopismach z listy JCR oraz kierowników projektów naukowych, które uzyskały finansowanie zewnętrzne. Usprawnia organizację projektów badawczych, koncentrując ich obsługę administracyjną w nowym Biurze Obsługi Projektów. Za Jego kadencji SGH staje się jednym z liderów pozyskiwania

środków na realizację projektów badawczych NCN i programu Horyzont 2020 w obszarze nauk ekonomicznych. Powstają liczne kanały informowania o osiągnięciach naukowców SGH, w tym moduły: „najnowsze wyniki badań”, „nowe książki naszych naukowców”, „czasopisma naukowe SGH”, „biogramy naukowców SGH”. Promocję polskiej nauki ekonomii i zarządzania prowadzi też jako reprezentant SGH w cenionych międzynarodowych zrzeszeniach szkół biznesu (w tym CEMS i PIM) oraz międzynarodowych organizacjach (np. EFMD, Eduniversal).

W toku swojej kariery akademickiej zdobywa wiele nagród, zbyt wiele, aby je tu wszystkie wymienić. Książka *Empiryczne finanse przedsiębiorstw. Mikroekonometria finansowa* otrzymuje w 2013 roku prestiżową nagrodę „Beta” z zakresu zarządzania finansami, *Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości* – nagrodę Ministra Nauki i Szkolnictwa Wyższego w 2003 roku. Wielokrotnie wyróżniany przez Rektora SGH za osiągnięcia naukowe i dydaktyczne. Jest kawalerem Krzyża Oficerskiego Orderu Odrodzenia Polski oraz Srebrnego i Złotego Krzyża Zasługi.

Podsumowanie – ale na pewno nie koniec!

Jeśli wolno mi zakończyć nutą osobistą: Panie Profesorze, praca pod Pana kierunkiem jako kierownika Zakładu Ekonometrii Stosowanej, a potem współpraca naukowa i dydaktyczna były zaszczytem i przyjemnością. Wszyscy mieliśmy szczęście działać pod opieką wybitnego naukowca, cenionego dydaktyka, sprawnego organizatora, życzliwego szefa i po prostu dobrego człowieka. Profesorze, dziękujemy. Życzymy wielu lat owocnej pracy na niwie akademickiej, a najlepiej jeszcze jednego równolicznego jubileuszu!

Wybrane publikacje prof. dr. hab. Marka Gruszczyńskiego od 2000 roku

Książki

Financial Microeconometrics. A Research Methodology in Corporate Finance and Accounting, Springer, Switzerland 2020.

Empiryczne finanse przedsiębiorstw. Mikroekonometria finansowa, Difin, Warszawa 2013.

Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości, seria: „Monografie i Opracowania”, nr 490, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2001.

Rozdziały w redagowanych książkach

Zbiór zadań z mikroekonometrii, M. Gruszczyński, D. Przekop (red.), Wolters Kluwer, Warszawa 2015, s. 152.

Mikroekonometria, M. Gruszczyński (red.), Wolters Kluwer, Warszawa 2012, rozdz. 1 i 3 (s. 15–44, 71–122), współautorzy: M. Bazyl, M. Książek, M. Owczarczuk, A. Szulc, A. Wiśniowski, B. Witkowski, s. 350.

Ekonometria i badania operacyjne, M. Gruszczyński, T. Kuszewski, M. Podgórska (red.), Wydawnictwo Naukowe PWN 2009, rozdz. 5 i 6: *Modele nieliniowe. Funkcja produkcji oraz Modele zmiennej jakościowej*, s. 131–188.

Ekonometria, M. Gruszczyński (red.), Graduate School of Business Economics – Higher School of Commerce and International Finance, Warszawa 2003, współautorzy: S. Kluza, D. Winek, s. 220.

Rozdziały w książkach

Financial Microeconometrics as Research Methodology in Corporate Finance and Accounting, w: *Efficiency in Business and Economics*, T. Dudycz,

G. Osbert-Pociecha, B. Brycz (red.), *Springer Proceedings in Business and Economics* 2018, s. 71–80.

Prison Population and Crime Rates – How Poland Differs from Other EU Countries, w: *Criminology, Criminal Policy and Criminal Law in an International Perspective*, Stämpfli Verlag 2013, współautorka: B. Gruszczyńska, s. 563–571.

Wpływ zakresu ujawnianych informacji na poprawę ochrony inwestorów oraz pozycję konkurencyjną emitentów papierów wartościowych, G. Świderska i in. (red.), Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2011.

Challenges of Governance in Poland, w: *Corporate Governance in the 21st Century*, K.V. Lowery (red.), Nova Science Publishers 2008, współautorka: M. Aluchna, s. 155–171.

Problemy rozpoznawania kondycji finansowej przedsiębiorstw, w: *Diagnozy i prognozy stanu gospodarki w świetle badań koniunktury*, E. Adamowicz (red.), seria: „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH”, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2002, s. 53–68.

Artykuły

On Unbalanced Sampling in Bankruptcy Prediction, „International Journal of Financial Studies” 2019, vol. 7(2).

Good Practices in Empirical Corporate Finance and Accounting Research, „Journal of Banking and Financial Economics” 2018, 2(10) s. 45–51.

Badania ilościowe w finansach przedsiębiorstw i rachunkowości – wyzwania metodyczne, „Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia” 2018, vol. 91, no. 1, s. 23–34.

Błędy doboru próby w badaniach bankructw przedsiębiorstw on corporate bankruptcy, „Kwartalnik Nauk o Przedsiębiorstwie” 2017, nr 3, s. 22–29.

Value Relevance of Companies' Financial Statements in Poland, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych” 2016, vol. 17, no. 4, współautorzy: R. Bilicz, M. Kubik-Kwiatkowska, A. Pernach, s. 40–49.

Issues in Modelling the Financial Distress and Bankruptcy of Companies, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych” 2015, vol. 16, issue 1, s. 96–107.

- Indeksy nadzoru korporacyjnego w mikroekonometrii finansowej*, „Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia” 2014, nr 65, s. 343–352.
- Ekonometria w rachunkowości*, „Studia i Prace Kolegium Zarządzania i Finansów” 2013, nr 129, s. 161–177.
- Investor Protection and Disclosure: Quantitative Evidence*, „Financial Markets. Principles of Modeling, Forecasting and Decision-Making” 2012, no. 10, s. 19–36.
- Quantitative Methods in Accounting Research*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych” 2009, vol. 10, issue 1, s. 76–87.
- Corporate Governance Ratings and the Performance of Listed Companies in Poland*, „Przegląd Statystyczny” 2008, no. 1, s. 113–129.
- Empiryczne finanse korporacyjne i inwestowanie*, „Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie, Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania” 2008, nr 9, s. 248–258.
- Financial Econometrics in Corporate Governance Studies*, „Financial Markets. Principles of Modeling, Forecasting and Decision-Making” 2008, vol. 6, s. 11–17.
- Metody mikroekonometrii w ocenie zachowań przedsiębiorstw*, współautor: J. Kotłowski, w: *Koniunktura gospodarcza – 20 lat doświadczeń Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH 2008*, red. E. Adamowicz, seria: „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH”, nr 80, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2008, s. 329–350.
- Uporządkowany model logitowy: zastosowania biznesowe i finansowe*, „Zeszyty Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse. Rynki Finansowe, Ubezpieczenia” 2007, nr 6, cz. 1: *Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie*, s. 83–90.
- Corporate Governance Research and Financial Microeconometrics*, „Competitiveness and European Integration”, Cluj-Napoca, 2007.
- Corporate Governance and Financial Performance of Companies in Poland*, „International Advances in Economic Research” 2006, vol. 12, no. 2, s. 251–259.
- Nadzór korporacyjny – badania ilościowe*, „Przegląd Corporate Governance” 2006, nr 3(7), s. 83–88.

- Mikroekonometria finansowa. Zarys problematyki*, w: *Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a polski rynek*, W. Ronka-Chmielowiec, K. Jajuga (red.), seria: „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu”, nr 1133, Wrocław 2006, s. 111–118.
- Validation of Bankruptcy Models*, „Przegląd Statystyczny” 2006, no. 2, s. 24–34.
- New bankruptcy prediction models for Polish companies*, w: *Zarządzanie finansami: biznes, bankowość i finanse na rynkach wschodzących*, D. Zarzecki (red.), Uniwersytet Szczeciński, Szczecin 2005, s. 387–398, współautorzy: P. Ciesielski, M. Domeracki.
- Crime in Enlarged Europe. Comparison of Crime rates and Victimization Risks*, „Transition Studies Review” 2005, vol. 12, no. 2, s. 337–345, współautorka: B. Gruszczyńska.
- Spółki giełdowe i pozagiełdowe w Polsce: relacje fundamentalne*, w: *Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie*, red. W. Tarczyński, Uniwersytet Szczeciński, Szczecin 2004, s. 119–132, współautor: K. Wrona.
- Financial Distress of Companies in Poland*, „International Advances in Economic Research” 2004, vol. 10, no. 4, s. 249–256.
- Ekonometria w analizie fundamentalnej*, w: *Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe i polski rynek*, W. Ronka-Chmielowiec, K. Jajuga (red.), seria: „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu”, nr 1037, Wrocław 2004, s. 186–194.
- Wskaźniki finansowe a opinia biegłego rewidenta*, „Bank i Kredyt” 2003, nr 5, współautor: B. Pajdo, s. 44–51.
- Modele mikroekonometrii w analizie i prognozowaniu zagrożenia finansowego przedsiębiorstw*, „Working Papers” 2003, nr 34.
- Nadzór korporacyjny a wyniki finansowe przedsiębiorstw*, w: *Zarządzanie finansami: mierzenie wyników i wycena przedsiębiorstw*, D. Zarzecki (red.), Uniwersytet Szczeciński, Szczecin 2003, s. 29–38.
- Kondycja finansowa przedsiębiorstw. Prognozy ekonometryczne*, w: *Zarządzanie finansami: klasyczne zasady – nowoczesne narzędzia*, D. Zarzecki (red.), Uniwersytet Szczeciński, Szczecin 2002, s. 101–111.

Firma jako cel przejęcia. Charakterystyka na podstawie badań metodami mikroekonometrii, w: *Zarządzanie finansami: cele – organizacja – narzędzia*, D. Zarzecki (red.), Fundacja Rozwoju Rachunkowości i Uniwersytet Szczeciński, Szczecin 2001, s. 403–416.

Obszary prognozowania w analizie fundamentalnej, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu” 2001, nr 919: *Prognozowanie w zarządzaniu firmą*, s. 167–176.

Zero-jedynkowe predykanty w modelach prognozowania ryzyka kredytowego, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu” 2000, nr 838, s. 19–26.

Prognozowanie fuzji i przejęć za pomocą metod mikroekonometrii, „Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych” 2000, z. 8, s. 46–66.

Dobór zmiennych objaśniających do modelu logitowego, „Przegląd Statystyczny” 2000, nr 1–2, s. 175–186.

Przekład

G.S. Maddala, *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2006, współautorzy przekładu z j. angielskiego: E. Tomczyk, B. Witkowski.

TOMASZ KUSZEWSKI
Akademia Ekonomiczno-Humanistyczna w Warszawie

BARTOSZ WITKOWSKI
Szkoła Główna Handlowa w Warszawie

Rozdział 1

WŚRÓD MIELIZN PROGNOZOWANIA W GOSPODARCE

1. Wstęp

Zamieszczenie tego tekstu w niniejszym zbiorze wynika co najmniej z dwóch powodów. Oba dotyczą przeszłości. Po pierwsze, w roku akademickim 1976/1977, na trzecim roku studiów w Szkole Głównej Panowania i Statystyki, jeden z autorów był uczestnikiem zajęć z teorii prognozy. Wykład prowadził doc. dr hab. Jerzy Greń, a ćwiczenia mgr Marek Gruszczyński. Trudno pamiętać szczegóły zajęć, ale przez kolejne kilkadziesiąt lat pracy zawodowej autor ten zajmował się właśnie prognozowaniem zjawisk i procesów ekonomicznych. Można zatem wnioskować, że spotkanie z tymi dwoma wykładowcami przyniosło długotrwałe skutki. Drugi powód pochodzi przeszłości dużo bliższej. W 2008 roku Elżbieta Adamowicz, Marek Gruszczyński i Maria Podgórska zachęcili obu autorów do podjęcia się zadania budowy pod egidą Instytutu

Rozwoju Gospodarczego Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie (IRG) prognostycznego modelu makroekonomicznego wykorzystującego dane z testów koniunktury. Dla ustalenia uwagi model ten nazwijmy IRGIE (Instytut Rozwoju Gospodarczego Instytut Ekonometrii).

Przyjmijmy za Barczykiem i Kowalczykiem (1993, s. 151) definicję testu koniunktury jako ankiety sondażowej, przeprowadzanej wśród podmiotów gospodarczych w celu określenia aktualnych i przyszłych tendencji w działalności danego przedsiębiorstwa, branży oraz całej gospodarki narodowej. Specyficzną cechą badania rzeczywistości metodą testu koniunktury jest to, że pytania w ankiecie mają charakter jakościowy, co oznacza, że respondenci pytani są o kierunek zmian określonych zjawisk ekonomicznych w relacji do okresu bazowego lub do pewnego poziomu normalnego zjawiska. W istocie więc test jest badaniem opinii o zjawiskach i procesach ekonomicznych. Ankieta zazwyczaj nie zawiera pytań charakteryzujących dane zjawisko w sposób ilościowy.

Kolejną specyficzną cechą testu koniunktury jest to, że zawiera on pytania zarówno w kwestii aktualnego stanu danego zjawiska, jak i pytania prognostyczne, które odnoszą się do ocen przyszłej sytuacji. Obecnie badaniami metodą testu koniunktury są objęte wszystkie sektory produkcji i usług oraz grupy podmiotów gospodarujących, takich jak np. gospodarstwa domowe.

Okazuje się, że w trakcie rozwoju metodologii i rozszerzania zakresu stosowania testu koniunktury jego użyteczność do analiz ekonomicznych rozszerzono znacznie poza analizę jedynie wahań koniunktury gospodarczej. Obecnie dane z testu koniunktury używane są w znacznie szerszym spektrum obszarów zastosowań. Niektóre obszary zastosowań danych z testu koniunktury wymieniono m.in. w pracach Oppenlandera (2002) i Tomczyk (2004). Są one następujące:

- analiza cyklu koniunkturalnego przy wykorzystaniu jakościowych wskaźników koniunktury – sygnalizacja punktów zwrotnych;
- testowanie teorii ekonomicznych, szczególnie hipotez odnośnie do modelu kształtowania oczekiwań przez podmioty gospodarcze i gospodarstwa domowe, kwantyfikacja oczekiwań i testowanie hipotezy racjonalnych oczekiwań w zakresie cen, produkcji;

- badanie mikroekonomicznych zachowań podmiotów gospodarczych i gospodarstw domowych, badanie współzależności i mechanizmów przyczynowo-skutkowych w ramach zestawu pytań w ankiecie, które obejmują istotne parametry decyzyjne i fazy działalności podmiotu;
- wykorzystanie wskaźników jakościowych w ilościowych modelach makroekonomicznych jako zmienne objaśniające zachowania podmiotów gospodarczych (Dion, Kolodziejak, 2002);
- krótkookresowe prognozowanie podstawowych, ilościowych agregatów makroekonomicznych, określenie związków pomiędzy wynikami otrzymywanymi w badaniach metodą testu koniunktury a danymi statystyki ilościowej.

Ostatni wymieniony sposób modelowania i prognozowania ma już długą tradycję, obszerną literaturę i liczne zastosowania (Hansson, Jansson, Löf, 2005). W początkowej fazie projektu IRGIE zebrano i analizowano doświadczenia w opracowaniu (Białowolski, Dudek, Kuszewski, Walczyk, Witkowski, 2009). Szczególną uwagę zwrócono na model CLIMA (Bieć i in., 2007), ponieważ dotyczył jedyne w tamtym czasie prognozowania wybranych wskaźników oceny sytuacji gospodarczej w Polsce za pomocą modelu, w którym jako zmienne objaśniające wykorzystano wyniki testów koniunktury. Model CLIMA opisuje cykliczne zmiany produktu krajowego, stopy bezrobocia i stopy inflacji i jest budowany z myślą o generowaniu średniookresowych prognoz wymienionych wielkości w ujęciu kwartalnym. Specyfikacja równań tego modelu jest poprzedzona gruntownym, ekonomicznym uzasadnieniem. Przypadek modelu CLIMA pokazał, iż jest możliwe skonstruowanie modelu prognostycznego z dobrze interpretowalnymi z ekonomicznego punktu widzenia zależnościami i zadowalającymi wynikami prognoz. Dlaczego zatem podjęto próbę budowy modelu innego niż CLIMA? Zespół twórców modelu prognostycznego IRGIE przyjął zupełnie inną, niekonwencjonalną strategię budowy modelu, szacowania jego parametrów i wykorzystania tego modelu do prognozowania. Dlatego może warto przypomnieć historię modelu IRGIE.

W niniejszym opracowaniu pomija się wiele dyskutowanych kwestii i szczegółów, które zawarte są w pracach (Białowolski, Kuszewski, Witkowski, 2010, 2012, 2014a, 2014b, 2015).

2. Motywacja

Koniec pierwszej dekady XXI wieku, lata po kryzysie gospodarczym, były okresem polemik dotyczących możliwości prognozowania zjawisk i procesów makroekonomicznych. Kryzys gospodarczy o globalnym wymiarze oraz objawy bezradności ośrodków prognostycznych w formułowaniu wiarygodnych prognoz krótko- i średnioterminowych w dynamicznym otoczeniu skłaniały do podjęcia prac nad skonstruowaniem modelu prognostycznego podstawowych wskaźników gospodarczych, reagujących na nagłe zmiany w krajowej gospodarce na bieżąco i szybciej niż modele wtedy eksploatowane w celach prognostycznych. Wydarzenia gospodarcze lat 2008–2009 pokazały, że dotychczas stosowane w celach prognostycznych zarówno wielorównaniowe modele ekonometryczne postaci strukturalnej lub autoregresji wektorowej, jak i stosowane modele równowagi ogólnej oraz dynamiczne, stochastyczne modele równowagi ogólnej nie pozwalały znacząco zwiększyć trafności prognoz makroekonomicznych.

Drugim nurtem ówczesnych dyskusji ekonomistów było kwestionowanie części związków przyczynowo-skutkowych między podstawowymi kategoriami makroekonomicznymi. Z prowadzonej wtedy wymiany poglądów wynikał wniosek, że warto rozważać takie konstrukcje modelowe, które nie odwzorowują jednej, przyjętej przez autorów teorii ekonomicznej, ale mogą przystosowywać się do danych w elastyczny sposób, czyli są w gruncie rzeczy ateoretyczne. W konsekwencji spostrzeżenia o ateoretyczności modelu postanowiono rozważyć wyeliminowanie problemu wyboru jedynej poprawnej w danym momencie specyfikacji równań modelu.

Kolejnym problemem w prognozowaniu, a zwłaszcza w prognozowaniu kategorii makroekonomicznych jest trudność w formułowaniu założeń co do wartości zmiennych egzogenicznych w okresie prognozy. Po pierwsze, dokonujący prognozy najczęściej nie są w stanie podać takich wartości. Po drugie, niekiedy istnieje uzasadnione przypuszczenie, że przyjmowane założenia odpowiadają interesowi podmiotu dokonującego prognozy. Wreszcie na przeszkodzie

w formułowaniu obiektywnie poprawnych założeń stoją dobrze rozpoznane przez psychologię i teorię podejmowania decyzji pułapki ludzkiego myślenia (Kahneman, 2012; Drabarek, 2006).

Budowa modelu IRGIE była próbą przewyższenia wymienionych bolączek prognozowania.

Strategia budowy i estymacji modelu

Przyjęto, że zmiennymi endogenicznymi bieżącymi w modelu IRGIE będą: tempo zmian produktu krajowego brutto (GDP), wskaźnik zmian cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI) oraz stopa bezrobocia (UNE). Z założenia zmiennymi egzogenicznymi miały być wyłącznie salda odpowiedzi na pytania testów koniunktury bądź wskaźniki koniunktury opracowane na podstawie owych sald przez różne ośrodki badawcze. Ze względu na częstotliwość podawania przez Główny Urząd Statystyczny wyników dotyczących dynamiki produktu krajowego brutto model IRGIE był modelem kwartalnym. W początkowym okresie prac nad modelem IRGIE (Białowolski i in., 2010) rozważano rekurencyjną postać modelu o następującej strukturze:

$$\begin{aligned} GDP_t &= f_1(GDP_{t-1}, \mathbf{X}_{1,t-1}, \boldsymbol{\varepsilon}_{1t}), \\ UNE_t &= f_2(GDP_t, UNE_{t-1}, \mathbf{X}_{2,t-1}, \boldsymbol{\varepsilon}_{2t}), \\ CPI_t &= f_3(GDP_t, UNE_t, CPI_{t-1}, \mathbf{X}_{3,t-1}, \boldsymbol{\varepsilon}_{3t}), \quad t = 1, \dots, T. \end{aligned} \quad (1)$$

W tej wersji modelu prognozowanie wartości zmiennych endogenicznych bez przyjmowania dodatkowych założeń o wartościach zmiennych egzogenicznych było możliwe w horyzoncie tylko I kwartału. Podjęte próby prognozowania i doskonalenia modelu skłoniły autorów do zwiększenia opóźnień zmiennych egzogenicznych – wyników testów koniunktury do IV kwartałów. W końcowej fazie projektu model IRGIE miał postać:

$$\begin{aligned} GDP_t &= f_1(GDP_{t-1}, \mathbf{X}_{1,t-k}, \boldsymbol{\varepsilon}_{1t}), \\ UNE_t &= f_2(GDP_t, UNE_{t-1}, \mathbf{X}_{2,t-k}, \boldsymbol{\varepsilon}_{2t}), \end{aligned} \quad (2)$$

$$CPI_t = f_3(GDP_t, UNE_t, CPI_{t-1}, X_{3,t-k}, \varepsilon_{3t}),$$

$$t = 1, \dots, T; \quad k \in \{0, 1, 2, 3, 4\}.$$

W pierwszym z równań modelu zakłada się, że tempo zmian produktu w kwartale t zależy od tempa zmian produktu w kwartale poprzednim i zestawu wartości zmiennych egzogenicznych X opisujących stan koniunktury bądź w tym samym kwartale bądź w k -tym kwartale poprzedzającym. Drugie z równań stanowi, że stopa bezrobocia zależy od bieżącego tempa zmian produktu, stopy bezrobocia z poprzedniego kwartału i stanu koniunktury w bieżącym kwartale bądź w k -tym kwartale poprzedzającym. Trzecie równanie opisuje zmiany cen towarów i usług konsumpcyjnych. Konsekwentnie, wskaźnik zmian cen zależy od bieżącego tempa zmian produktu, bieżącej stopy bezrobocia i stanu koniunktury w bieżącym kwartale bądź w k -tym kwartale poprzedzającym.

Taka konstrukcja modelu była możliwa dzięki sprzyjającemu następstwu w czasie ukazywania się miesięcznych wyników testów koniunktury i podawania przez GUS kwartalnych danych dotyczących kategorii endogenicznych. Analitycy zajmujący się testami koniunktury tradycyjnie przyjmują, że z wyników miesięcznych testów koniunktury wyniki kwartalne uzyskuje się przez wzięcie pod uwagę wyników testu z pierwszego miesiąca danego kwartału. Wobec tego odczucie koniunktury dla I kwartału jest już znane po opublikowaniu wyników testu za styczeń, dla II kwartału za kwiecień itd. Z kolei wstępne dane o zmianach produktu krajowego, wskaźniku cen i stopie bezrobocia są publikowane za I kwartał w pierwszym miesiącu następnego kwartału.

Kolejność równań w modelu, czyli jego rekurencyjna struktura, była każdorazowo wynikiem testowania wszystkich sześciu permutacji zmiennych endogenicznych i wyboru tego wariantu, którego dopasowanie do danych było najlepsze. Przyjęto, że zależność między inflacją i bezrobociem, rozpoznana w literaturze jako krzywa Phillipsa, nie określa ani w tradycyjnej, ani w zmodyfikowanej postaci relacji przyczynowo-skutkowej między tymi zmiennymi. W przypadku zależności między tempem wzrostu produktu i poziomem bezrobocia (prawo Okuna) sugerowany jest bieg zależności od wyższego tempa wzrostu do spadku stopy bezrobocia, lecz również tu przyjmuje się, że

analizowane zjawiska przebiegają równolegle. W przypadku zależności między inflacją i tempem wzrostu produktu można założyć bieg przyczynowości w obie strony – wyższy poziom produktu zwykle implikuje wyższe wykorzystanie mocy produkcyjnych, co pociąga wzrost płac i sprzyja wzrostowi inflacji, ale również wyższy poziom inflacji skłania podmioty do zwiększenia bieżącego popytu, co stymuluje wzrost produktu.

Do generowania ostatecznych postaci modeli prognostycznych wykorzystano metodę uśredniania bayesowskiego. Techniczne szczegóły tego podejścia można znaleźć w licznych publikacjach (Sala-i-Martin, Doppelhofer, Miller, 2004), (Moral-Benito, 2010) lub (Próchniak, Witkowski, 2013). W pracy kończącej projekt IRGIE (Białowski i in., 2015) zastosowano trzy różne odmiany tego podejścia: klasyczne uśrednianie (BA), „częstościowe” bez kontroli współliniowości (BF) oraz „częstościowe” z kontrolą współliniowości (BFC). Dla porównania dokładności prognoz do budowy modeli używano też metod czynnikowych. Metody bayesowskie pozwoliły uzyskać ostateczną postać równań modelu prognostycznego na podstawie wielu, a nie jednej specyfikacji.

Dane i prognozy

Dane kwartalne do szacowania modeli prognostycznych ostatniej wersji modelu IRGIE pochodziły z lat 1996–2014. W zbiorze potencjalnych zmiennych egzogenicznych uwzględniono ogólne i sektorowe wskaźniki koniunktury oraz salda odpowiedzi na poszczególne pytania testów koniunktury publikowane przez Główny Urząd Statystyczny, Instytut Rozwoju Gospodarczego SGH, Biuro Inwestycji i Cykli Ekonomicznych (BIEC), agencję badawczą Ipsos oraz niemiecki instytut badań ekonomicznych Ifo z uniwersytetu w Monachium. Ostatecznie w zbiorze regresorów znalazły się zmienne egzogeniczne wymienione w tabeli 1.

Interesujące było, iż zbiory regresorów uwzględnione w poszczególnych równaniach modelu były różne dla różnych opóźnień obserwacji (k). Pokażemy to na przykładzie podejścia „częstościowego” (zob. tabela 2). W zależnościach opisujących tempo zmian produktu i zmiany wskaźnika cen podobieństwa

zestawów regresorów zaobserwowano dla $\{k=0\}$, $\{k=1, k=2\}$, $\{k=3, k=4\}$, zaś w opisie stopy bezrobocia dla $\{k=0, k=1\}$, $\{k=2, k=3, k=4\}$.

Gdy rozważa się jedną sesję prognostyczną modelu IRGIE z danym zestawem danych kwartalnych, to łatwo zauważyć, że dzięki odpowiedniej definicji opóźnień regresorów uzyskuje się od 1 do 5 prognoz wartości każdej zmiennej endogenicznej. Dla ustalenia uwagi wybrano prognozy otrzymane z modeli oszacowanych w ramach podejścia „częstościowego” z korektą współliniowości referowane w pracy (Białowolski i in., 2015). Prognozy i odnotowane w statystyce wartości zmiennych endogenicznych zestawiono w tabeli 3.

Tabela 1. Regresory w modelach uśredniania bayesowskiego

Symbol	Opis
ifo_be	Ifo wskaźnik klimatu biznesowego
gus ²	sytuacja finansowa gospodarstwa domowego w kolejnych 12 miesiącach
gus4	stan polskiej gospodarki w kolejnych 12 miesiącach
gus7	stopa bezrobocia w kolejnych 12 miesiącach
gus11	oszczędności gospodarstw domowych w kolejnych 12 miesiącach
ips_wo	wyprzedzający wskaźnik koniunktury konsumenckiej (Ipsos)
biec_wwk	BIEC wyprzedzający wskaźnik koniunktury
biec_wpi	BIEC ocena poziomu przyszłej inflacji
biec_wrp	BIEC wskaźnik rynku pracy
biec_wd	BIEC wskaźnik dobrobytu
ind_q1f	przemysł, poziom produkcji, oczekiwanie
ind_q2f	przemysł, portfel zamówień, oczekiwanie
ind_q3f	przemysł, portfel zamówień eksportowych, oczekiwanie
ind_q4f	przemysł, wielkość zapasów produktów gotowych, oczekiwanie
ind_q5f	ceny produkowanych w przedsiębiorstwie wyrobów, oczekiwanie
ind_q6f	przemysł, zatrudnienie, stan obecny
ind_q8f	ogólna sytuacja polskiej gospodarki, oczekiwanie
hhs_q1	ocena sytuacji finansowej gosp. domowego w porównaniu z 12 miesięcy wstecz
hhs_q2	oczekiwanie co do stanu finansów gospodarstwa domowego na następne 12 miesięcy
hhs_q3	ocena stanu polskiej gospodarki w ostatnich 12 miesiącach
hhs_q4	oczekiwanie co do ogólnej sytuacji ekonomicznej Polski na następne 12 miesięcy

Symbol	Opis
hhs_q6	oczekiwanie co do tempa zmian cen na następne 12 miesięcy
hhs_q7	oczekiwanie co do zmian bezrobocia na następne 12 miesięcy
hhs_q9	wydatki na dobra trwałego użytku w następnych 12 miesiącach
hhs_q11	oszczędności gosp. domowego w następnych 12 miesiącach

Wartości regresorów z „gus” w symbolu pochodzą z GUS; wartości regresorów z „ind” w symbolu pochodzą z badania „Koniunktura w przemyśle”, Instytut Rozwoju Gospodarczego Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie; wartości regresorów z „hhs” w symbolu pochodzą z badania „Kondycja gospodarstw domowych”, Instytut Rozwoju Gospodarczego Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie.

Źródło: Białowolski i in., 2015.

Tabela 2. Zmienne w równaniach modeli prognostycznych podejścia „częstościowego” dla różnych opóźnień regresorów

Regresor	Podejście „częstościowe” bez korekty współliniowości										Podejście „częstościowe” z korektą współliniowości									
	k=0		k=1		k=2		k=3		k=4		k=0		k=1		k=2		k=3		k=4	
	$\frac{\partial}{\partial \theta}$	$\frac{\partial}{\partial \omega}$	$\frac{\partial}{\partial \theta}$	$\frac{\partial}{\partial \omega}$	$\frac{\partial}{\partial \theta}$	$\frac{\partial}{\partial \omega}$	$\frac{\partial}{\partial \theta}$	$\frac{\partial}{\partial \omega}$	$\frac{\partial}{\partial \theta}$	$\frac{\partial}{\partial \omega}$	$\frac{\partial}{\partial \theta}$	$\frac{\partial}{\partial \omega}$	$\frac{\partial}{\partial \theta}$	$\frac{\partial}{\partial \omega}$	$\frac{\partial}{\partial \theta}$	$\frac{\partial}{\partial \omega}$	$\frac{\partial}{\partial \theta}$	$\frac{\partial}{\partial \omega}$	$\frac{\partial}{\partial \theta}$	$\frac{\partial}{\partial \omega}$
ifo_be			1			1		1	1	1		1			1		1	1	1	1
gus ²			1	1			1	1	1											
gus4			1	1		1		1				1	1		1	1				
gus7							1	1	1	1										
gus11	1		1	1	1	1	1	1	1	1		1	1	1	1	1	1	1	1	1
ips_wo							1	1		1	1	1					1	1	1	1
biec_wwk			1			1	1		1	1	1	1		1		1		1		
biec_wpi	1	1	1		1	1		1	1	1	1	1	1	1	1		1	1	1	1
biec_wrp	1	1	1	1	1			1		1	1	1	1	1						
biec_wd						1										1				
ind_q1f				1		1	1		1				1		1	1		1		
ind_q2f	1				1		1	1	1	1	1	1		1			1	1	1	1
ind_q3f	1				1		1	1	1	1	1	1		1			1	1		
ind_q4f	1							1		1	1		1					1	1	1
ind_q5f	1				1		1	1	1		1	1			1	1	1	1		1
ind_q6f					1		1	1	1	1		1		1	1	1	1		1	1
ind_q7f	1			1						1				1						

cd. tabeli 2

Tablica 2

Regresor	Podejście „częstościowe” bez korekty współliniowości												Podejście „częstościowe” z korektą współliniowości																	
	k=0			k=1			k=2			k=3			k=4			k=0			k=1			k=2			k=3			k=4		
	GDP	UNE	CPI	GDP	UNE	CPI	GDP	UNE	CPI	GDP	UNE	CPI	GDP	UNE	CPI	GDP	UNE	CPI	GDP	UNE	CPI	GDP	UNE	CPI	GDP	UNE	CPI	GDP	UNE	CPI
ind_q8f	1			1	1			1				1			1	1	1		1	1			1		1			1	1	
hhs_q1			1						1				1			1								1						
hhs_q ²	1	1		1			1						1	1	1	1	1		1											
hhs_q4				1			1			1	1		1						1						1		1			
hhs_q6						1			1			1							1			1	1			1				
hhs_q7					1	1			1		1		1					1	1			1		1		1		1		
hhs_q9	1					1	1	1				1		1	1	1			1	1	1				1		1	1		
hhs_q11							1						1	1							1							1	1	

1 oznacza, że dana zmienna jest regresorem w równaniu objaśniającym zmiany danej zmiennej endogenicznej.

Źródło: Białowski i in., 2015.

Tabela 3. Prognozy z modelu IRGIE

k	Ostatni kwartał danych 2014q1. Prognozy dla kwartałów:					Ostatni kwartał danych 2014q2. Prognozy dla kwartałów:				
	2014q2	2014q3	2014q4	2015q1	2015q2	2014q3	2014q4	2015q1	2015q2	2015q3
	GDP									
0	3,8					3,2				
1	3,8	4,5				4,1	4,2			
2	3,8	4,1	4,4			3,6	3,9	4,2		
3	3,5	3,6	3,6	3,2		3,4	3,4	3,0	3,5	
4	3,1	2,8	2,4	2,2	2,1	3,0	2,5	2,4	2,2	2,2
COMB	3,6	3,8	3,5	2,7	2,1	3,5	3,5	3,2	2,9	2,2
GUS	3,4	3,4	3,3	3,7	3,3	3,4	3,3	3,7	3,3	3,6
	UNE									
0	9,6					9,1				
1	10,4	10,0				8,7	8,4			
2	10,8	10,6	10,9			9,1	9,3	8,4		
3	10,5	10,1	9,6	9,7		8,8	8,5	8,7	7,8	

k	Ostatni kwartał danych 2014q1. Prognozy dla kwartałów:					Ostatni kwartał danych 2014q2. Prognozy dla kwartałów:				
	2014q2	2014q3	2014q4	2015q1	2015q2	2014q3	2014q4	2015q1	2015q2	2015q3
4	9,8	8,8	7,8	7,5	5,8	7,9	6,8	6,3	4,5	4,3
COMB	10,2	9,8	9,4	8,6	5,8	8,7	8,3	7,8	6,2	4,3
GUS	9,1	8,2	8,1	8,6	7,4	8,2	8,1	8,6	7,4	7,1
	CPI									
0	0,6					0,6				
1	0,6	1,2				0,8	0,6			
2	0,9	1,2	1,7			0,4	0,7	0,5		
3	0,5	0,4	0,2	-0,1		0,1	-0,3	-0,6	-0,6	
4	0,6	0,4	0,2	-0,2	-0,3	0,1	-0,2	-0,5	-0,7	-0,7
COMB	0,6	0,8	0,7	-0,2	-0,3	0,4	0,2	-0,2	-0,7	-0,7
GUS	0,3	-0,3	-0,7	-1,5	-0,9	-0,3	-0,7	-1,5	-0,9	-0,7

W wierszach COMB znajdują się wartości prognoz kombinowanych z wagami liniowymi; w wierszach GUS znajdują się odnotowane przez Główny Urząd Statystyczny zrealizowane wartości zmiennych endogenicznych.

Źródło: opracowanie własne.

Trafność prognoz można rozpatrywać w dwóch przekrojach. Po pierwsze, ze względu na okres prognozy. W tym przypadku istnieje możliwość poprawienia dokładności prognozy dzięki konstruowaniu prognoz kombinowanych. Takie podejście zostało omówione w pracach (Białowolski i in., 2010) oraz (Białowolski i in., 2015). Rozpatrywano wagi liniowe, tzn. o jednakowej wartości dla każdego opóźnienia w jednym okresie prognozy, wagi harmoniczne oraz wykładnicze. Jednak znacznie bardziej interesujące są porównania dokładności prognoz ze względu na opóźnienia ocen wynikających z testów koniunktury. Takie analizy pozwalają na wnioskowanie o percepcji i możliwościach przewidywania przyszłości przez podmioty gospodarcze ankietowane w testach koniunktury. Ten aspekt był rozważany w pracy (Białowolski i in., 2014b).

Podsumowanie

Historia badań prognostycznych z modelem IRGIE liczy sześć lat i jak na razie skończyła się w 2015 roku. Warto zatem spojrzeć wstecz. Zaproponowano budowanie takiego makroekonomicznego modelu prognostycznego, w którym wykorzystuje się do prognozowania opinie tysięcy respondentów odpowiadających na pytania zawarte w testach koniunktury. Założono, że owi respondenci w swojej masie rozumieją procesy ekonomiczne bądź mają na temat tych procesów dobre intuicje (Anuszevska, 2010). W dalszym ciągu w omawianym modelu dbano o to, aby nie istniała konieczność zakładania przez wykonującego prognozę żadnych wartości zmiennych egzogenicznych w okresie prognozy. Wartości te były dane i znane z przeszłości. Wartości zmiennych endogenicznych opóźnionych były znane w okresie prognozy dzięki założonej, rekurencyjnej strukturze modelu.

Nasza propozycja z punktu widzenia teorii makroekonomii nie jest szczególnie wyszukana metodologicznie. W gruncie rzeczy może być określona jako ateoretyczna. Nie pretenduje do opisu związków przyczynowo-skutkowych od poziomu mikro- do poziomu makroekonomicznego, tak jak dynamiczne, stochastyczne modele równowagi ogólnej czy wyłącznie na poziomie makroekonomicznym, jak wielorównaniowe, strukturalne modele ekonometryczne. Zmierzałyśmy w kierunku konstrukcji swobodnego automatu prognostycznego, który miał umożliwić automatyczny wybór modelu prognozującego z rodziny oszacowanych modeli i automatyczne wykonanie prognozy bez udziału badacza. Gdyby szukać analogii w innych dyscyplinach zajmujących się badaniami związków ilościowych w ekonomii, najbliższe było naszemu zamiarowi do swobodnego *data mining* w ekonometrii, zarówno ze względu na wykorzystanie powszechnego testowania koniunktury, jak i na projektowane przez nas procedury generowania sprawnych modeli prognostycznych.

Niniejsze opracowanie jest relacją z przeżytej przez autorów przygody badawczej inspirowanej przez Elżbietę Adamowicz, Marka Gruszczyńskiego i Marię Podgórską. W najmniejszym stopniu nie można sądzić, że ta przygoda zbliża

się do końca. Przebyliśmy zaledwie jeden z początkowych etapów i być może nie zakończył się on pełnym sukcesem. Prowadzone przez nas prace znakomicie oddają następujące słowa: „życie składa się nie tylko z triumfów i sukcesów, ale także z porażek, chybionych posunięć i bohaterskich prób. Miernota, stracone szanse i falstarty może nie zawsze trafiają do najbardziej sensacyjnych nagłówków gazet, ale zdarzają się równie często” (Davies, 2010, s. 11). Zdziawiający, że cytaty ten pochodzi z dzieła traktującego o historii. Piśmiennictwo ekonomiczne pełne jest opisów sukcesów, opisów mniej udanych prób bądź porażek unika się jak ognia.

Często utrwalony po lekturze jakiegoś opracowania obraz sukcesu albo porażki prognostycznej jest niepełny. W naszym tekście pokazujemy wprost wartości prognoz, które teraz dla wszystkich czytelników są weryfikowalne. W tej kwestii warto mieć w pamięci stwierdzenie: „dlatego czasopisma powinny zachęcać autorów (czy żądać od nich?), ażeby np. po pięciu latach składali sprawozdania, jak trafne były ich hipotezy w świetle późniejszych danych” (Mayer, 1996, s. 213). Sugestię tę ukazujemy w tabeli 3. Zestawiono w nich wartości rzeczywiste prognozowanych zmiennych oraz prognozy.

Na zakończenie nasuwa się jeszcze refleksja, że gdyby zajmujący się prognozami czynili zadość wspomnianemu przez Mayera wymogowi, to proporcje między sukcesami a porażkami zapewne uległyby zmianie.

Warto przypomnieć ostrzeżenia dotyczące zasięgu uprawnionego wnioskowania dokonywanego na bazie modelu makroekonomicznego. Na podstawie wyników analizy modelu o systemie gospodarczym opisanym przez dany model można wnioskować tylko w przybliżeniu i przypuszczalnie, bo to wynika z charakteru zależności między oryginałem i modelem oraz z własności praw formułowanych w ekonomii. O innym jeszcze niebezpieczeństwie mówi Garrison (za: Snowdon, Vane, Wynarczyk, 1998, s. 405): „To, co postrzega się w profesji ekonomicznej jako ostrze makroekonomii, staje się coraz bardziej odległe od rzeczywistości gospodarczej i aktualności politycznej. Doszło do tego, że budowanie modeli gospodarki traktuje się jako cel sam w sobie. Nacisk na stosowanie metod matematycznych i uwaga skupiona na technice dosłownie wyparły zainteresowanie tym, czy budowane modele są faktycznie

modelami gospodarki. Tak zwane »w pełni wyartykułowane, sztuczne gospodarki« traktuje się zbyt często jako narzędzia służące do pokazania jakiejś nowej techniki modelowania”.

Skoro makromodel ekonomiczny ma odpowiadać na ważne pytania dotyczące mechanizmów funkcjonowania gospodarki i możliwości przewidywania przyszłych jej stanów, to jego konstrukcja i użytkowanie są zadaniem ważnym z ekonomicznego i politycznego punktu widzenia. Stojący w obliczu takiego zadania makroekonomista nie jest bezradny i może czerpać z doświadczeń i wskazówek innych. Jedni ekonomiści sugerują postępowanie ambitne: „Modelowanie makroekonomiczne powinno za punkt wyjścia przyjąć oczywiste i kluczowe fakty: 1) niekompletność rynków, 2) niekonkurencyjne zachowania na większości istniejących rynków i 3) zasadniczą heterogeniczność jednostek gospodarujących” (Mayer, 1996, s. 156). Inni badacze są bardziej beztroscy i mają nadzieję: „Zasadniczo założenia modelu danego zjawiska stanowią rezultat kombinacji aktualnej wiedzy, konwencji przyjmowanych w nauce oraz, przynajmniej częściowo, szczęścia i intuicji badacza w doborze tego, co zadziała. Nie można zatem dowieść na gruncie logiki, że podejście współczesne nigdy nie zdoła wyjaśnić wyników rynkowych” i dalej w tym duchu: „Przy rozsądnej selekcji zmiennych wyjaśniających i odrobinie szczęścia, modele całkowicie zdeterminowane mogą właściwie reprezentować, na przykład według kryteriów o charakterze statystycznym, zależności pomiędzy zmiennymi przyczynowymi i zagregowanymi wynikami w danym okresie” (Frydman, Goldberg, 2009, s. 9–11).

Autorzy modelu IRGIE podzielali ten drugi punkt widzenia.

Bibliografia

- Anuszevska I. (2010). *Sondaże – zwierciadło społeczeństwa. Rytuały komunikacyjne a kreowanie wiedzy wspólnej*, Warszawa: CeDeWu.pl Wydawnictwo Fachowe.
- Barczyk R., Kowalczyk Z. (1993). *Metody badania koniunktury gospodarczej*, Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.

- Białowolski P., Dudek S., Kuszewski T., Walczyk K., Witkowski B. (2009). *Modelowanie i prognozowanie makroproporcji gospodarczych z wykorzystaniem danych ilościowych i jakościowych*. Projekt badawczy finansowany przez Rektora Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie, tekst niepublikowany.
- Białowolski P., Kuszewski T., Witkowski B. (2010). *Business Survey Data in Forecasting Macroeconomic Indicators with Combined Forecasts*, „Contemporary Economics”, vol. 4(4), s. 41–58.
- Białowolski P., Kuszewski T., Witkowski B. (2012). *Macroeconomic Forecasts in Models with Bayesian Averaging of Classical Estimates*, „Contemporary Economics”, vol. 6(1), s. 60–69.
- Białowolski P., Kuszewski T., Witkowski B. (2014a). *Bayesian Averaging of Classical Estimates in Forecasting Macroeconomic Indicators with Application of Business Survey Data*, „Empirica”, 41(1), s. 53–68. DOI:10.1007/s10663-013-9227-x.
- Bieć M. i in. (red.). (2007). *Forecasting with Composite Coincident and Leading Indexes and the CLIMA Model. The Case of Poland*, Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Davies N. (2010). *Zaginione królestwa*, Kraków: Znak.
- Dion D.P., Kolodziejak A. (2002). *BUSY MARK III – A Short-Term Macro-Econometric Forecasting Tool on the Basis of EU Business and Consumer Surveys*, 26th Centre for International Research on Economic Tendency Surveys Conference, Taipei.
- Drabarek A. (2006). *Intuicja. Poznanie bezpośrednie*, Warszawa: Wydawnictwo Wyższej Szkoły Handlu i Prawa im. R. Łazarskiego.
- Frydman R., Goldberg M.D. (2009). *Ekonomia wiedzy niedoskonałej. Kurs walutowy i ryzyko*, Warszawa: Wydawnictwo Krytyki Politycznej.
- Garrison R., w: B. Snowden, H. Vane, P. Wynarczyk (1998). *Współczesne nurty teorii makroekonomii*, Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Hansson J., Jansson P., Löf M. (2005). *Business Survey Data: Do they Help in Forecasting GDP Growth?*, „International Journal of Forecasting”, vol. 21, s. 377–389. DOI: 10.1016/j.ijforecast.2004.11.003.
- Kahneman D. (2012). *Pułapki myślenia. O myśleniu szybkim i wolnym*, Poznań: Media Rodzina.
- Mayer T. (1996). *Prawda kontra precyzja w ekonomii*, Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Moral-Benito E. (2010). *Model Averaging in Economics: an Overview*, „MPRA Paper”, 26047, Germany: University Library of Munich.

- Oppenlander K.H. (2002). *Business Cycle Survey Data. Definition, Importance, and Applications*, 26th Centre for International Research on Economic Tendency Surveys Conference, Taipei.
- Próchniak M., Witkowski B. (2013). *Real β Convergence of Transition Countries – Robust Approach*, „Eastern European Economics”, vol. 51(3), s. 6–26.
- Sala-i-Martin X., Doppelhofer G., Miller R.I. (2004). *Determinants of Long-Term Growth: a Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach*, „American Economic Review”, vol. 94, s. 813–835. DOI:10.1257/0002828042002570.
- Tomczyk E. (2004). *Racjonalność oczekiwań – metody i analiza danych jakościowych*, Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.

Źródła internetowe

- Białowolski P., Kuszewski T., Witkowski B. (2014b). *Dynamic Factor Models & Bayesian Averaging of Classical Estimates in Forecasting Macroeconomic Indicators with Application of Survey Data*, http://www.nbp.pl/publikacje/materiały_i_studia/191_en.pdf [dostęp: 15.01.2020].
- Białowolski P., Kuszewski T., Witkowski B. (2015). *Bayesian Averaging vs. Dynamic Factor Models for Forecasting Economic Aggregates with Tendency Survey Data. Economics: The Open-Access*, „Open-Assessment E-Journal”, 9 (2015–31), 1–37, <http://dx.doi.org/10.5018/economics-ejournal.ja.2015-31> [dostęp: 15.01.2020].

Rozdział 2

CZY STRACONE DEKADY JAPONII ŚWIADCZĄ O STOPNIOWYM ZMIERZCHU DOTYCHCZASOWEGO MODELU CENTRALNEJ BANKOWOŚCI?

1. Wstęp

Mając przyjemność napisania rozdziału do książki mającej uczcić jubileusz pracy w naszej Uczelni prof. Marii Podgórskiej i prof. Marka Gruszczyńskiego, postanowiłem napisać tekst traktujący o jednym z powodów tego, że dobrze jest pracować na uczelni.

Pośród wielu przyczyn jest i ta, że nasza wiedza nie nadąża często za zmieniającym się światem, dzięki czemu można wciąż z zaciekawieniem o czymś myśleć i czytać, próbując z różnym skutkiem zrozumieć, co naprawdę się wokół nas dzieje.

Jako były centralny bankowiec wziąłem za przykład politykę pieniężną Banku Japonii, która dobrze ilustruje, że wprowadzie w gęstwinie bieżących

zdarzeń widzimy czasem przyszłość, jednak bardzo często dopiero *ex post* uświadamiamy sobie, że to była właśnie ona.

Tak też było z Japonią, gdy jej wcześniej powszechnie podziwiana gospodarka zapadła się całkowicie nieoczekiwanie – po krachu na giełdzie i na rynku nieruchomości w 1990 roku – w wieloletnią, trwającą do dzisiaj stagnację. Bank Japonii, nie zdając sobie początkowo sprawy, że ma do czynienia z ryzykiem wejścia gospodarki w długotrwałą stagnację, zastosował środki, które byłyby adekwatne, gdyby miały pomóc w samoczynnym wydobyciu się gospodarki z krótkotrwałej recesji, bo z taką właśnie sytuacją banki centralne miały jeszcze do niedawna zwykle do czynienia.

Dopiero w trakcie pierwszej straconej dekady Bank Japonii zorientował się, że nie miał do czynienia z krótkotrwałą recesją, lecz z długotrwałą stagnacją. I dopiero wtedy (2001) zastosował, idąc za radą Bernanke (2000), niekonwencjonalną politykę pieniężną w postaci luzowania ilościowego (*quantitative easing*, QE). Zastosował jednak niekonwencjonalną ekspansję monetarną w sposób konwencjonalny, jako instrument reflacji w warunkach, gdy rząd Japonii, idąc za radą MFW i Banku Światowego, podjął zacieśnienie fiskalne, by zahamować wzrost długu publicznego.

Ex post wiemy, że to nie była dobra decyzja. Już wtedy nie należało łączyć zacieśnienia fiskalnego z ekspansją monetarną. Należało zastosować połączenie ekspansji monetarnej i fiskalnej, które stworzyłoby szansę uchronienia Japonii przed deflacją, jaka zagościła w jej gospodarce, jak się później okazało, na całe 15 lat. Bank Japonii nie mógł wtedy tego wiedzieć. Ani Japonia, ani inne kraje wysoko rozwinięte nie miały za sobą okresu trwale niskiego wzrostu i chronicznie niskiej inflacji.

Wprawdzie deflacja w Japonii była znacznie bardziej umiarkowana niż ta z lat 30. ubiegłego wieku, ale i tak zmieniła sposób reagowania gospodarki na bodźce polityki pieniężnej i fiskalnej w stopniu, który był *ex ante* nie do przewidzenia. Okazało się np., że zwiększenie inflacji stało się znacznie trudniejsze niż jej obniżanie. Po całych dekadach walki z inflacją banki centralne, a więc również Bank Japonii, nie były na taką sytuację przygotowane.

Dopiero w 2013 roku, po kilkunastu latach niskiego wzrostu i deflacji, władze Japonii zdecydowały się, by w ramach polityki *Abenomics* zastosować niekonwencjonalną politykę pieniężną na bezprecedensową skalę. Okazało się jednak, że było już na to poniekąd za późno. Wprawdzie skokowe zwiększenie skali QE pomogło przełamać deflację, ale efekty silnej ekspansji monetarnej były mimo wszystko rozczarowująco małe. Bank Japonii do dzisiaj nie zdołał podnieść inflacji do ogłoszonego przez siebie w 2013 roku celu w wysokości 2%. Przede wszystkim jednak nie przełamano stagnacji płac realnych, będącej głównym źródłem chronicznej słabości popytu krajowego.

Ważnym powodem ograniczonej skuteczności *Abenomics* było to, że zbyt długo wzmacniało się wcześniej w Japonii negatywne sprzężenie zwrotne pomiędzy chronicznie niskim wzrostem gospodarczym i pesymizmem oczekiwań co do przyszłej koniunktury. Dzisiaj wiemy, że takie sprzężenie mogłoby przełamać dopiero połączenie ekspansji monetarnej i fiskalnej, ale wtedy jeszcze w obliczu długu publicznego przekraczającego 250-procentowego PKB tak nie myślano. Liczono na to, że ożywienie gospodarcze, jakie miała przynieść bezprecedensowo silna ekspansja monetarna, pozwoli na stopniową konsolidację fiskalną. Wprawdzie rzeczywiście tak się stało, ale było to bardziej wynikiem ogólnej poprawy koniunktury w gospodarce światowej niż efektem zwiększonej skali QE.

Ekonomiści długu wierzyli, że problemy Japonii są efektem błędów jej banku centralnego z lat 90., gdy za mało i za późno obniżał stopy procentowe. Dopiero po kryzysie lat 2007–2009, gdy okazało się, że sytuacja w wielu gospodarkach państw wysoko rozwiniętych zaczęła stawać się niepokojąco podobna do tej w Japonii, zaczęto inaczej patrzeć na jej doświadczenia. W publikacjach akademickich coraz częściej zaczęło pojawiać się określenie „japonizacja” (Ito, 2016), co było wyrazem obaw, że doświadczenia Japonii mówią o tym, jaki będzie z czasem bieg zdarzeń także w pozostałych gospodarkach wysoko rozwiniętych (Ito, 2016; Schaltegger, Weder, 2013; Schnabl, 2013; Shirakawa, 2012).

Zaczęto także brać pod uwagę, że nie było niczego dziwnego w tym, iż decyzje Banku Japonii bywały spóźnione i zbyt zachowawcze. Było tak po prostu dlatego, że wiele zjawisk, z którymi zmagają się dzisiaj często banki centralne w krajach wysoko rozwiniętych, wystąpiło w Japonii dużo wcześniej,

w wyniku czego jej władze gospodarcze nie doceniały początkowo ich znaczenia, co ograniczało skalę podejmowanych działań.

Japonia była pierwszym krajem, w którym polityka pieniężna natknęła się na barierę zerowych stóp procentowych, i pierwszym krajem, który zastosował politykę luzowania ilościowego (*quantitative easing*, QE). Przede wszystkim jednak była pierwszym krajem, w którym wystąpiły symptomy sekularnej stagnacji, będącej efektem starzenia się społeczeństw i trwałego obniżenia się tempa wzrostu wydajności (Hansen, 1939; Summers, 2014).

Sytuacja ta skłania do pytania, czy opisane w dalszej części rozdziału doświadczenia Banku Japonii są zapowiedzią stopniowej ewolucji, z której wyłoni się z czasem inny niż dzisiaj znany model centralnej bankowości.

2. Porozumienia Plaza i kryzys finansowy

W latach 80. zastanawiano się, kiedy Japonia dogoni i przegoni Stany Zjednoczone. Panował niepodzielny optymizm dotyczący jej gospodarczej przyszłości. W drugiej połowie lat 80. ceny akcji i nieruchomości zaczęły rosnąć tak szybko, że Bank Japonii zaczął myśleć o podniesieniu stóp procentowych, by powstrzymać spekulację na giełdzie i rynku hipotecznym.

Problem był w tym, że nie mógł tego zrobić. Przyczyną było Plaza Accord, w ramach którego USA, Japonia, Niemcy, Francja i Wielka Brytania postanowiły, że będą wspólnie interweniowały na rynku walutowym, by obniżyć kurs dolara. Wprawdzie przyczyną aprecjacji dolara były dokonane przez władze amerykańskie w 1981 roku cięcia podatkowe, które skokowo zwiększyły deficyt budżetowy USA, a tym samym popyt na dolary potrzebne do kupienia zwiększonej podaży (zawsze atrakcyjnych dla inwestorów) amerykańskich obligacji, ale uznano, że w interesie wszystkich leży, aby silna aprecjacja dolara nie osłabiała nadmiernie koniunktury w Stanach Zjednoczonych i na świecie.

W tej sytuacji Bank Japonii musiał obniżać, a nie podnosić stopy procentowe, by zmniejszyć niekorzystne efekty, jakie dla eksportu i wzrostu

gospodarczego Japonii miała silna aprecjacja jena. Obniżki stóp procentowych w czasie boomu na giełdzie w Tokio i na rynku hipotecznym nie dawały się wprawdzie dostatecznie przekonująco wyjaśnić, ale dobry pretekst dla ich dokonania stworzył 60-procentowy spadek cen ropy (po złamaniu monopolu OPEC m.in. dzięki ropie z Morza Północnego), który wywołał przejściową deflację w Japonii na przełomie lat 1986–1987.

W latach 1986–1987 Bank Japonii dokonał aż czterech obniżek stóp procentowych, obniżając ich wysokość z 5% do 3%, ale tak naprawdę tylko czekał, aby podnieść stopy procentowe i ograniczyć spekulację na giełdzie i rynku nieruchomości. Widać to po tym, że jak tylko stało się to możliwe na początku 1989 roku, gdy kurs jena w końcu się ustabilizował, Bank Japonii podniósł stopy procentowe bardzo szybko do ponad 6,5%. Prawdopodobnie właśnie to było czynnikiem, który przyspieszył moment załamania indeksu Nikkei i cen na rynku hipotecznym.

O tym, że początkowo Bank Japonii nie był świadom, jak poważne będą konsekwencje załamania na giełdzie, a zwłaszcza na rynku hipotecznym, świadczy to, że w ferworze „walki ze spekulacją”, podnosił w 1990 roku stopy procentowe nawet już po silnym spadku cen akcji i nieruchomości (Ito, 2016).

Także późniejszy bieg zdarzeń pokazał, że Bank Japonii nie miał świadomości, jak duże będą skutki bardzo silnego i trwałego spadku cen nieruchomości, co sprawiło, że jego polityka pieniężna była zbyt ostrożna, a to wynikało – jak już powiedzieliśmy – z przekonania, że po krótkotrwałej recesji, trzeba będzie wrócić do walki z inflacją. W rzeczywistości jednak od tamtej pory do dzisiaj Bank Japonii nigdy już nie miał ku temu sposobności.

3. Pierwsza stracona dekada

Bardzo długo dominował pogląd, że stracona dekada (nie wiadano jeszcze, że dopiero pierwsza) była w dużej mierze wynikiem błędów popełnionych w polityce pieniężnej, polegających głównie na tym, że Bank Japonii zbyt wolno obniżał stopy procentowe. Ekonomiści radzili Bankowi Japonii,

by podniósł poziom oczekiwanej inflacji i obniżył w ten sposób realną wysokość stóp procentowych (Krugman, 1998).

Problem był jednak w tym, że oczekiwania mają charakter adaptacyjny. Oczekiwania inflacyjne, które mogą obniżyć realny poziom stóp procentowych, pojawiają się zwykle dopiero pod wpływem rzeczywistego wzrostu inflacji. Nieustanny spadek inflacji w latach 90., trwający mimo silnej ekspansji fiskalnej i nieomal zerowego poziomu stóp procentowych, po prostu nie dawał Bankowi Japonii szans na łatwe podniesienie poziomu oczekiwanej inflacji (Krugman, 2014).

Pytanie zatem, co osłabiło popyt krajowy do tego stopnia, że nie ożywił go ani prawie zerowy poziom stóp procentowych, ani 30-procentowy wzrost wydatków budżetowych, jaki nastąpił w latach 90., gdy 2-procentowa nadwyżka w budżecie zamieniła się w 8-procentowy deficyt (MOF, 2018)?

Przyczyną było załamanie cen na rynku nieruchomości w 1990 roku, które spowodowało, że wartość netto majątku wielu gospodarstw domowych w Japonii była ujemna, skoro rynkowa wartość domów i mieszkań wielu Japończyków stała się mniejsza niż wielkość kredytów, które zaciągnęli wcześniej na ich zakup. Japońskie gospodarstwa znalazły się „pod wodą”, jak określa się malowniczo sytuację, w której nie mając odpowiedniego zastawu, nie mogły refinansować spłat kredytów hipotecznych, zaciągając nowe kredyty. Musiały więc spłacać je kosztem ograniczania wydatków na konsumpcję.

Poważnym problemem było to, że ceny na japońskim rynku nieruchomości spadły o ponad 80% i przez wiele lat pozostały na takim poziomie (Koo, 2012). Spłata kredytów hipotecznych dokonywała się wskutek tego przez półtorej dekady kosztem ograniczania konsumpcji, co przez cały ten okres osłabiało popyt krajowy, i tak słabnący stopniowo w wyniku szybkiego starzenia się japońskiego społeczeństwa (Shirakawa, 2012)¹.

¹ Amerykanie wzięli pod uwagę „japońską lekcję”. W 2009 r. Rezerwa Federalna przeprowadziła na rynku obligacji hipotecznych (*mortgage-backed securities*, MBS) bezprecedensowo duże interwencje (w kwocie ponad 1,5 bln dolarów), co sprawiło, że spadek cen na amerykańskim rynku hipotecznym był znacznie mniejszy niż w Japonii i tylko krótkotrwały. „Pod wodą” znalazło się w USA o wiele mniej gospodarstw domowych. Dzięki temu Amerykanie mogli

Koo określa taką sytuację jako „recesję bilansową”. Nazwa sygnalizuje, że gospodarstwa domowe nie mogą zwiększać swej konsumpcji, zanim nie zreperują swych bilansów przez spłatę kredytów, by ich majątek netto przestał być ujemny i odzyskali dzięki temu zdolność do zaciągania nowych pożyczek (Koo, 2012). Długotrwałość recesji bilansowej w Japonii sprawiła, że nawet ekspansywna polityka fiskalna nie mogła wywołać znaczącego ożywienia koniunktury.

Dodatkowym czynnikiem osłabiającym tempo wzrostu gospodarczego w Japonii było to, że rząd z przyczyn już czysto politycznych zdecydował się nie pokrywać strat banków, skoro uznano je za „winne” kryzysu. W takiej sytuacji japońskie banki musiały podtrzymywać przy życiu mało wydajne firmy, które bez kredytów bankowych by upadły. Gdyby banki ich nie kredytowały, same upadłyby razem z nimi, ponieważ nie miałyby z czego pokryć swych własnych strat. Kredytowanie firm, które w innej sytuacji by zbankrutowały (określanych jako *zombie*), wpływało negatywnie na tempo wzrostu w Japonii, ponieważ znaczna część zasobów trafiała do mało wydajnych firm (Caballero, Hoshi, Kashyap, 2008).

Charakterystyczną cechą japońskiej stagnacji lat 90. było gromadzenie się nadmiaru oszczędności w bankach. Były to głównie oszczędności przedsiębiorstw, które w warunkach niskiego tempa wzrostu i niskich oczekiwanych stóp zwrotu znacznie obniżyły wielkość inwestycji.

Rząd Japonii, nie chcąc pozwolić, by gospodarka pogrążyła się w recesji, musiał pożyczać od banków i wydawać gromadzące się w nich oszczędności. Tego rodzaju *recycling* oszczędności przedsiębiorstw przyniósł szybkie pogorszenie się sytuacji w budżecie i skokowy wzrost długu publicznego.

Wymownym odzwierciedleniem opisanej powyżej sytuacji były bilanse japońskich banków. Gdy patrzy się na nie, widać, że w całym okresie od lat 90. lukę pomiędzy bardzo wolno rosnącymi portfelami kredytów dla sektora prywatnego i znacznie szybciej rosnącą wielkością depozytów oszczędnościowych

dość szybko wrócić do refinansowania swych kredytów hipotecznych, a kryzys na rynku hipotecznym nie wpłynął ani tak silnie, ani na tak długo na konsumpcję w Stanach Zjednoczonych jak było to w latach 90. w Japonii (Krainer, LeRoy, 2010).

wypełniały rosnące szybko portfele kupowanych przez banki obligacji skarbowych (Shirai, 2018; Kuroda, 2013).

W roku 1997 Międzynarodowy Fundusz Walutowy i Bank Światowy przekonały Japonię do zacieśnienia polityki fiskalnej, by zmniejszyć deficyty budżetowe i dług publiczny. Czynnikiem, który sprawił, że władze Japonii na to przystały, były okresy spekulacji na spadek cen japońskich obligacji skarbowych, co oznaczało, że inwestorzy zaczęli się obawiać o długoterminową wypłacalność japońskiego rządu (Ball, 2008).

Decyzja o zacieśnieniu polityki fiskalnej przyniosła zahamowanie tempa przyrostu długu publicznego, ale miała poważne negatywne następstwa. Wynikało to z czynników, które były do przewidzenia, oraz z czynników nieoczekiwanych.

Czynnikiem, którego władze Japonii nie wzięły dostatecznie pod uwagę, było to, że pod koniec lat 90. trwał jeszcze proces delewarowania. Japońskie gospodarstwa domowe wciąż dokonywały spłat netto kredytów hipotecznych kosztem ograniczania swej konsumpcji. W takiej sytuacji zmniejszanie przez rząd wydatków budżetowych dodatkowo ograniczało i tak słaby popyt krajowy (Koo, 2012).

Czynnikiem, którego nie można było wcześniej przewidzieć, była seria ataków spekulacyjnych przeciwko walutom Azji Południowo-Wschodniej, które w latach 1997–1998 wywołały ucieczkę kapitału i kryzysy bankowe w wielu krajach regionu. Japońskie banki, silnie zaangażowane w Azji Południowo-Wschodniej, poniosły tak duże straty, że część z nich zbankrutowała. Spowodowany tym kryzys bankowy wywołał w Japonii recesję i pojawianie się deflacji, która utrzymywała się przez następne 15 lat.

4. Dwadzieścia lat polityki luzowania ilościowego

W roku 1999 deflacja zmusiła Bank Japonii do obniżenia stóp procentowych do zera i ogłoszenia, że nie będzie ich podnosił, dopóki nie nastąpi wyraźne ożywienie w gospodarce. W tej sytuacji, chcąc użyć ekspansji monetarnej do ożywienia gospodarki, Japończycy zastosowali w 2001 roku politykę

luzowania ilościowego (*quantitative easing*, QE), idąc za radą sformułowaną wobec Japonii przez Bernanke (2000).

Bank Japonii rozpoczął skup obligacji skarbowych, by podnieść ich ceny i obniżyć tym samym poziom długoterminowych stóp procentowych. Nie był to jednak czynnik, który wyraźnie ożywił popyt. Po dekadzie stagnacyjnego wzrostu oczekiwania dotyczące przyszłej koniunktury stały się trwale pesymistyczne. Uczestnicy życia gospodarczego nie zakładali, że w dającej się przewidywać przyszłości Bank Japonii będzie miał powód do znaczącego podnoszenia stóp procentowych. Dlatego jeszcze zanim Bank Japonii ogłosił QE, poziom oczekiwanych krótkoterminowych stóp procentowych był niski, co przełożyło się (z natury rzeczy) na niski poziom stóp długoterminowych. Wprawdzie zakupy obligacji skarbowych w ramach QE spowodowały wzrost ich cen oraz pewne obniżenie się wysokości długoterminowych stóp procentowych, ale nie przyniosło to wyraźnej poprawy koniunktury. Ważnym czynnikiem, który zmniejszył skuteczność QE, była, rzecz jasna, deflacja, która uniemożliwiała znaczące obniżenie realnych stóp procentowych.

Nieuniknionym efektem QE jest skokowy wzrost ilości płynnych rezerw w bankach komercyjnych, ponieważ bank centralny płaci bankom za kupowane od nich aktywa, zwiększając ich płynne rezerwy – środki, jakie mają na rachunkach bieżących w banku centralnym. Oczekiwano, że wzrost płynnych rezerw banków przyniesie wzrost akcji kredytowej, ale ze względu na recesję i pesymizm oczekiwań gospodarstw domowych i firm stało się tak w bardzo małym stopniu.

W obliczu ewidentnie ograniczonych efektów QE Bank Japonii starał się ożywić koniunkturę, podejmując także interwencje na rynku walutowym w celu obniżenia kursu jena (Taylor, 2006; Wanatabe, Yabu, 2013). Wprawdzie relacja eksportu do PKB wynosi w Japonii zaledwie 13%, ale poziom kursu walutowego i eksportu mają duże znaczenie dla podtrzymywania wzrostu gospodarczego ze względu na chroniczną słabość popytu krajowego w szybko starzejącym się społeczeństwie (Hoshi, Kashyap, 2011).

Czynnikiem, który ostatecznie przyniósł poprawę koniunktury w Japonii, było silne ożywienie w gospodarce światowej, jakie zaczęło się w 2004 roku.

Poprawa koniunktury była na tyle znacząca, że w 2006 roku Bank Japonii wycofał się z QE i nieznacznie podniósł stopy procentowe. Wkrótce jednak, w obliczu recesji, jaką przyniósł globalny kryzys bankowy lat 2007–2009, Bank Japonii powrócił do stosowania QE. Tym razem jednak rozszerzył arsenał polityki refłacji nie tylko o interwencje na rynku walutowym, ale także o zakupy ETF-ów (*Exchange Traded Funds*) i REIT-ów (*Real Estate Investment Trusts*), by pobudzić optymizm na rynkach aktywów (Iwata, Takenaka, 2011).

Efekty powrotu do stosowania QE były jednak rozczarowujące. Nie udało się przełamać negatywnego sprzężenia zwrotnego pomiędzy chronicznie niskim wzrostem gospodarczym i pesymizmem oczekiwań japońskich gospodarstw domowych i przedsiębiorstw. Nie udało się także pokonać deflacji i oczekiwań na jej dalsze trwanie, co oznaczało ryzyko wzrostu realnych stóp procentowych w pogrążonej w stagnacji gospodarce.

Konsekwencją małej skuteczności polityki luzowania ilościowego była decyzja o znacznym zwiększeniu jej skali w ramach polityki *Abenomics*. Roczna wielkość zakupów obligacji skarbowych przez Bank Japonii zwiększyła się z 10 bln jenów w latach 2009–2012 do 70–90 bln w latach 2013–2016. Liczono, że silnie zintensyfikowana ekspansja monetarna przyniesie przełamanie deflacji i na tyle silne ożywienie gospodarcze, że umożliwi to podniesienie podatków i konsolidację fiskalną. Optymizm towarzyszący nowemu programowi QE, uruchomionemu w 2013 roku, był tak duży, że Bank Japonii ustanowił cel inflacyjny na poziomie 2% i był przekonany, że osiągnie go w ciągu dwóch lat.

Wkrótce jednak okazało się, że nowy program QE nie tylko przyniósł mniejsze efekty niż oczekiwano, lecz sięgnął także swych technicznych możliwości. Napotkał na barierę podaży obligacji skarbowych na rynku wtórnym. Instytucje finansowe coraz mniej chętnie sprzedawały obligacje Bankowi Japonii. W przypadku funduszy emerytalnych i towarzystw ubezpieczeniowych z natury rzeczy dużą część ich portfeli inwestycyjnych stanowią obligacje skarbowe. Dlatego coraz mniej chętnie sprzedawały posiadane obligacje Bankowi Japonii, by wymienić je na papiery o jeszcze niższym oprocentowaniu. Banki z kolei niechętnie wyzbywały się obligacji skarbowych, ponieważ

stanowią one ich rezerwuar płynności oraz niezbędny zastaw przy zawieraniu przez dealing roomy wielu różnorodnych transakcji arbitrażowych na rynkach kasowych i terminowych.

W tej sytuacji Bank Japonii dokonał w 2016 roku zmiany w polityce luzowania ilościowego, ogłaszając, że zaczyna prowadzić politykę kontrolowania krzywej dochodowości, utrzymując 10-letnie stopy dochodowości obligacji skarbowych w przedziale $\pm 0,2\%$. Wycofanie się z zobowiązania kupowania obligacji skarbowych w zapowiedzianej z góry ilości dało Bankowi Japonii pretekst do znacznego zmniejszenia skali zakupów obligacji skarbowych. W latach 2017–2018 ich roczna wielkość spadła z 90 do 30 bln jenów.

5. Dlaczego Bank Japonii kontynuuje QE?

Wprawdzie efekty znacznego zwiększenia skali QE w latach 2013–2016 były ograniczone, ale pod pewnymi względami sytuacja w gospodarce Japonii ulega poprawie. Tempo wzrostu było nadal anemiczne, ale przy znacznie mniejszym deficycie budżetowym i bardzo niskiej stopie bezrobocia. Tempo wzrostu PKB *per capita* zbliżyło się do poziomu w innych krajach wysoko rozwiniętych (Borio, Erdem, Filardo, Hofmann, 2015).

W części poprawa sytuacji w gospodarce Japonii była efektem nie tylko QE, ale także zmian strukturalnych w postaci przekształcania się gospodarek (zwłaszcza krajów wysoko rozwiniętych) w zdominowane przez usługi, a nie przemysł. Przeciętne tempo wzrostu wydajności w usługach jest wprawdzie niższe niż w przemyśle, ale usługi są bardziej pracochłonne niż automatyzujący się szybko przemysł, dlatego też generują często nieomal cały przyrost netto nowych miejsc pracy. Wzrost udziału usług sprzyja w tej sytuacji zwiększaniu się zatrudnienia, a tym samym stabilizowaniu się popytu krajowego.

Wzrost znaczenia usług był zjawiskiem zachodzącym od dawna, ale dopiero od niedawna zaczęła występować sytuacja, w której recesja w przemyśle nie zawsze pociąga za sobą recesję w całej gospodarce danego kraju. Po raz pierwszy było to widać podczas recesji w amerykańskim przemyśle w latach

2015–2016, która nie pociągnęła za sobą ogólnej recesji w całej gospodarce, co nie jest zaskakujące, jeśli przypomnimy, że w przemyśle pracuje w USA mniej niż 8% zatrudnionych.

Dodatkowym czynnikiem, który zaczął ułatwiać prowadzenie polityki gospodarczej w Japonii, była sytuacja, w której tempo wzrostu gospodarczego zaczęło być względnie trwale wyższe niż wysokość stóp procentowych. Wówczas zniknęła konieczność osiągania przez rząd Japonii nadwyżek salda pierwotnego, by móc liczyć na ustabilizowanie relacji długu publicznego do PKB (Blanchard, Tashiro, 2019).

Można w tej sytuacji zapytać, dlaczego mimo względnej poprawy sytuacji gospodarczej w Japonii jej bank centralny kontynuuje politykę QE? Wprawdzie Bank Japonii tego oficjalnie nie mówi, ale przyczyny są oczywiste.

Jedną z nich jest to, że QE jest sposobem na stopniowe wycofywanie długu publicznego z rynku. Ta bowiem część długu publicznego, która pozostaje w aktywach banku centralnego, nie jest *de facto* długiem publicznym, a już tylko zapisem księgowym (Turner, 2016). Znikają też koszty obsługi długu publicznego, ponieważ dochody odsetkowe z posiadanych obligacji skarbowych Bank Japonii zwraca do rządu w formie renty menniczej. Koszty obsługi długu nie znikają wprawdzie całkowicie, ponieważ Bank Japonii płaci bankom komercyjnym odsetki od nadmiaru płynnych rezerw, jaki powstał w wyniku kupienia od nich obligacji rządowych. Niemniej jednak jeśli weźmiemy pod uwagę, że Bank Japonii ma w swych aktywach obligacje skarbowe o wartości równiej połowie długu publicznego, oznacza to jego faktyczne zmniejszenie w takiej proporcji i zmniejszenie potencjalnych zagrożeń, jakie generuje.

Japonia zmniejszyła dług publiczny, wykorzystując w tym celu QE oczywiście dlatego, że nie mogła tego robić w konwencjonalny sposób, utrzymując przez wiele lat znaczące dodatnie saldo pierwotne budżetu, co stwarzałoby ryzyko wprowadzenia gospodarki w poważną i długą recesję.

Bank Japonii nie zamierza wycofywać się z QE, sprzedając posiadane obligacje skarbowe, ponieważ wywołałoby to wzrost długoterminowych stóp procentowych, rodzący ryzyko zepchnięcia gospodarki w recesję. Nawet Rezerwa Federalna, a więc bank centralny kraju, który najszybciej i najlepiej poradził

sobie z recesją po kryzysie lat 2007–2009, nie tylko nie sprzedawała obligacji po oficjalnym zakończeniu QE w 2014 roku, ale przez wiele lat reinwestowała otrzymywane od rządu raty kapitałowe w zakup nowych obligacji. Oczwistym celem tego było właśnie uniknięcie spadku cen papierów rządowych i wzrostu długoterminowych stóp procentowych.

Dla Banku Japonii spadek cen obligacji oznaczałby poniesienie dużych strat bilansowych. Wprawdzie banki centralne, w przeciwieństwie do banków komercyjnych, mogą długo funkcjonować z ujemnymi kapitałami, ale potencjalna konieczność pokrycia strat bilansowych z pieniędzy podatników wywołuje zazwyczaj poważne spory polityczne, których efektem może być zmniejszenie niezależności banku centralnego (Jordan, 2011).

6. Przyszłość polityki pieniężnej w świetle doświadczeń Japonii

Bank Japonii był pierwszym bankiem centralnym, który musiał prowadzić politykę pieniężną w warunkach przewlekłej stagnacyjnego wzrostu gospodarczego i chronicznie niskiej inflacji, która w końcowych latach 90. przemieniła się w płytką, ale uporczywą, trwającą 15 lat deflację. Sytuacja ta była zupełnie nieoczekiwana po kilku dekadach, w czasie których banki centralne skupiały się na powstrzymywaniu i stabilizowaniu inflacji.

Dzisiaj zmiany tego rodzaju zaczynają dotyczyć także innych banków centralnych, ponieważ po globalnym kryzysie finansowym lat 2007–2009 rośnie liczba gospodarek państw wysoko rozwiniętych ulegających stopniowej „japonizacji” (Ito, 2016; Hoshi, Kashyap, 2015). Rodzi to pytanie, czy i na ile doświadczenia Japonii mówią o tym, jak może zmienić się dotychczasowy model centralnej bankowości.

Zanim podejmiemy próbę odpowiedzi na tak postawione pytanie, przypomnijmy krótko, że banki centralne stały się takimi instytucjami, jakie dzisiaj znamy – niezależnymi od rządów i skupionymi na stabilizowaniu inflacji – po stagflacji lat 70., gdy dwa kolejne szoki naftowe uruchomiły w krajach wysoko rozwiniętych spiralę wzrostu płac i cen napędzaną, zgodnie z ostrzeżeniami

Friedmana, rosnącymi oczekiwaniami inflacyjnymi (Friedman, 1968). Właśnie po doświadczeniach lat 70. banki centralne uzyskały niezależność od rządów, a głównym argumentem były obawy, że długookresowa krzywa Phillipsa może stać się pionowa (Goodhart, Lastra, 2017)², co potwierdziły w latach 70. doświadczenia Wielkiej Brytanii, gdzie silnie ekspansywna polityka pieniężna rzeczywiście nie doprowadziła do trwałego spadku bezrobocia, lecz jedynie do wzrostu poziomu inflacji i oczekiwań inflacyjnych (Bean, 2006).

Uzyskana przez banki centralne niezależność umożliwiła im skuteczną dezinflację w latach 80., jakkolwiek okupioną przejściowo dość znacznym zwiększeniem się bezrobocia i spadkiem tempa wzrostu gospodarczego. Charakterystyczne było to, że gdy pod wpływem rosnącego bezrobocia banki centralne łagodziły politykę pieniężną, nie nastąpił już powrót inflacji. Oznaczało to, że banki centralne osiągnęły swój najważniejszy cel w postaci trwałej zmiany długoterminowych oczekiwań inflacyjnych. Uczestnicy życia gospodarczego nabrali przekonania, że można ufać bankom centralnym, iż nie będą już dopuszczać do silnego wzrostu inflacji³.

Od drugiej połowy lat 80. zaczęły ujawniać się symptomy zmian strukturalnych, które zaczęły zmieniać sytuację banków centralnych. Silne spłaszczenie krzywej Phillipsa oznaczało, że główny przeciwnik banków centralnych – nakręcana oczekiwaniami inflacyjnymi spirala wzrostu płac i cen – zaczęła po prostu zanikać (Blanchard, 2017). Obok zaufania, że banki centralne są w stanie skutecznie stabilizować inflację, jedną z głównych przyczyn spłaszczenia się krzywej Phillipsa były zmiany, jakie nastąpiły na rynkach pracy.

Wcześniej banki centralne popierały i promowały liberalizację rynków pracy jako drogę do uelastycznienia gospodarki, by było jej łatwiej samoczynnie wracać na ścieżkę zrównoważonego wzrostu. Z czasem jednak liberalizacja

² Wcześniej niezależne od rządu były tylko Bundesbank i Narodowy Bank Szwajcarii. Ponieważ oba zaostrzyły odpowiednio wcześniej politykę pieniężną, szoki naftowe wywołały w obu krajach znacznie mniejsze wzrosty inflacji niż te, które nastąpiły w innych gospodarkach wysoko rozwiniętych.

³ Także w Polsce podjęta pod koniec lat 90. silnie restrykcyjna polityka pieniężna przyniosła wprawdzie spowolnienie gospodarcze, ale osiągnięte dzięki niej obniżenie się inflacji i oczekiwań inflacyjnych okazały się trwałe.

rynku pracy przyniosła dzisiejsze problemy z nadmiarem oszczędności przedsiębiorstw i chronicznie niską inflacją, co silnie ogranicza pole działania polityki pieniężnej.

Przyczyną było w dużej mierze to, że ubocznym efektem liberalizacji rynku pracy – jak eufemistycznie określa się zmiany strukturalne, które doprowadziły do trwałego i znacznego pogorszenia pozycji negocjacyjnej pracobiorców – jest sytuacja, w której we wszystkich bez wyjątku krajach wysoko rozwiniętych wydajność zaczęła rosnąć od lat 70. szybciej niż płace. Najczęściej jest przywoływany przykład amerykańskiego rynku pracy, ale skala tego zjawiska była szczególnie duża właśnie w Japonii (Porcellaichia, 2016), gdzie liberalizacja rynku pracy przejawiała się, podobnie jak w innych krajach wysoko rozwiniętych, w postaci szybkiego wzrostu udziału zatrudnienia w niepełnym wymiarze i zaniknięcia strajków w sektorze prywatnym (Arbatli i in., 2016). Szczególnie wymownym przykładem zmian strukturalnych, jakie nastąpiły na japońskim rynku pracy były lata 1997–2012, gdy w Japonii występowała spirala spadku cen i płac wzmacniana oczekiwaniami na utrzymanie się deflacji.

Podjęcie w 2013 roku przez Bank Japonii ekspansji monetarnej na bezprecedensową skalę przyniosło wprawdzie przezwyciężenie deflacji, ale wzrost płac nominalnych był na tyle anemiczny, że następował spadek ich realnej wysokości (Akram, 2016). W takiej sytuacji Posen i Blanchard sformułowali wobec władz gospodarczych Japonii propozycję, która jeszcze kilkanaście lat temu byłaby trudna do wyobrażenia. Otóż wzięwszy pod uwagę bezprecedensowe osłabienie siły negocjacyjnej pracobiorców, zaproponowali, by powrócić w Japonii do indeksacji płac. Japońskie firmy uzyskiwałyby ulgi podatkowe w zamian za podnoszenie co roku płac o określony procent (Blanchard, Posen, 2015). Propozycja Blancharda i Posena wynikała z ich przekonania o zupełnym zaniknięciu hydry odradzającej się inflacji, z którą banki centralne zmagaly się w latach 80.

Tym, co obecnie ułatwia Japonii jej trudną sytuację, jest szansa na to, że w dłuższym okresie tempo wzrostu PKB będzie wyższe od wysokości stóp procentowych, co stwarzało w ostatnich kilku latach możliwość zwiększania wydatków budżetowych bez zwiększania deficytu budżetowego i długu publicznego (Blanchard, Tashiro, 2019). Tego jednak, jak długo utrzyma się taka sytuacja,

nie wiadomo. Szybkie starzenie się japońskiego społeczeństwa może przynieść na tyle szybki spadek oszczędności gospodarstw domowych, że może to z czasem wyrzucić presję na wzrost stóp procentowych (Goodhart, Pradhan, 2017).

Podobnie jak w przypadku innych gospodarek wysoko rozwiniętych, poważnym problemem gospodarczym Japonii jest utrzymywanie się chronicznego nadmiaru oszczędności przedsiębiorstw (Fukao, Ikeuchi, Kim, Makino, Takizawa, 2014). Dlatego głównym celem podejmowanej przez Bank Japonii ekspansji monetarnej w formie programów QE było wygenerowanie na tyle silnego ożywienia gospodarczego, by pozwoliło to na powrót nadmiaru oszczędności do gospodarki. To się jednak nie udało. Okazało się, że niezbędnym narzędziem recyklingu nadmiaru oszczędności przedsiębiorstw do gospodarki jest ekspansja fiskalna.

Sytuacja ta przyniesie prawdopodobnie przeformułowanie roli polityki pieniężnej w Japonii, a z czasem w innych krajach wysoko rozwiniętych. Jeśli polityka fiskalna będzie musiała stać się głównym instrumentem polityki antycyklicznej (ze wszystkimi niedogodnościami, jakie się z tym wiąże), to może to w przyszłości oznaczać zmianę roli banków centralnych. Najprawdopodobniej pozostaną one niezależne od rządu, by nadal mogły skutecznie kontrolować podaż pieniądza i inflację, ale w ramach znacznie ściślejszej niż dotąd koordynacji polityki fiskalnej i pieniężnej. Z natury rzeczy osiągnięcie takiej koordynacji będzie długim procesem i nie wiemy jeszcze, jakie pojawią się rozwiązania instytucjonalne.

Doświadczenia Japonii pokazują jednak, że wykorzystywanie polityki fiskalnej jako głównego instrumentu polityki reflacji może nie wystarczyć. Silna ekspansja fiskalna nie wystarczyła na wyeliminowanie nadmiaru oszczędności w gospodarce Japonii, mimo że działało się to kosztem szybkiego wzrostu długu publicznego (Fukao i in., 2014).

Zanim pojawią się nowe rozwiązania instytucjonalne, dostosowane do zmian strukturalnych zachodzących w gospodarkach wielu krajów, banki centralne będą stosowały istniejące niedoskonałe rozwiązania, a ekonomiści będą dyskutowali o rozwiązaniach, które wydają się wprowadzić ryzykowne, ale kuszącą potencjalną skutecznością.

Należy zatem zakładać, że np. Bank Japonii będzie nadal wykorzystywał programy QE, aby stopniowo wycofywać dług publiczny z rynku, a ekonomiści będą nadal dyskutować o „sypaniu pieniędzy z helikoptera”, czyli finansowaniu wydatków budżetowych emisją pieniądza⁴, mimo że zastosowanie takiego rozwiązania rodziłoby oczywiste zagrożenia inflacyjne (Turner, 2016).

Na razie nie ma idealnych recept na zmiany, które poprawiłyby perspektywy długoterminowego wzrostu gospodarczego w skali międzynarodowej. Wiemy jedynie, że konieczne jest szukanie rozwiązań instytucjonalnych, które przywróciłyby sytuację z lat 50. i 60., gdy tempo wzrostu wydajności i płac były do siebie zbliżone (Ball, Mankiw, 2002).

Dyskusja jednak o tym, jak przekształcać gospodarki poszczególnych krajów, by zapewnić wzrost przy niższym poziomie nierówności dochodowych, dopiero się zaczyna i zajmują się tym głównie ekonomiści uniwersyteccy (Naidu, Rodrik, Zucman, 2019; Stiglitz, 2016). Polityków usypia sytuacja, w której przekształcenie się gospodarek państw wysoko rozwiniętych w zdominowane przez usługi przyniosło spadek stóp bezrobocia, co przedstawia się opinii publicznej jako sukces polityki gospodarczej rządów.

Ekonomiści jednak nie uważają tego za sukces, widząc, że wysokiemu poziomowi zatrudnienia towarzyszy niskie tempo wzrostu potencjalnego PKB i bliski zera (bądź wręcz ujemny – dla sektora prywatnego) poziom naturalnej stopy procentowej (Rachel, Summers, 2019).

Tym razem ekonomiści widzą przyszłość w danych, które analizują (Gordon, 2018). Problem w tym, że politycy nie chcą brać pod uwagę, że koszty trwania przy zachowaniu *status quo* są większe, niż chcieliby w to wierzyć.

⁴ Technicznie mogłoby to wyglądać tak, że rząd sprzedawałby bankowi centralnemu zero-kuponowe konsole (obligacje wieczyste), eliminując konieczność obsługi tak zaciągniętego długu.

Bibliografia

- Akram T. (2016). *Japan's Liquidity Trap*, „Levy Economics Institute Working Paper”, no. 862.
- Arbatli E., Botman D., Clinton K., Cova P., Gaspar V., Jakab Z., Laxton D., Ngouana H., Mongardini J., Wang H. (2016). *Reflating Japan: Time to Get Unconventional?*, „IMF Working Paper”, WP/16/157.
- Ball L. (2008). *Helicopter Drops and Japan's Liquidity Trap*, „Bank of Japan Monetary and Economic Studies”, vol. 26, s. 87–106.
- Ball L., Mankiw N.G. (2002). *The NAIRU in Theory and Practice*, „NBER Working Paper”, no. 8940.
- Bean Ch. (2006). *Globalisation and inflation*, „Bank of England Quarterly Review”, Q4.
- Bernanke S.B. (2000). *Japanese Monetary Policy: a Case of Self-Inflicted Paralysis?*, w: *Japan's Financial Crisis and Its Parallels to U.S. Experience*, R. Mikitani, A.S. Posen (red.), Washington: Institute for International Affairs.
- Blanchard O.J. (2017). *The US Phillips Curve: Back to the 60s?*, „Peterson Institute for International Economic Policy Brief”, January.
- Blanchard O.J., Posen A.S. (2015). *Getting Serious about Wage Inflation in Japan*, „Nikkei Asian Review”, December.
- Blanchard O., Tashiro T. (2019). *Fiscal Policy Options for Japan*, „Peterson Institute for International Economic Policy Brief”, no. 19–7, s. 1–12.
- Borio C., Erdem M., Filardo A., Hofmann B. (2015). *The Costs of Deflations: a Historical Perspective*, „BIS Quarterly Review”, March.
- Caballero R., Hoshi T., Kashyap A.K. (2008). *Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan*, „American Economic Review”, no. 98(5), s. 1943–1977.
- Friedman M. (1968). *The Role of Monetary Policy*, „American Economic Review”, no. 58(1), s. 1–17.
- Fukao K., Ikeuchi K., Kim Y., Makino H.K.T., Takizawa M. (2014). *The Structural Causes of Japan's Lost Decades*, „RIETO Discussion Paper”, no. 15-E-124.
- Goodhart Ch., Lastra R. (2017). *Populism and Central Bank Independence*, „Centre of Economic Policy Research Discussion Paper”, no. 12122.

- Goodhart Ch., Pradhan M. (2017). *Demographics Will Reverse Three Multi-Decade Global Trends*, „BIS Working Paper”, no. 656.
- Gordon R.J. (2018). *Why Has Economic Growth Slowed When Innovation Appears to be Accelerating?*, „NBER Working Paper”, no. 24554.
- Hansen A. (1939). *Progress and Declining Population: the Road to Recovery*, „American Economic Review”, vol. 29, no. 1, s. 1–15.
- Hoshi T., Kashyap A. (2011). *Why Did Japan Stop Growing?*, Tokyo: National Institute for Research Advancement.
- Hoshi T., Kashyap A.K. (2015). *Will the U.S. and Europe Avoid a Lost Decade? Lessons from Japan's Post Crisis Experience*, „IMF Economic Review”, no. 63, s. 110–163.
- Ito T. (2016). *Japanization: Is It Endemic of Epidemic?*, „NBER Working Paper”, no. 21954.
- Iwata K., Takenaka S. (2011). *Central Bank Balance Sheet Expansion: Japan's Experience*, w: *Are Central Bank Balances Sheets in Asia too Large?*, BIS Paper, no 63, Basle, s. 132–159.
- Jordan T.J. (2011). *Does the Swiss National Bank Need Equity?*, Berne: Swiss National Banks.
- Koo R. (2011). *The World in a Balance-Sheet Recession*, „Real-World Economics Review”, no. 58, s. 19–37.
- Krainer J., LeRoy S. (2010). *Underwater Mortgages*, „Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Letter”, no. 31.
- Krugman P.R. (2014). *Apologizing to Japan*, „New York Times”, October 31.
- Krugman P.R. (1998). *It's Baaack: Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap*, „Brookings Papers on Economic Activity”, no. 29(2) 2, s. 137–206.
- Kuroda H. (2013). *Overcoming Deflation and after*, Bank of Japan, 25 December.
- Lucas R. (2003). *Macroeconomic Priorities*, „American Economic Review”, March, s. 1–14.
- Posen A.S. (2010). *The Realities and Relevance of Japan's Great Recession: Neither Run nor Rashomon*, „Paterson Institute for International Economics Working Paper”, no. 10–7.
- Porcellaichia D. (2016). *Wage-Price Dynamics and Structural Reforms in Japan*, „IMF Working Paper”, WP/16/20.
- Rachel Ł., Summers L.H. (2019). *On Secular Stagnation in the Industrialized World*, „Brookings Papers on Economic Activity”, Spring.

- Schaltegger Ch.A., Weder M. (2013). *Will Europe Face a Lost Decade? A Comparison with Japan's Economic Crisis*, „Center for Research in Economics, Management and Arts Working Paper”, no. 2013–3, Zürich.
- Schnabl G. (2013). *The Macroeconomic Policy Challenges of Balance Sheet Recession: Lessons from Japan for the European Crisis*, „CESifo Working Paper”, no. 4249.
- Shirai S. (2018). *Mission Impossible. Reflating Japan's Economy*, Tokyo: Asian Development Institute.
- Shirakawa M. (2012). *Deleveraging and Growth: Is the Developed World Following Japan's Long and Winding Road*, Bank of Japan, January.
- Sommer M. (2009). *Why Are Japanese Wages So Sluggish?*, „IMF Working Paper”, WP/09/97, May.
- Stiglitz J.E. (2016). *America's Great Malaise and What to do About It*, „Journal of Policy Modeling”, vol. 38(4), s. 639–648.
- Summers L. (2014). *U. S Economics Prospects: Secular Stagnation, Hysteresis, and the Zero Lower Bound*, „Business Economics”, no. 49(2), s. 65–73.
- Turner A. (2016). *Between Debt and the Devils. Money, Credit and Fixing Global Finance*, Princeton and Oxford: Princeton University Press.
- Watanabe T., Yabu T. (2013). *The Great Intervention and Massive Money Injection: the Japanese Experience 2003–2004*, „Journal of International Money and Finance”, no. 32, s. 428–443.

Źródła internetowe

- Koo R. (2012). *The Future of Central Banking, Closing Remarks at INET Conference*, Hong Kong, April 2013, <http://ineteconomics.org> [dostęp: 20.12.2019].
- MOF (2018). Ministry of Finance, Japanese Public Finance Fact Sheet, Tokyo, www.mof.go.jp [dostęp: 20.12.2019].
- Naidu S., Rodrik D., Zucman G. (2019). *Economics after Neoliberalism*, <http://boston-rereview.net/forum> [dostęp: 20.12.2019].
- Taylor J.B. (2006). *Lessons from the Recovery from the 'Lost Decade' in Japan: The Case of the Great Intervention and Money Injection*, Paper presented at the ESRI International Conference, September, <http://www.stanford.edu> [dostęp: 20.12.2019].

Rozdział 3

ZASTOSOWANIE METOD MIKROEKONOMETRYCZNYCH W MODELOWANIU FUNKCJI REAKCJI BANKU CENTRALNEGO

1. Wprowadzenie

W artykule przedstawiono wyniki analizy indywidualnych funkcji reakcji członków Rady Polityki Pieniężnej Narodowego Banku Polskiego w latach 2004–2006. W literaturze funkcją reakcji banku centralnego określa się zazwyczaj regułę, zgodnie z którą bank centralny ustala poziom krótkookresowej stopy procentowej (Taylor, 1993, 1999; Woodford, 2003). Funkcja reakcji w odróżnieniu od reguły polityki pieniężnej ma charakter głównie empiryczny i aproksymacyjny. Oznacza to, że jej postać, stanowiąca uproszczony opis sposobu podejmowania decyzji w polityce pieniężnej, określana jest na podstawie obserwacji zachowania decydenta, czyli banku centralnego. Badania empiryczne pokazują jednak, że w przypadku wielu banków centralnych jej kształt

nawiązuje do którejś z proponowanych w literaturze reguł polityki pieniężnej (wśród licznych prac zob. np. Clarida, Gali, Gertler, 1998; Faust, Rogers, Wright, 2001; Carstensen, 2006; Spencer, 2006; Brzoza-Brzezina, Kotłowski, Miśkowiec, 2013).

Znacząca większość prac podejmujących zagadnienie identyfikacji funkcji reakcji banku centralnego koncentruje się na funkcji zagregowanej, opisującej decyzje władz monetarnych jako całości, podejmowane zazwyczaj drogą głosowania poszczególnych członków takiego gremium. Zmienną zależną w modelu funkcji reakcji jest wtedy poziom ustalonej przez ciało decyzyjne stopy procentowej lub którejś z powiązanych z nią stóp rynku pieniężnego.

Prace zajmujące się analizą indywidualnych funkcji reakcji poszczególnych członków ciała decyzyjnego są natomiast mniej liczne. W przypadku Banku Anglii indywidualne funkcje reakcji członków Rady Polityki Pieniężnej (Monetary Policy Council) badali m.in. Spencer (2006) oraz Besley, Meads i Surico (2008), podczas gdy dla członków Komitetu Operacji Otwartego Rynku FED analizę taką przeprowadzili Meade i Sheets (2002) oraz Chappell, McGregor i Vermilyea (2005). Dla Polski indywidualne funkcje reakcji członków ciała decyzyjnego banku centralnego badał m.in. Kotłowski (2006), opisując zachowanie decydentów za pomocą różnych wariantów reguły Taylora.

Badanie zaprezentowane w niniejszym artykule stanowi kontynuację tych badań, przy czym w porównaniu z artykułem Kotłowskiego (2006) rozszerzono zbiór zmiennych objaśniających, które potencjalnie mogłyby występować w funkcjach reakcji członków RPP. Ponadto oprócz analizy indywidualnych funkcji reakcji dokonano także estymacji parametrów łącznej funkcji reakcji całej Rady, a następnie porównano, czy prognozy decyzji RPP uzyskane jako wypadkowa prognoz indywidualnych są trafniejsze niż prognozy wyznaczone na podstawie zagregowanej funkcji reakcji.

W badanym okresie Rada Polityki Pieniężnej stosowała nastawienie w polityce pieniężnej jako indykator przyszłych zmian poziomu stopy procentowej. Analiza krzywej dochodowości wskazuje, że zmiana nastawienia dokonywana bez zmian poziomu stopy referencyjnej również powodowała przesunięcia

krzywej dochodowości porównywalne z tymi, które towarzyszyły rzeczywistym zmianom poziomu stopy procentowej¹.

Dlatego jako zmienną zależną w rozważanych funkcjach reakcji zaproponowano zmienną o charakterze jakościowym, która odzwierciedla zarówno proponowane przez członków Rady zmiany poziomu stopy referencyjnej, jak i zmiany nastawienia. Ze względu na jakościowy charakter zmiennej zależnej w niniejszym badaniu zastosowano podejście mikroekonometryczne, w którym do opisu zachowań badanej zmiennej wybrano uporządkowany model logitowy.

Uzyskane wyniki wskazują, że w okresie objętym badaniem większość członków Rady Polityki Pieniężnej drugiej kadencji w swoich decyzjach brała pod uwagę przede wszystkim bieżące i przeszłe wartości inflacji oraz tempo wzrostu wynagrodzeń w sektorze przedsiębiorstw, które w dużym stopniu determinuje poziom przyszłej inflacji. W żadnej ze zidentyfikowanych funkcji reakcji nie występują jednak zmienne odnoszące się do sfery realnej gospodarki, co może wskazywać, że w latach 2004–2006 Rada koncentrowała się głównie na stabilizowaniu inflacji wokół celu inflacyjnego. Oceniając własności prognostyczne oszacowanych funkcji reakcji, można stwierdzić, że łączne prognozy decyzji całej Rady uzyskane jako wypadkowa prognoz indywidualnych są trafniejsze niż prognozy wyznaczone na podstawie zagregowanej funkcji reakcji.

2. Metoda badawcza i dane

2.1. Definicja zmiennej zależnej w indywidualnych funkcjach reakcji

Zaproponowana w badaniu zmienna zależna jest zmienną jakościową i wyraża preferowany przez danego członka Rady kierunek zmiany poziomu restrykcyjności polityki pieniężnej. Pożądana zmiana poziomu restrykcyjności

¹ Na przykład decyzja RPP z lutego 2005 r. o zmianie nastawienia w polityce pieniężnej z restrykcyjnego na łagodne, pomimo pozostawienia stopy referencyjnej na niezmienionym poziomie spowodowała spadek stawek pięcioletnich instrumentów IRS o 25 punktów bazowych, a stawek IRS dwuletnich aż o 30 punktów bazowych.

znajduje odzwierciedlenie w zmianie poziomu stopy referencyjnej i (lub) zmianie nastawienia w polityce pieniężnej proponowanej przez członka Rady. Głosowanie zarówno za wnioskiem o podwyższenie stopy referencyjnej, jak i za zmianą nastawienia z łagodnego na neutralne lub z neutralnego na restrykcyjne interpretowane jest jako propozycja zwiększenia restrykcyjności polityki pieniężnej. Pozostawienie stopy procentowej na niezmiennym poziomie i brak zmiany nastawienia wskazują natomiast na preferencje braku zmiany poziomu restrykcyjności polityki pieniężnej. Z kolei opowiedzenie się za obniżką stopy referencyjnej, a także za zmianą nastawienia z restrykcyjnego na neutralne lub z neutralnego na łagodne są interpretowane jako dążenie do zmniejszenia restrykcyjności polityki pieniężnej.

Tym samym zmienna zależna, wyznaczana oddzielnie dla każdego członka Rady Polityki Pieniężnej i odzwierciedlająca proponowane przez niego zmiany poziomu restrykcyjności, może przyjąć następujące wartości:

- -1 – jeżeli w miesiącu t dany członek Rady głosował za zmniejszeniem poziomu restrykcyjności polityki pieniężnej;
- 0 – jeżeli w miesiącu t dany członek Rady głosował za pozostawieniem poziomu restrykcyjności polityki pieniężnej na niezmiennym poziomie;
- 1 – jeżeli w miesiącu t dany członek Rady głosował za zwiększeniem poziomu restrykcyjności polityki pieniężnej.

W tabeli 1 dla każdego z członków Rady Polityki Pieniężnej zamieszczono wartości zmiennej y_t , wyrażającej proponowany kierunek zmiany stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej. Ponieważ przedmiotem rozważań w niniejszym badaniu jest także zagregowana funkcja reakcji Rady, w tabeli zamieszczono wartości zmiennej zależnej dla całej Rady, odpowiadające końcowym decyzjom podejmowanym przez Radę zgodnie z przyjętym systemem głosowań. Wszystkie wartości wyznaczono na podstawie wyników głosowań publikowanych przez Narodowy Bank Polski w *Raportach o inflacji* w okresie od lutego 2004 do maja 2006.

Warto zwrócić uwagę, że w myśl przyjętej w badaniu definicji zmiennej y_t , w omawianym okresie Marian Noga głosował zawsze tak samo jak Leszek Balcerowicz. W trakcie wszystkich branych pod uwagę posiedzeń jednakowo

głosowali również Andrzej Sławiński oraz Andrzej Wojtyna. Tym samym przedmiotem rozważań w empirycznej części opracowania będzie jedynie osiem indywidualnych funkcji reakcji członków Rady oraz zagregowana funkcja reakcji dla całej Rady.

Tabela 1. Wartości zmiennej zależnej w indywidualnych funkcjach reakcji poszczególnych członków RPP oraz w zagregowanej funkcji reakcji

	Nazwa zmiennej	02.04	03.04	04.04	05.04	06.04	07.04	08.04	09.04	10.04	11.04	12.04	01.05	02.05	03.05
Leszek Balcerowicz	<i>LB</i>	0	0	1	0	1	1	1	0	0	0	0	0	0	-1
Jan Czekaj	<i>JC</i>	0	0	1	0	1	0	1	0	0	0	0	-1	-1	-1
Dariusz Filar	<i>DF</i>	0	0	1	0	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0
Stanisław Nieckarz	<i>SN</i>	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	-1	-1	-1
Marian Noga	<i>MN</i>	0	0	1	0	1	1	1	0	0	0	0	0	0	-1
Stanisław Owsiak	<i>SO</i>	0	0	1	0	1	0	1	0	0	0	0	0	-1	-1
Mirosław Pietrewicz	<i>MP</i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-1	-1	-1
Andrzej Sławiński	<i>AS</i>	0	0	1	0	1	1	1	0	0	0	0	-1	-1	-1
Halina Wasilewska-Trenkner	<i>HWT</i>	0	0	1	0	1	1	1	0	0	0	0	0	0	-1
Andrzej Wojtyna	<i>AW</i>	0	0	1	0	1	1	1	0	0	0	0	-1	-1	-1
Rada Polityki Pieniężnej	<i>RPP</i>	0	0	1	0	1	1	1	0	0	0	0	0	-1	-1
		04.05	05.05	06.05	07.05	08.05	09.05	10.05	11.05	12.05	01.06	02.06	03.06	04.06	05.06
Leszek Balcerowicz	<i>LB</i>	0	0	-1	1	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0
Jan Czekaj	<i>JC</i>	0	-1	-1	-1	-1	0	0	0	0	-1	-1	0	0	0
Dariusz Filar	<i>DF</i>	0	0	-1	1	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0
Stanisław Nieckarz	<i>SN</i>	0	0	-1	-1	-1	0	0	0	0	-1	-1	0	0	0
Marian Noga	<i>MN</i>	0	0	-1	1	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0
Stanisław Owsiak	<i>SO</i>	0	-1	-1	-1	-1	0	0	0	0	-1	-1	0	0	0
Mirosław Pietrewicz	<i>MP</i>	0	-1	-1	-1	-1	0	0	0	0	-1	-1	0	0	0
Andrzej Sławiński	<i>AS</i>	0	-1	-1	-1	-1	0	0	0	0	-1	-1	0	0	0
Halina Wasilewska-Trenkner	<i>HWT</i>	0	0	-1	1	1	0	0	1	0	-1	0	0	0	0
Andrzej Wojtyna	<i>AW</i>	0	-1	-1	-1	-1	0	0	0	0	-1	-1	0	0	0
Rada Polityki Pieniężnej	<i>RPP</i>	0	0	-1	-1	-1	0	0	0	0	-1	-1	0	0	0

Źródło: obliczenia własne. *Raporty o inflacji* z lat 2004–2006.

2.2. Zmienne objaśniające

W niniejszym badaniu indywidualne funkcje reakcji członków RPP sycyfikowano, wykorzystując znacznie szersze spektrum wskaźników makroekonomicznych niż tylko oczekiwania inflacyjne i luka popytowa, występujące w regule Taylora (podobne podejście stosował też Spencer, 2006, dla Banku Anglii). Pod uwagę wzięto te zmienne makroekonomiczne, do których w swoich wypowiedziach odnosili się członkowie Rady i które jednocześnie publikowane są w odstępach miesięcznych. Łącznie pod uwagę wzięto 19 wskaźników makroekonomicznych, obejmujących sześć kategorii:

1. sferę realną gospodarki (produkcja przemysłowa, sprzedaż detaliczna oraz odchylenia tych zmiennych od ich wcześniejszych prognoz);
2. sferę pieniężną (agregat M3);
3. ceny (prognozy i rzeczywiste wartości inflacji liczonej jako roczna względna zmiana wskaźnika CPI, inflacja netto, ceny producenta);
4. rynek pracy (płace oraz zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw);
5. kurs walutowy (nominalny i realny efektywny kurs walutowy);
6. rynek pieniężny (różnica pomiędzy krótkookresową stopą procentową w Polsce i w USA oraz w Polsce i w strefie euro).

Szczegółowy opis wszystkich zmiennych wraz ze źródłem pozyskania danych zamieszczono w tabeli 2.

Większość z wykorzystanych w badaniu zmiennych makroekonomicznych została opóźniona o jeden miesiąc, ponieważ Rada w momencie podejmowania decyzji o poziomie stóp procentowych zna jedynie wartości tych zmiennych z poprzedniego miesiąca. Prawdliwość ta nie dotyczy kursów walutowych, w przypadku których przyjęto wartości średniomiesięczne.

Ponieważ miesięczne prognozy wskaźników makroekonomicznych prezentowane na posiedzeniu RPP objęte są klauzulą poufności i tym samym nie są podawane do wiadomości publicznej, prognozy przyszłej inflacji, produkcji przemysłowej i sprzedaży detalicznej wyznaczono na podstawie ankiety Reutersa, przeprowadzanej co miesiąc wśród ekonomistów i analityków bankowych. W ankiecie tej ekonomiści banków działających na polskim rynku

odpowiadają w miesiącu t (jeszcze przed posiedzeniem Rady w tym miesiącu) na pytania o wartości wybranych wskaźników makroekonomicznych (w tym inflacji, produkcji i sprzedaży) w miesiącu $t-1$, oraz w przypadku niektórych wskaźników (w tym inflacji) w miesiącu $t+1$. Na podstawie ankiety Reutersa można uzyskać zatem prognozy wskaźników makroekonomicznych² za okres $t-1$, które choć same nie mają dla Rady istotnej wartości (ponieważ w trakcie posiedzenia Rady znane są już rzeczywiste wartości tych zmiennych), to jednak ich porównanie z rzeczywistymi wartościami prognozowanych zmiennych pozwala ocenić, w jakim stopniu wartości te są dla rynku (w domyśle również dla Rady) zaskoczeniem. Włączenie do funkcji reakcji zmiennych wyrażających różnice pomiędzy prognozami zmiennych a ich rzeczywistymi realizacjami odpowiada hipotezie, zgodnie z którą członkowie Rady nie reagują na bieżące czy oczekiwane wartości inflacji, produkcji i sprzedaży, tylko na odchylenia od wcześniej założonej ścieżki kształtowania się tych zmiennych.

Tabela 2. Opis zmiennych występujących w badaniu

Nazwa zmiennej	Opis zmiennej	Źródło
CPI_{t-1}	Roczna względna zmiana cen towarów konsumpcyjnych i usług (inflacja) – opóźniona o jeden okres	GUS
ΔCPI_{t-1}	Zmiana poziomu inflacji wobec poprzedniego miesiąca – opóźniona o jeden okres	GUS
CPI_{t+1}^e	Prognoza inflacji na 11 miesięcy do przodu	Reuters
$CPI_{t-1} - CPI_{t-1}^e$	Różnica pomiędzy inflacją rejestrowaną w poprzednim miesiącu i jej wcześniejszą prognozą	Reuters, GUS
$NETTO_{t-1}$	Inflacja netto – opóźniona o jeden okres	NBP, GUS
PPI_{t-1}	Roczna względna zmiana cen produkcji sprzedanej przemysłu – opóźniona o jeden okres	GUS
$PLACE_{t-1}$	Roczne tempo wzrostu płac w sektorze przedsiębiorstw – opóźnione o jeden okres	GUS
$M3_{t-1}$	Miesięczne tempo wzrostu podaży pieniądza M3 – opóźnione o jeden okres	NBP

² W literaturze przedmiotu prognozowanie wartości z okresu, który już nastąpił, ale dla którego wartości te jeszcze nie są znane, określane jest jako *nowcasting*, zob. np. Giannone, Reichlin, Small, 2006.

cd. tabeli 2

Nazwa zmiennej	Opis zmiennej	Źródło
$KURS_t^a$	Średniomiesięczny nominalny efektywny kurs walutowy (log. naturalny)	NBP
$KURS_t^r$	Średniomiesięczny realny efektywny kurs walutowy (log. naturalny)	NBP, GUS, Eurostat, NBER
$PROD_{t-1}$	Roczne tempo wzrostu produkcji sprzedanej przemysłu (w cenach stałych) – opóźnione o jeden okres	GUS
$PRODSA_{t-1}$	Wyrównane sezonowo roczne tempo wzrostu produkcji sprzedanej przemysłu (w cenach stałych) – opóźnione o jeden okres	GUS
$PROD_{t-1} - PROD_{t-1}^e$	Różnica pomiędzy rocznym tempem wzrostu produkcji w poprzednim miesiącu i jego wcześniejszą prognozą	Reuters, GUS
$SDET_{t-1}$	Roczne tempo wzrostu sprzedaży detalicznej (w cenach bieżących) – opóźnione o jeden okres	GUS
$SDET_{t-1} - SDET_{t-1}^e$	Różnica pomiędzy rocznym tempem wzrostu sprzedaży detalicznej (w cenach bieżących) w poprzednim miesiącu i jego wcześniejszą prognozą	Reuters, GUS
$SDET_{t-1}^r$	Roczne tempo wzrostu sprzedaży detalicznej (w cenach stałych) – opóźnione o jeden okres	GUS
ZAT_{t-1}	Roczne tempo wzrostu zatrudnienia w sektorze przedsiębiorstw – opóźnione o jeden okres	GUS
$SPREAD_{t-1}^{USD}$	Różnica pomiędzy trzymiesięcznymi stopami WIBOR i LIBOR – opóźniona o jeden okres	Reuters
$SPREAD_{t-1}^{EUR}$	Różnica pomiędzy trzymiesięcznymi stopami WIBOR i EURIBOR – opóźniona o jeden okres	Reuters

Źródło: Eurostat, GUS, NBER, NBP, Reuters.

W przypadku prognozy inflacji na okres $t+1$ to jedyna dostępna publicznie prognoza inflacji o tak odległym horyzoncie czasowym publikowana w odstępach miesięcznych. W niniejszym badaniu wskaźnik ten stanowi zmienną *proxy* dla prezentowanej na posiedzeniach Rady prognozy inflacji o horyzoncie odpowiadającym okresowi oddziaływania polityki pieniężnej³.

Wybór zmiennych objaśniających do funkcji reakcji poszczególnych członków RPP odbywał się dwustopniowo. W pierwszej kolejności za pomocą testu

³ Podejście polegające na zastąpieniu niedostępnych prognoz banku centralnego za pomocą prognoz instytucji finansowych pomimo pewnych niedoskonałości stosowane jest niekiedy w tego typu badaniach. W analizie funkcji reakcji Banku Anglii zabieg ten przeprowadził m.in. Spencer (2006).

średnich (zob. Gruszczyński, 2001) spośród 19 potencjalnych regresorów wybrane zostały te zmienne, których średnie wartości wyznaczone dla poszczególnych kategorii zmiennej zależnej różniły się istotnie od siebie. W drugim kroku zmienne wybrane na podstawie wskazań testu średnich włączono do równania funkcji reakcji, a następnie zgodnie z zasadą modelowania *from general to specific* z równania usuwane były kolejno zmienne statystycznie nieistotne. Szczegółowe wyniki estymacji przedstawiono w podrozdziale trzecim.

2.3. Uporządkowany model logitowy

Identyfikację postaci funkcji reakcji członków RPP przeprowadzono na podstawie uporządkowanego modelu logitowego (*ordered logit model*), w którym zmienna zależna ma charakter zmiennej jakościowej, ale jej kolejne kategorie ujęte w sposób ilościowy można uporządkować od najmniejszej do największej (zob. np. Maddala, 1983; Bazyl, Gruszczyński, Książek, Owczarczuk, Wiśniowski, 2010). Podejmując decyzje na temat kształtu polityki pieniężnej, każdy członek Rady określa preferowany przez siebie poziom restrykcyjności polityki pieniężnej, który można wyrazić za pomocą nieobserwowalnej zmiennej I_t^* (gdzie t oznacza numer kolejnego okresu – w tym przypadku miesiąca). Następnie przyjęto, że różnica pomiędzy poziomem restrykcyjności I_t^* , uznawanym obecnie przez danego członka Rady za właściwy, i poziomem restrykcyjności I_{t-1} , ustalonym przez całą Radę na poprzednim posiedzeniu (i obserwowanym przez podmioty), zależy od wartości zmiennych występujących w funkcji reakcji tego członka Rady jako zmienne objaśniające, co można zapisać ogólnie jako:

$$\Delta I_t^* = I_t^* - I_{t-1} = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt} + \varepsilon_t = \mathbf{X}_t' \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

dla $t = 1, 2, \dots, T$,

gdzie: x_{it} dla $i = 1, 2, \dots, k$ oznacza zmienne wchodzące w skład funkcji reakcji członka Rady Polityki Pieniężnej, β_i odzwierciedla wartość parametru mierzącego wpływ i -tej zmiennej na zmianę preferowanego przez członka Rady

poziomu restrykcyjności, a ε_t stanowi zaburzenie losowe o zerowej wartości oczekiwanej i stałej wariancji.

Zgodnie z przyjętym założeniem, I_t^* jest zmienną o charakterze nieobserwowalnym. Wiadomo jednak, że od wartości tej zmiennej, czyli od poziomu restrykcyjności uznawanego obecnie przez członka Rady za właściwy zależy, jaką decyzję podejmie on w sprawie poziomu stóp procentowych lub nastawienia w polityce pieniężnej. Mimo że nie dysponujemy wartościami zmiennej I_t^* , to zamiast tego możemy obserwować decyzje członka Rady, które bezpośrednio zależą od wartości tej zmiennej. Związek pomiędzy wartościami zmiennej y_t , opisującej decyzje członka RPP, a odchyleniem nieobserwowalnego indeksu I_t^* od ustalonego na poprzednim posiedzeniu przez całą Radę poziomu restrykcyjności I_{t-1} można wyrazić następująco:

$$\begin{cases} y_t = -1 & \text{jeżeli } \Delta I_t^* < \alpha_1, \\ y_t = 0 & \text{jeżeli } \alpha_1 \leq \Delta I_t^* \leq \alpha_2, \\ y_t = 1 & \text{jeżeli } \Delta I_t^* > \alpha_2. \end{cases} \quad (2)$$

Wzór (2) oznacza, że jeżeli różnica ΔI_t^* , stanowiąca zgodnie z (1) kombinację liniową zmiennych wchodzących w skład funkcji reakcji danego członka Rady, będzie mniejsza od pewnej granicznej wartości α_1 , to członek ten podejmie decyzję o zmniejszeniu restrykcyjności polityki pieniężnej (czyli decyzję o obniżce stóp bądź o zmianie nastawienia z restrykcyjnego na neutralne lub z neutralnego na łagodne). Jeżeli zmienna ΔI_t^* znajdzie się w przedziale od α_1 do α_2 , to członek Rady zgłosuje za pozostawieniem stóp i nastawienia na niezmiennym poziomie. Jeżeli zmienna ΔI_t^* przekroczy graniczną wartość α_2 , to dany członek Rady będzie głosował za zaostrzeniem polityki pieniężnej (czyli za podwyżką stóp lub zmianą nastawienia na bardziej restrykcyjne).

Opisana zależność wskazuje zatem, że wzrostowi wartości zmiennej I_t^* towarzyszy wzrost restrykcyjności polityki pieniężnej, proponowany przez danego członka Rady.

Przyjmując konkretną postać rozkładu dla składnika losowego ε_t , parametry równania (1) można oszacować za pomocą metody największej wiarygodności

(Liao, 1994). W modelach tego typu najczęściej stosuje się jeden z dwóch rodzajów rozkładu: normalny lub logistyczny. W opisywanym tutaj badaniu przyjęto, że składnik losowy ε_t ma rozkład logistyczny. Warunkowe prawdopodobieństwo podjęcia przez członka RPP decyzji o głosowaniu za złagodzeniem polityki pieniężnej można wtedy zapisać jako:

$$P(y_t = -1 | X_t) = \frac{\exp(\alpha_1 - X_t' \beta)}{1 + \exp(\alpha_1 - X_t' \beta)}. \quad (3)$$

Z kolei warunkowe prawdopodobieństwa wypowiedzenia się członka RPP za utrzymaniem polityki pieniężnej bez zmian i za jej zaostrzeniem można wyrazić odpowiednio jako:

$$P(y_t = 0 | X_t) = \frac{\exp(\alpha_2 - X_t' \beta)}{1 + \exp(\alpha_2 - X_t' \beta)} - \frac{\exp(\alpha_1 - X_t' \beta)}{1 + \exp(\alpha_1 - X_t' \beta)} \quad (4)$$

oraz

$$P(y_t = 1 | X_t) = 1 - \frac{\exp(\alpha_2 - X_t' \beta)}{1 + \exp(\alpha_2 - X_t' \beta)}. \quad (5)$$

Jako miarę dopasowania w uporządkowanych modelach logitowych (i w ogóle w modelach jakościowej zmiennej zależnej) stosuje się tzw. współczynnik *pseudo- R^2* McFaddena, który może przyjmować wartości z przedziału od 0 do 1. Im bliższa jedności jest wartość *pseudo- R^2* McFaddena, tym lepsze dopasowanie modelu do danych rzeczywistych.

Zgodnie ze wzorem (1), wartość parametru β_t wyraża zmianę wartości zmiennej ΔI_t^* spowodowaną jednostkowym przyrostem wartości zmiennej x_{it} . Ze względu jednak na nieobserwowalny charakter zmiennej ΔI_t^* bardziej interesująca jest interpretacja parametrów β w kategoriach zmian prawdopodobieństwa przyjęcia przez zmienną y_t określonej wartości -1 , 0 lub 1 względem zmian wartości zmiennych objaśniających w równaniu (1). Przedmiotem rozważań mogą być tutaj szczególnie następujące relacje:

- zmiana wartości prawdopodobieństwa tego, że dany członek RPP zagłosuje za zmniejszeniem restrykcyjności polityki pieniężnej ($y_t = -1$), spowodowana jednostkowym przyrostem zmiennej objaśniającej x_{it} , czyli:

$$\begin{aligned}\frac{\partial P(y_t = -1)}{\partial x_{it}} &= -\beta_i \frac{\exp(\alpha_1 - X'_t \beta)}{[1 + \exp(\alpha_1 - X'_t \beta)]^2} = \\ &= -\beta_i P(y_t = -1) [1 - P(y_t = -1)],\end{aligned}\quad (6)$$

- zmiana wartości prawdopodobieństwa tego, że dany członek RPP zgłasza zmianę przyrostem zmiennej objaśniającej x_{it} , czyli:

$$\frac{\partial P(y_t = 1)}{\partial x_{it}} = \beta_i \frac{\exp(\alpha_2 - X'_t \beta)}{[1 + \exp(\alpha_2 - X'_t \beta)]^2} = \beta_i P(y_t = 1) [1 - P(y_t = 1)]. \quad (7)$$

Wzory (6) i (7) wskazują, że ze względu na nieliniową postać równań (3)–(5) krańcowe zmiany prawdopodobieństwa względem zmiennej x_{it} zależą od wartości wszystkich zmiennych objaśniających, które występują w danym modelu. Dlatego parametry β_i dla $i = 1, 2, \dots, k$ należy interpretować, przyjmując konkretne wartości dla każdej ze zmiennych wchodzących w skład wektora X_t . Niemniej jednak zależność (7) wyraźnie pokazuje, że kierunek zmian wartości prawdopodobieństwa wzrostu restrykcyjności polityki pieniężnej zależy wyłącznie od znaku parametru β_i . Dodatnia wartość β_i oznacza, że wzrost x_{it} spowoduje wzrost wartości tego prawdopodobieństwa, podczas gdy wartość ujemna pociągnie za sobą jego spadek.

Podstawiając do wzorów (3)–(5) oceny parametrów $\hat{\beta}$ i $\hat{\alpha}$ w miejsce ich prawdziwych wartości β i α , możemy obliczyć teoretyczne wartości warunkowych prawdopodobieństw spadku, braku zmiany i wzrostu poziomu restrykcyjności polityki pieniężnej, czyli:

$$\hat{P}(y_t = -1 | X_t) = \frac{\exp(\hat{\alpha}_1 - X'_t \hat{\beta})}{1 + \exp(\hat{\alpha}_1 - X'_t \hat{\beta})}, \quad (8a)$$

$$\hat{P}(y_t = 0 | X_t) = \frac{\exp(\hat{\alpha}_2 - X'_t \hat{\beta})}{1 + \exp(\hat{\alpha}_2 - X'_t \hat{\beta})} - \frac{\exp(\hat{\alpha}_1 - X'_t \hat{\beta})}{1 + \exp(\hat{\alpha}_1 - X'_t \hat{\beta})}, \quad (8b)$$

$$\hat{P}(y_t = 1 | X_t) = \frac{\exp(\hat{\alpha}_2 - X_t' \hat{\beta})}{1 + \exp(\hat{\alpha}_2 - X_t' \hat{\beta})}. \quad (8c)$$

Następnie, według zasady maksymalnego prawdopodobieństwa⁴, możemy wyznaczyć prognozy decyzji podjętych przez danego członka Rady dla każdego okresu t . Jako prognozę przyjmuje się wtedy tę wartość y_t , dla której teoretyczna wartość prawdopodobieństwa jest największa.

3. Wyniki empiryczne

3.1. Wstępna selekcja zmiennych objaśniających

Na podstawie wypowiedzi członków Rady Polityki Pieniężnej z lat 2004–2006 wytypowano 19 wskaźników makroekonomicznych (zob. tabela 2), których zachowanie mogło mieć w tym okresie wpływ na decyzje dotyczące poziomu stopy referencyjnej i nastawienia w polityce pieniężnej. Z uwagi na niewielką liczbę dostępnych obserwacji i dość silną korelację pomiędzy poszczególnymi zmiennymi, jednoczesne uwzględnienie w funkcjach reakcji całego zbioru potencjalnych zmiennych objaśniających nie było w tym przypadku możliwe.

Dlatego też w pierwszym etapie badania spośród 19 rozważanych zmiennych za pomocą testu średnich dokonano wstępnej selekcji tych zmiennych, których wartości wykazały zróżnicowanie względem poszczególnych kategorii zmiennej jakościowej opisującej decyzje podejmowane przez danego członka Rady. W przypadku gdy zmienne objaśniające mają charakter zmiennych ciągłych, test ten jest jedną z powszechnie stosowanych metod doboru zmiennych w modelach jakościowej zmiennej zależnej (Gruszczyński, 2001).

⁴ Metodę tę stosuje się ze względu na to, że w praktyce teoretyczne wartości prawdopodobieństw prawie nigdy nie są równe 1. Fok i Franses (2002) wskazują jednak, że jeżeli liczba decyzji jednego typu (np. złagodzenie polityki pieniężnej) jest istotnie mniejsza od liczby pozostałych decyzji, to podejście takie nie zawsze jest właściwe.

W teście średnich kolejne obserwacje potencjalnej zmiennej objaśniającej grupuje się według odpowiadających im kategorii zmiennej zależnej (–1, 0 lub 1), a następnie dla każdej z trzech uzyskanych podprób wyznacza się wartości średnie. Hipoteza zerowa zakłada, że średnie wartości danej zmiennej objaśniającej są w tych trzech podpróbach jednakowe, jej odrzucenie wskazuje natomiast na zróżnicowanie wartości tej zmiennej względem poszczególnych kategorii zmiennej zależnej, co czyni daną zmienną objaśniającą odpowiednią „kandydatką” do modelu. Wyniki testu średnich⁵ dla każdej z indywidualnych funkcji reakcji oraz dla funkcji zagregowanej zamieszczone zostały w tabeli 3.

Spośród całego zbioru 19 wskaźników makroekonomicznych do dalszych obliczeń wybrano te zmienne, dla których przy poziomie istotności 10% statystyka testu średnich wskazała, że ich średnie wartości wyznaczone dla poszczególnych kategorii zmiennej zależnej różnią się istotnie od siebie. Jedyne odstępstwo od tej reguły popełniono przy doborze zmiennych objaśniających do funkcji reakcji *DF*. W przypadku tej funkcji reakcji przy poziomie istotności równym 10% różnica średnich okazała się statystycznie istotna tylko dla zmiennej $CPI_{t-1} - CPI_{t-1}^e$. W związku z tym graniczny poziom istotności ustalono na poziomie 20% i do dalszych obliczeń zakwalifikowano również zmienne $PŁACE_{t-1}$ oraz $KURS_t^n$, dla których empiryczny poziom istotności (*p-value*) wyniósł odpowiednio 0,157 oraz 0,183.

Przy doborze zmiennych objaśniających na podstawie wskazań testu średnich przyjęto zasadę, że spośród grupy zmiennych wyrażających podobną kategorię makroekonomiczną (kolumna 1 w tabeli 3) do dalszych obliczeń wybierano tylko jedną zmienną o najniższej wartości empirycznego poziomu istotności.

⁵ Przy selekcji zmiennych dla każdego członka Rady z wyjątkiem *MP* hipoteza zerowa w tym teście zakłada, że średnia wartość zmiennej objaśniającej w każdej z trzech wyodrębnionych podprób jest jednakowa. Jeżeli hipoteza ta jest prawdziwa, to statystyka testu ma rozkład *F* z 2 i 25 stopniami swobody. W przypadku *MP* porównywane są dwie podpróby (zgodnie z przyjętą w badaniu definicją *MP* nigdy nie zagłosował za zaostrożeniem polityki pieniężnej), dlatego wnioskowanie w teście średnich dla tego członka Rady oparte zostało na teście *t*-Studenta. Jeżeli hipoteza zakładająca równość średnich w obu podpróbach jest prawdziwa, to statystyka testu ma rozkład *t*-Studenta z 26 stopniami swobody.

Tabela 3. Wyniki testu średnich dla zmiennych objaśniających

Nr gr	Zmienna	LB/MN	JC	DF	SN	SO	MP	AS/AW	HWT	RPP
1.	CPI_{t-1}	0,181	0,378	0,026	0,234	0,582	0,275	1,099	0,058	1,339
	ΔCPI_{t-1}	1,562	6,820 [#]	1,275	10,06 [#]	7,141 [#]	3,031 [#]	12,12 [#]	1,688	11,58 [#]
2.	CPI_{t+1}^e	0,918	5,605 [#]	0,843	2,412	8,738 [#]	2,536 ^{**}	6,927 [#]	1,275	8,523 [#]
3.	$CPI_{t-1} - CPI_{t-1}^e$	2,735 [*]	1,772	4,001 ^{**}	6,672 [#]	1,924	1,215	2,455	2,818 [*]	3,124 [*]
4.	$NETTO_{t-1}$	0,255	0,288	0,022	0,202	0,104	-0,505	0,740	0,009	0,429
5.	PPI_{t-1}	0,644	4,353 ^{**}	0,927	3,120 [*]	5,265 ^{**}	2,057 ^{**}	6,585 [#]	1,021	7,090 [#]
6.	$PLACE_{t-1}$	2,858 [*]	3,999 ^{**}	1,995	2,125	3,802 ^{**}	2,682 ^{**}	3,974 ^{**}	4,180 ^{**}	2,632 [*]
7.	$M3_{t-1}$	0,432	0,636	0,479	0,702	1,201	0,348	0,307	0,457	1,113
8.	$KURS_t^a$	2,001	6,387 [#]	1,816	3,725 ^{**}	5,857 [#]	2,382 ^{**}	7,099 [#]	2,418	6,864 [#]
	$KURS_t^r$	2,002	6,719 [#]	1,748	3,851 ^{**}	5,836 [#]	2,553 ^{**}	7,070 [#]	2,380	6,360 [#]
9.	$PROD_{t-1}$	1,562	3,663 ^{**}	1,021	1,654	3,551 ^{**}	2,528 ^{**}	4,231 ^{**}	1,006	2,843 [#]
	$PRODSA_{t-1}$	1,913	5,323 ^{**}	1,078	2,688 [*]	4,091 ^{**}	3,055 [#]	5,576 [#]	0,652	2,806 [*]
	$PROD_{t-1} - PROD_{t-1}^e$	0,328	0,354	0,389	1,289	0,007	0,847	0,479	0,102	0,191
10.	$SDET_{t-1}$	0,350	2,059	0,272	0,392	1,642	1,956 [*]	1,968	0,355	0,457
	$SDET_{t-1} - SDET_{t-1}^e$	0,045	0,546	0,117	3,181 [*]	0,582	-0,257	0,261	0,191	0,293
11.	$SDET_{t-1}^r$	0,307	1,533	0,180	0,317	1,040	1,734 [*]	1,459	0,224	0,177
	ZAT_{t-1}	0,792	4,536 ^{**}	0,720	2,387	5,429 ^{**}	-2,118 ^{**}	5,397 ^{**}	1,248	6,003 [#]
12.	$SPREAD_{t-1}^{USD}$	0,241	1,802	0,216	0,833	2,121	0,904	2,393	0,308	2,749 [*]
	$SPREAD_{t-1}^{EUR}$	0,219	0,552	0,016	0,165	0,590	0,085	0,810	0,018	0,838

(*), (**) i (#) oznacza odrzucenie hipotezy zerowej przy poziomie istotności odpowiednio 10%, 5% i 1%.

Źródło: obliczenia własne.

Reguła ta miała zapobiec pojawieniu się problemu nadmiernego skorelowania zmiennych objaśniających w modelu logitowym, którego to problemu metoda doboru zmiennych za pomocą testu średnich nie rozwiązuje. Należy przy tym dodać, że warunkiem zakwalifikowania danej zmiennej do zbioru zmiennych objaśniających była także zgodność znaków pomiędzy różnicą średnich i różnicą wartości zmiennej wyrażającej kierunek zmiany stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej⁶.

Warto zwrócić uwagę, że dla żadnego z członków Rady test średnich nie wskazał na zróżnicowanie zmiennych CPI_{t-1} , $NETTO_{t-1}$, $M3_{t-1}$, $PROD_{t-1} - PROD_{t-1}^e$ oraz $SPREAD_{t-1}^{EUR}$, co oznacza, że w dalszych rozważaniach zmienne te nie były już brane pod uwagę.

3.2. Specyfikacja indywidualnych funkcji reakcji

W następnym kroku dla każdego z członków RPP dokonano specyfikacji uporządkowanego modelu logitowego, w którym zmienną zależną była zmienna jakościowa wyrażająca proponowany kierunek zmiany stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej, a zmiennymi objaśniającymi zmienne wybrane na podstawie opisanego powyżej testu średnich⁷.

⁶ Inaczej mówiąc, jeżeli zgodnie z teorią ekonomii wzrost wartości danej zmiennej powoduje wzrost stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej, to średnia wartość tej zmiennej wyznaczona dla kategorii „brak zmian stopnia restrykcyjności” (0) powinna być większa niż dla kategorii „spadek stopnia restrykcyjności” (-1) i mniejsza niż dla kategorii „wzrost stopnia restrykcyjności” (1).

⁷ Dodatkowo w celu uwzględnienia w funkcjach reakcji zjawiska inercji w sposobie prowadzenia polityki pieniężnej do każdej z indywidualnych funkcji reakcji włączono oddzielnie zmienną wyrażającą decyzję danego członka Rady podjętą na poprzednim posiedzeniu oraz zmienną opisującą decyzję całej Rady, również opóźnioną o jeden okres. Tym samym dla każdego z członków Rady przedmiotem początkowych rozważań były dwa warianty funkcji reakcji: ze zmienną opisującą poprzednią decyzję danego członka Rady oraz ze zmienną reprezentującą poprzednią decyzję całej Rady. We wszystkich branych pod uwagę indywidualnych funkcjach reakcji zmienne wyrażające poprzednie decyzje zarówno danego członka Rady, jak i całej Rady okazały się statystycznie nieistotne, a obydwie rozważane warianty modelu za każdym razem prowadziły do tej samej postaci końcowej funkcji reakcji.

Spośród całego wytypowanego zbioru zmiennych dokonano stopniowej eliminacji zmiennych statystycznie nieistotnych, usuwając je w kolejności od najmniejszej co do modułu wartości statystyki t -Studenta. W efekcie uzyskano modele zawierające jedynie te zmienne, których wpływ na kształtowanie się wartości zmiennej zależnej był statystycznie istotny przy poziomie istotności równym 10%. Ostateczne wyniki specyfikacji każdej z funkcji reakcji zawiera tabela 4.

Tabela 4. Wyniki estymacji dla indywidualnych funkcji reakcji oraz funkcji zagregowanej

Członek Rady	Zmienne objaśniające					$pseudo-R^2$
	$CPI_{t-1} - CPI_{t-1}^e$	ΔCPI_{t-1}	$PLACE_{t-1}$	CPI_{t+1}^e	$KURS_t^R$	
<i>LB/MN</i>	500,52 (0,0302)	-	74,37 (0,0220)	-	-	0,2525
<i>JC</i>	-	416,90 (0,0029)	98,56 (0,0131)	-	-	0,4178
<i>DF</i>	400,36 (0,0801)	-	60,05 (0,0573)	-	-	0,1849
<i>SN</i>	-	558,57 (0,0116)	-	-	51,53 (0,0747)	0,4966
<i>SO</i>	-	351,84 (0,0194)	87,26 (0,0397)	490,65 (0,0919)	-	0,5369
<i>MP</i>	-	694,83 (0,0286)	114,74 (0,0322)	-	-	0,5412
<i>AS/AW</i>	-	635,95 (0,0039)	106,56 (0,0091)	-	-	0,5240
<i>HWT</i>	517,31 (0,0235)	-	85,73 (0,0094)	-	-	0,2856
<i>RPP</i>	994,39 (0,0254)	-	66,85 (0,0882)	1419,92 (0,0535)	-	0,5436

W nawiasie zamieszczono wartości empirycznego poziomu istotności (p -value).

Źródło: obliczenia własne.

Interpretując otrzymane rezultaty, należy zwrócić uwagę, że aż w siedmiu z ośmiu rozważanych funkcji indywidualnych (oraz w funkcji zagregowanej) występuje zmienna $PLACE_{t-1}$, wyrażająca roczne tempo wzrostu płac w sektorze przedsiębiorstw.

Obecność zmiennej $PLACE_{t-1}$ w niemal wszystkich funkcjach reakcji nie stanowi zaskoczenia. W swoich wypowiedziach członkowie Rady niejednokrotnie zwracali uwagę, że kształtowanie się wartości tej zmiennej ma istotne znaczenie dla kierunku przyszłej polityki pieniężnej zarówno pod względem oceny prawdopodobieństwa wystąpienia „efektów drugiej rundy”, jak i w odniesieniu do tempa wzrostu wydajności pracy. Rada w swoich komunikatach podkreślała bowiem, że „niezbędnym warunkiem trwałego przyspieszenia tempa wzrostu gospodarczego, nie stwarzającego ryzyka dla realizacji celu inflacyjnego jest to, aby w dłuższym okresie płace nie rosły szybciej niż wydajność pracy” (RPP, 2006, s. 2).

We wszystkich branych pod uwagę funkcjach reakcji występują zmienne bezpośrednio odnoszące się do najistotniejszej dla członków Rady kategorii makroekonomicznej, jaką jest inflacja. W modelach skonstruowanych dla JC , SN , SO , MP oraz AS/AW znalazła się zmienna wyrażająca ostatnią obserwowaną zmianę poziomu inflacji (czyli różnicę pomiędzy inflacją w okresie $t-1$ i $t-2$)⁸. Obecność w tych równaniach inflacji w postaci pierwszych przyrostów wskazuje, że część członków Rady przy podejmowaniu decyzji o kształcie polityki pieniężnej w większym stopniu brała pod uwagę tempo zmian inflacji niż jej konkretny poziom.

Z kolei funkcje reakcji skonstruowane dla LB/MN , DF i HWT oraz funkcja zagregowana zawierają różnicę pomiędzy oczekiwaną wartością inflacji na okres $t-1$ i rzeczywistą wartością tej zmiennej. Oznacza to, że LB/MN , DF oraz HWT , a także Rada jako całość reagowali nie na zmiany przeszłej inflacji, tylko na „niespodzianki inflacyjne” zmieniające przewidywaną ścieżkę inflacji. Zmienna wyrażająca prognozę przyszłej inflacji znalazła się jedynie w funkcji reakcji SO (oraz w funkcji zagregowanej).

W żadnej z analizowanych funkcji reakcji nie występuje zmienna odnosząca się do sfery realnej gospodarki. Ponadto jedynie w funkcji reakcji SN obecny jest kurs walutowy, stanowiący jeden z determinantów przyszłej inflacji. W tej

⁸ Należy przypomnieć, że dane o inflacji za miesiąc t nie są dostępne przy podejmowaniu decyzji w miesiącu t .

funkcji reakcji jako w jedynej nie występuje za to zmienna reprezentująca tempo wzrostu płac w sektorze przedsiębiorstw.

Postać otrzymanych funkcji reakcji wskazuje, że przy prowadzeniu polityki pieniężnej większość członków Rady kierowała się w badanym okresie najprawdopodobniej kosztową teorią inflacji, upatrując główne zagrożenie dla przyszłej inflacji w powstawaniu nierównowagi na rynku pracy i nadmiernym wzroście płac.

Spośród wszystkich branych pod uwagę modeli najlepiej dopasowane do danych rzeczywistych (najwyższa wartość współczynnika *pseudo-R*² McFaddena) okazały się funkcje reakcji *MP* i *SO* oraz funkcja zagregowana, a najgorzej funkcja reakcji skonstruowana dla *DF*.

W modelu logitowym, ze względu na nieliniową postać zależności, bezpośrednia interpretacja ocen parametrów nie jest możliwa. Zamiast tego parametry interpretuje się w kategorii krańcowych zmian prawdopodobieństwa przyjęcia przez zmienną zależną określonej wartości -1 , 0 lub 1 względem zmian wartości zmiennych objaśniających. W badaniu przedmiotem zainteresowania były szczególnie zmiana prawdopodobieństwa zwiększenia stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej przy wzroście rocznej dynamiki płac o 1 p.p. oraz zmniejszenia stopnia restrykcyjności przy spadku dynamiki płac również o 1 p.p. Krańcowe zmiany prawdopodobieństwa wyznaczono jedynie dla 8 z 9 rozważanych indywidualnych funkcji reakcji, ponieważ w funkcji reakcji *SN* nie występuje zmienna $PŁACE_{t-1}$. Ponadto dla równania *MP* nie wyznaczono prawdopodobieństwa wzrostu stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej, ponieważ zgodnie z przyjętą w pracy definicją *MP* nigdy nie głosował za jej zaostrzeniem.

Druga zmienna obecna w indywidualnych funkcjach reakcji wyraża albo zmianę poziomu inflacji w miesiącu poprzedzającym posiedzenie Rady (w modelach dla *JC*, *SN*, *SO*, *MP* i *AS/AW*), albo różnicę pomiędzy prognozą inflacji i jej rzeczywistą wartością, również w poprzednim miesiącu (w modelach dla *LB/MN*, *DF* i *HWT*). Pomimo iż z ekonomicznego punktu widzenia są to dwie różne zmienne, to jednak w obydwu przypadkach wzrost wartości tych zmiennych odpowiada w istocie wzrostowi opóźnionej o jeden okres stopy inflacji.

Tabela 5. Krańcowe zmiany prawdopodobieństwa wzrostu, braku zmian i spadku stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Członek Rady	$P(y_i = -1)$	$P(y_i = 0)$	$P(y_i = 1)$	$-\frac{\partial P(y_i = -1)}{\partial CPI_{i-1}}$	$\frac{\partial P(y_i = 1)}{\partial CPI_{i-1}}$	$-\frac{\partial P(y_i = -1)}{\partial PLACE_{i-1}}$	$\frac{\partial P(y_i = 1)}{\partial PLACE_{i-1}}$
LB/MIN	2,5%	79,3%	18,2%	1,2%	7,4%	1,8%	11,1%
JC	18,3%	79,9%	1,8%	6,2%	0,8%	14,7%	1,8%
DF	1,5%	78,3%	20,2%	0,6%	6,4%	0,9%	9,7%
SN	2,6%	97,4%	0,0%	1,4%	0,0%	-	-
SO	7,0%	92,7%	0,4%	2,3%	0,1%	5,6%	0,3%
MP	13,4%	86,6%	0,0%	8,1%	-	13,3%	-
ASI/AW	14,6%	83,4%	2,0%	7,9%	1,3%	13,3%	2,1%
HWT	4,0%	79,2%	16,8%	2,0%	7,2%	3,3%	12,0%
RPP	0,3%	99,7%	0,0%	0,3%	0,0%	0,2%	0,0%

W kolumnach (2), (3) i (4) znajdują się teoretyczne wartości prawdopodobieństwa wzrostu, braku zmian i spadku stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej, wyznaczone dla wartości zmiennych objaśniających odpowiadających średnim wartościom z próby. Średnie wartości z próby wyniosły tutaj odpowiednio: dla zmiennej $PLACE_{i-1}$ 0,038, dla zmiennych ΔCPI_{i-1} oraz $CPI_{i-1} - CPI_{i-1}^e$ 0,00036, dla zmiennej CPI_{i-1}^e 0,0232, a dla zmiennej $KURS_i$ 1,332 (zmienność ta wyrażona została w postaci logarytmu naturalnego).

W kolumnach (5) i (6) zamieszczono krańcowe zmiany prawdopodobieństwa spadku (wzrostu) stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej, odpowiadające spadkowi (wzrostowi) opóźnionej inflacji o 0,1 p.p. Analogicznie w kolumnach (7) i (8) znajdują się krańcowe zmiany prawdopodobieństwa spadku (wzrostu) stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej odpowiadające spadkowi (wzrostowi) opóźnionej o jeden okres rocznej dynamiki płac o 1 p.p.

Źródło: obliczenia własne.

Z tego względu dla każdej z badanych funkcji reakcji wyznaczono krańcowe zmiany prawdopodobieństwa zwiększenia i zmniejszenia stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej względem odpowiednio wzrostu i spadku wartości tych zmiennych o 0,1 p.p., a następnie dokonano porównania otrzymanych wartości, interpretując je we wszystkich funkcjach reakcji jako efekt zmiany poziomu inflacji w okresie $t-1$. Z uwagi na nieliniowość modelu logitowego krańcowe zmiany prawdopodobieństwa należy wyznaczać dla konkretnych wartości zmiennych objaśniających. Jedną z powszechnie stosowanych propozycji jest ustalanie wartości tych zmiennych na poziomie średnich z próby (Maddala, 1983; Gruszczyński, 2001), co uczyniono również w niniejszym badaniu.

Na podstawie wyników zebranych w tabeli 5 można zauważyć, że spośród wszystkich indywidualnych funkcji reakcji spadek inflacji o 0,1 p.p. wywołuje największy wzrost prawdopodobieństwa złagodzenia polityki pieniężnej w modelach dla *MP* oraz w dalszej kolejności *AS/AW* (kolumna 5), podczas gdy przy wzroście inflacji o 0,1 p.p. największy wzrost prawdopodobieństwa zaostrzenia polityki pieniężnej ma miejsce w funkcjach reakcji skonstruowanych dla *LB/MN* oraz *HWT* (kolumna 6).

Z kolei na spadek dynamiki płac w sektorze przedsiębiorstw najsilniej reagują w swoich decyzjach *JC* oraz *MP* i *AS/AW* (kolumna 7), podczas gdy wzrost płac powoduje największy wzrost prawdopodobieństwa zaostrzenia polityki pieniężnej w przypadku *HWT* i *LB/MN* (kolumna 8).

W świetle rezultatów indywidualnych głosowań zamieszczonych w tabeli 1 pewnym zaskoczeniem może być to, że wzrost inflacji i płac powoduje większy wzrost prawdopodobieństwa zaostrzenia polityki pieniężnej w przypadku *LB/MN* oraz *HWT* niż *DF*. Wynikać to może z faktu, iż funkcja reakcji *DF* jest znacznie gorzej dopasowana do danych empirycznych niż funkcje reakcji innych członków Rady (w tym *LB/MN* i *HWT*). Ponadto zmienna $PŁACE_{t-1}$ obecna w tej funkcji w przeprowadzonym wcześniej teście średnich wykazała różnicowanie pomiędzy poszczególnymi kategoriami zmiennej zależnej opisującej decyzje członka Rady dopiero przy poziomie istotności 0,157. Należy zatem przypuszczać, że w wyjściowym zbiorze 19 wskaźników makroekonomicznych, spośród którego dobierano zmienne objaśniające, mogły nie znaleźć

się zmienne mające istotny wpływ na decyzje podejmowane przez *DF* i z tego powodu funkcja reakcji *DF* nie odzwierciedla w pełni sposobu prowadzenia polityki pieniężnej przez tego członka Rady.

W tabeli 5 zamieszczono także teoretyczne wartości prawdopodobieństwa spadku, braku zmian i wzrostu stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej, wyznaczone przy założeniu, że wszystkie zmienne objaśniające przyjęły wartości równe średnim wartościom z próby (kolumny 2–4). Uzyskane wyniki wskazują, że dla wszystkich członków RPP najbardziej prawdopodobną decyzją jest wtedy decyzja o pozostawieniu stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej na niezmienionym poziomie. Ponadto w przypadku *LB/MN*, *DF* oraz *HWT* prawdopodobieństwo zaostrzenia polityki pieniężnej jest znacznie wyższe niż prawdopodobieństwo jej złagodzenia, podczas gdy dla *JC*, *SO*, *MP*, *AS/AW* dużo bardziej prawdopodobny jest spadek stopnia restrykcyjności niż jego wzrost. W przypadku *SN* różnica pomiędzy wartościami obu prawdopodobieństw jest stosunkowo niewielka (choć na korzyść prawdopodobieństwa złagodzenia polityki pieniężnej).

3.3. Ocena zdolności prognostycznych funkcji reakcji

W ostatnim etapie badania dokonano oceny zdolności prognostycznych indywidualnych funkcji reakcji oraz porównano łączne prognozy decyzji całej Rady dokonywane na podstawie zagregowanej funkcji reakcji oraz jako wypadkowa prognoz indywidualnych. Wszystkie prognozy wyznaczono według zasady największego prawdopodobieństwa, a uzyskane wyniki zamieszczono w tabeli 6. W badanym okresie Rada Polityki Pieniężnej podejmowała decyzje zwykłą większością głosów, a w przypadku równej liczby głosów decydował głos przewodniczącego Rady, czyli *LB*. Taką samą regułą przyjęto przy wyznaczaniu łącznej prognozy decyzji RPP na podstawie prognoz indywidualnych decyzji członków Rady (ostatnia kolumna w tabeli 6).

Tabela 6. Porównanie zdolności prognostycznych indywidualnych funkcji reakcji członków RPP oraz funkcji zagregowanej

Członek Rady	Oznaczenie decyzji	Liczba rzeczywistych decyzji	Liczba decyzji trafionych	Błąd	Łączny błąd	Łączny błąd względny
<i>LB/MN</i>	-1	2	0	2	6	21,4%
	0	19	18	1		
	1	7	4	3		
<i>JC</i>	-1	9	6	3	7	25,0%
	0	16	14	2		
	1	3	1	2		
<i>DF</i>	-1	1	0	1	5	17,9%
	0	20	20	0		
	1	7	3	4		
<i>SN</i>	-1	8	6	2	3	10,7%
	0	19	18	1		
	1	1	1	0		
<i>SO</i>	-1	8	6	2	5	17,9%
	0	17	15	2		
	1	3	2	1		
<i>MP</i>	-1	9	6	3	4	14,3%
	0	19	18	1		
	1	-	-	-		
<i>AS/AW</i>	-1	9	6	3	6	21,4%
	0	15	13	2		
	1	4	3	1		
<i>HWT</i>	-1	3	1	2	6	21,4%
	0	18	17	1		
	1	7	4	3		
<i>RPP</i> (funkcja zagregowana)	-1	7	5	2	5	17,9%
	0	17	15	2		
	1	4	3	1		
<i>RPP</i> (wypadkowa prognoz indywidualnych)	-1	7	5	2	3	10,7%
	0	17	17	0		
	1	4	3	1		

W przedostatniej kolumnie zamieszczono ocenę trafności prognoz wyznaczonych na podstawie funkcji zagregowanej, a w ostatniej kolumnie ocenę trafności prognoz uzyskanych jako wypadkowa prognoz indywidualnych.

Źródło: obliczenia własne.

Wyniki zebrane w tabeli 6 pokazują, że spośród wszystkich indywidualnych funkcji reakcji najlepszymi zdolnościami prognostycznymi odznacza się model skonstruowany dla *SN*. W przypadku tego modelu aż 25 z 28 decyzji zostało przewidzianych prawidłowo, co daje skuteczność równą 89,3%. Najmniej trafne prognozy uzyskano na podstawie funkcji reakcji skonstruowanej dla *JC*. Model ten potrafił skutecznie wskazać jedynie 21 z 28 podejmowanych decyzji (75,0%). Ogółem średni błąd prognozy dla wszystkich indywidualnych funkcji reakcji wyniósł około 19% (42 błędne wskazania na 224 możliwe).

Prognozując zbiorcze decyzje Rady na podstawie zagregowanej funkcji reakcji, przewidziano poprawnie 23 z 28 decyzji. Z kolei wyznaczenie łącznych prognoz przez sumowanie prognoz indywidualnych pozwoliło trafnie wskazać 25 z 28 decyzji. Taki rezultat pokazuje, że oddzielne rozpatrywanie każdej z indywidualnych funkcji reakcji członków Rady pozwala skuteczniej prognozować wspólne działania RPP niż analiza jednej zagregowanej funkcji reakcji dla całej Rady.

Na koniec warto dodać, że w przypadku 14 z 28 posiedzeń RPP udało się przewidzieć prawidłowo wszystkie indywidualne decyzje członków Rady. Dla posiedzenia Rady w sierpniu 2005 roku, kiedy większość członków Rady głosowała za obniżeniem stopy referencyjnej (*JC*, *SN*, *SO*, *MP*, *AS/AW*), a pozostali członkowie gremium (*LB/MN*, *DF*, *HWT*) byli przeciwni tej decyzji i dodatkowo chcieli zmiany nastawienia z łagodnego na neutralne, prawidłowo udało się wskazać jedynie decyzję podjętą przez *SO*. Ponadto w sierpniu 2004 roku modele poprawnie zaprognozowały tylko decyzje *SN* i *MP*, którzy jako jedyni w Radzie byli przeciwni podwyżce stopy referencyjnej o 50 punktów bazowych.

4. Podsumowanie

W przedstawionym badaniu za pomocą podejścia mikroekonometrycznego dokonano analizy indywidualnych funkcji reakcji członków Rady Polityki Pieniężnej w latach 2004–2006. Zmienne zależne w rozważanych funkcjach reakcji mają charakter zmiennych jakościowych, których poszczególne kategorie

odpowiadają decyzjom członków Rady o zmniejszeniu, pozostawieniu bez zmian i zwiększeniu stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej. Z kolei zmienne objaśniające dobrane zostały spośród szerokiego zbioru wskaźników makroekonomicznych, których publikacja podobnie jak posiedzenia Rady odbywa się w odstępach miesięcznych.

Uzyskane wyniki pozwalają wnioskować, że w badanym okresie dla znaczącej większość członków Rady kluczowym czynnikiem determinującym poziom przyszłej inflacji była sytuacja panująca na rynku pracy. Postać uzyskanych funkcji reakcji wskazuje, że przy prowadzeniu polityki pieniężnej członkowie Rady kierowali się w dużej mierze kosztową teorią inflacji, upatrując główne zagrożenie dla przyszłej inflacji w powstawaniu nierównowagi na rynku pracy i nadmiernym wzroście płac. Świadczy o tym fakt, że zmienna wyrażająca roczne tempo wzrostu płac w sektorze przedsiębiorstw okazała się statystycznie istotna aż w siedmiu z ośmiu rozważanych funkcji reakcji. Ponadto we wszystkich branych pod uwagę indywidualnych funkcjach reakcji wystąpiła zmienna bezpośrednio odnosząca się do przeszłych wartości inflacji. W modelach skonstruowanych dla JC , SN , SO , MP i AS/AW była to zmienna wyrażająca zmianę poziomu inflacji w miesiącu poprzedzającym posiedzenie Rady, podczas gdy w modelach dla LB/MN , DF i HWT zmienna opisująca różnicę pomiędzy prognozą inflacji i jej rzeczywistą wartością, również w poprzednim miesiącu. Zmienna wyrażająca prognozę przyszłej inflacji wystąpiła jedynie w funkcji reakcji SO (oraz w zagregowanej funkcji reakcji).

W procesie podejmowania decyzji o kształcie polityki pieniężnej tylko jeden z członków Rady brał pod uwagę poziom realnego efektywnego kursu walutowego. W zidentyfikowanych funkcjach reakcji pozostałych członków Rady zmienna wyrażająca poziom zarówno realnego, jak i nominalnego kursu walutowego okazała się statystycznie nieistotna. Ponadto w żadnej z funkcji reakcji nie wystąpiły zmienne odnoszące się do sfery realnej i sfery pieniężnej gospodarki.

Potwierdzono również, że łączne prognozy decyzji całej Rady uzyskane jako wypadkowa prognoz indywidualnych okazały się bardziej skuteczne niż prognozy wyznaczone na podstawie zagregowanej funkcji reakcji.

Bibliografia

- Bazyl M., Gruszczyński M., Książek M., Owczarczuk M., Wiśniowski A. (2010). *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, Warszawa: Wolters Kluwer.
- Besley T., Meads N., Surico P. (2008). *Insiders versus Outsiders in Monetary Policymaking*, „The American Economic Review”, vol. 98, no. 2, s. 218–223.
- Brzoza-Brzezina M., Kotłowski J., Miśkowiec A. (2013). *How Forward-Looking Are Central Banks? Some Evidence from Their Forecasts*, „Applied Economics Letters”, vol. 20, no. 2, s. 142–146.
- Carstensen K. (2006). *Estimating the ECB Policy Reaction Function*, „German Economic Review”, vol. 7, no. 1, s. 1–34.
- Chappell jr. H.W., McGregor R.R., Vermilyea T.A. (2005). *Committee Decisions on Monetary Policy. Evidence from Historical Records of the Federal Open Market Committee*, Cambridge: MIT Press.
- Clarida R., Gali J., Gertler M. (1998). *Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence*, „European Economic Review”, no. 42, s. 1033–1067.
- Faust J., Rogers J.H., Wright J.H. (2001). *An Empirical Comparison of Bundesbank and ECB Monetary Policy Rules*, „International Finance Discussion Papers”, no. 705.
- Fok D., Franses Ph.H. (2002). *Ordered Logit Analysis for Selectively Sampled Data*, „Computational Statistics & Data Analysis”, vol. 40(3), s. 477–497.
- Giannone D., Reichlin L., Small D. (2006). *Nowcasting GDP and Inflation: the Real-Time Informational Content of Macroeconomic Data*, „European Central Bank Working Paper Series”, no. 633.
- Gruszczyński M. (2001). *Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości*, Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Kotłowski J. (2006). *Funkcje reakcji Rady Polityki Pieniężnej – analiza logitowa*, „Bank i Kredyt”, nr 4, s. 3–18.
- Liao T.F. (1994). *Interpreting Probability Models: Logit, Probit, and Other Generalized Linear Models*, series: „Quantitative Applications in the Social Sciences”, Delhi, London: Sage Publications, Thousand Oaks.
- Maddala G. (1983). *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge: Cambridge University Press.

- Meade E.E., Sheets D.N. (2002). *Regional Influences on U.S. Monetary Policy: Some Implications for Europe*, „International Finance Discussion Papers”, no. 721.
- RPP (2006). *Komunikat z posiedzenia Rady Polityki Pieniężnej w dniach 27–28 lutego 2006*, Narodowy Bank Polski, Warszawa, luty 2006.
- Spencer C. (2006). *Reaction Functions of Bank of England MPC Members: Insiders versus Outsiders*, „Department of Economics Discussion Papers”, no. 0606, University of Surrey.
- Taylor J.B. (1999). *The Robustness and Efficiency of Monetary Policy Rules as Guidelines for Interest Rate Setting by the European Central Bank*, „Journal of Monetary Economics”, vol. 43, no. 3, s. 655–679.
- Taylor J.B. (1993). *Discretion Versus Policy Rules in Practice*, „Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy”, vol. 39(1), s. 195–214.
- Woodford M. (2003). *Interest and Prices. Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton: Princeton University Press.

Rozdział 4

STABILNOŚĆ WSPÓŁCZYNNIKA β SZACOWANEGO W OKNACH PRZESUWNYCH DLA WYBRANYCH SPÓŁEK GIEŁDOWYCH

1. Wstęp

Dążenie inwestorów do jak najlepszych zwrotów z zaangażowanego kapitału doprowadziło z biegiem lat do opracowania rozmaitych metod wspomagających maksymalizację zysku przy założonym ryzyku i/lub minimalizację ryzyka przy założonym oczekiwanym poziomie zwrotu. W tym kontekście kluczowego znaczenia nabiera pojęcie ryzyka i jego pomiar.

Ryzyko rozumie się najczęściej jako prawdopodobieństwo, iż założony cel podjętego działania nie zostanie osiągnięty. W konsekwencji na rozkładzie prawdopodobieństwa stóp zwrotu oparta jest konstrukcja miar zmienności zwanych miarami ryzyka, których interpretacja sprowadza się do stwierdzenia, iż

im większa zmienność stóp zwrotu, tym większe ryzyko i odwrotnie. Do miar zmienności zalicza się wariancję i odchylenie standardowe (także przeciętne, ćwiartkowe oraz współczynniki zmienności). Podkreślić należy, że ryzyko nie jest tożsame z niepewnością – z punktu widzenia inwestora sytuacje, w których zarobek przewyższa oczekiwania, nie są oceniane negatywnie. Z tego powodu takie miary ryzyka, jak semiwariancja czy semiodchylenie standardowe (obliczane tylko na podstawie ujemnych wyrazów w szeregu stóp zwrotu), stanowią bardziej trafne odzwierciedlenie idei pomiaru ryzyka straty, dając obraz tego, z czym muszą liczyć się inwestorzy obawiający się utraty zainwestowanych środków.

Wprowadzenie do analiz na rynku kapitałowym jednowskaźnikowego modelu rynku (*single index model*), opracowanego przez Sharpe'a pierwotnie jako alternatywa dla modelu Markowitza i wiążącego zmiany kapitalizacji akcji (lub portfela) z zachowaniem całego rynku, umożliwiło spojrzenie na problem pomiaru ryzyka w kontekście analizy parametru *beta* tego modelu. Model Sharpe'a jest modelem regresji, ze zmienną objaśniającą zazwyczaj w postaci indeksu szerokiego rynku, wyznaczającym linię prostą, zwaną linią charakterystyczną papieru wartościowego o współczynniku kierunkowym β , który wskazuje, o ile zmieni się stopa zwrotu z instrumentu finansowego przy jednostkowej zmianie stopy zwrotu z indeksu rynku. Jest zarazem miarą ryzyka, szeroko wykorzystywaną w procesie dywersyfikacji portfeli inwestycyjnych do wyceny aktywów kapitałowych, do porównań międzynarodowych, do szacowania kosztu kapitału, do analiz efektywności inwestycyjnej i in. (Tarczyński, Witkowska, Kompa, 2013, s. 35–44).

Warto zauważyć rangę problemu rzetelnej oceny ryzyka oraz prognozowania przyszłych jego wartości z możliwie dużą dokładnością (tj. z dokładnością akceptowalną w praktyce inwestowania). Inwestowanie wiąże się z procesem modelowania i prognozowania cen, zastępowanym – wobec niestacjonarności tych szeregów – modelowaniem i prognozowaniem (zazwyczaj stacjonarnych) szeregów stóp zwrotu, urealniających konstruowanie rzetelnych prognoz. W konsekwencji kluczowego znaczenia nabierają zagadnienia poprawnej estymacji parametrów modelu Sharpe'a (Tarczyński i in., 2013, s. 45–53) i badanie ich własności, w tym stabilności współczynnika β w czasie (Tarczyński i in., 2013, s. 54).

Celem prezentowanego badania jest empiryczna analiza stabilności estymowanego klasyczną metodą najmniejszych kwadratów (*KMNV*) współczynnika β w czasie, dla wybranych spółek z Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie z uwzględnieniem stacjonarności szeregów i różnych horyzontów inwestycyjnych. Wnioskowanie na temat stabilności wydaje się znaczące z punktu widzenia praktyki inwestowania – jeżeli ocena ryzyka inwestycji w instrumenty finansowe danej spółki szybko zmienia się w czasie, zmienia się w czasie z dużą częstością lub co gorsza, zmiany mają charakter losowy, to informacje o ryzyku dostarczane przez ten współczynnik mogą być niewiarygodne w założonym horyzoncie inwestycyjnym lub wręcz mogą być nieprzydatne. Szczególnie zasadne wydaje się zatem badanie własności współczynnika *beta* i analiza wpływu długości okna czasowego (długości próby estymacyjnej) na stabilność współczynnika. Cel badania uzupełniono o weryfikację spełnienia założeń *KMNV* dla wykorzystanych modeli liniowych, o porównanie własności współczynników β w przedziałach jednakowej, arbitralnie określonej długości oraz w okresach wyznaczanych przez punkty zwrotu koniunktury, o weryfikację hipotezy o losowości zmian współczynnika β i analizę częstości występowania poszczególnych wartości współczynników β dla różnej długości, rolowanych prób estymacyjnych (tj. różnej szerokości okien przesuwnych) wybranych do obliczeń wartości współczynników. Badania przeprowadzono na cenach zamknięcia 13 spółek notowanych na GPW w okresie od 1 stycznia 2003 roku do 1 stycznia 2018 roku.

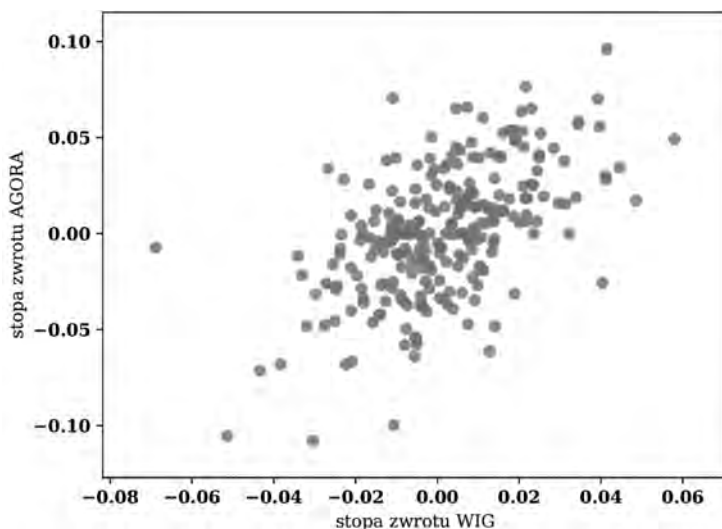
2. Współczynnik β modelu Sharpe'a i jego stabilność

Jednowskaźnikowy model rynku zaproponowany przez Sharpe'a jest najprostszym i najczęściej używanym modelem objaśniającym zachowanie stóp zwrotu z instrumentu finansowego lub portfela instrumentów finansowych implikowane zachowaniem całego rynku. To podejście zakłada, że stopy zwrotu z instrumentu finansowego są powiązane z czynnikiem określanym jako czynnik rynku. Za czynnik ten przyjmuje się zazwyczaj indeksy giełdowe (Tarczyński,

1997, s. 103–104) dobierane zgodnie z podstawowym celem modelowania (z tego powodu oprócz zazwyczaj stosowanego indeksu szerokiego rynku, wykorzystuje się także indeksy sektorowe lub segmentowe).

Relację pomiędzy stopami zwrotu z instrumentu finansowego i stopami zwrotu z indeksu rynku można przedstawić w postaci wykresu korelacyjnego (Tarczyński, 1999, s. 105). Dla spółki AGORA i indeksu WIG notowanych na GPW na zamknięcie w okresie od 1 stycznia 2009 roku do 1 stycznia 2010 roku (a więc za cały rok 2009) wykres korelacyjny stóp zwrotu prezentuje rysunek 1.

Rysunek 1. Wykres korelacyjny stóp zwrotu z akcji spółki AGORA i stóp zwrotu z indeksu WIG dla okresu od 1 stycznia 2009 roku do 1 stycznia 2010 roku



Źródło: opracowanie własne.

Zależność między stopą zwrotu z akcji a stopą zwrotu z indeksu giełdowego w modelu Sharpe'a ma postać (Tarczyński i in., 2013, s. 36):

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i \cdot R_{mt} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

gdzie: R_{it} oznacza stopy zwrotu z i -tej akcji, R_{mt} – stopy zwrotu z indeksu giełdowego, α_i , β_i – parametry strukturalne równania, ε_t – składnik losowy równania.

Stosując klasyczną metodę najmniejszych kwadratów do estymacji parametrów równania (1), otrzymuje się oszacowanie nazywane linią charakterystyczną papieru wartościowego (SML; Tarczyński i in., 2013, s. 37; Zieliński, 2007, s. 8–11):

$$\hat{R}_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i \cdot R_{mt}, \quad (2)$$

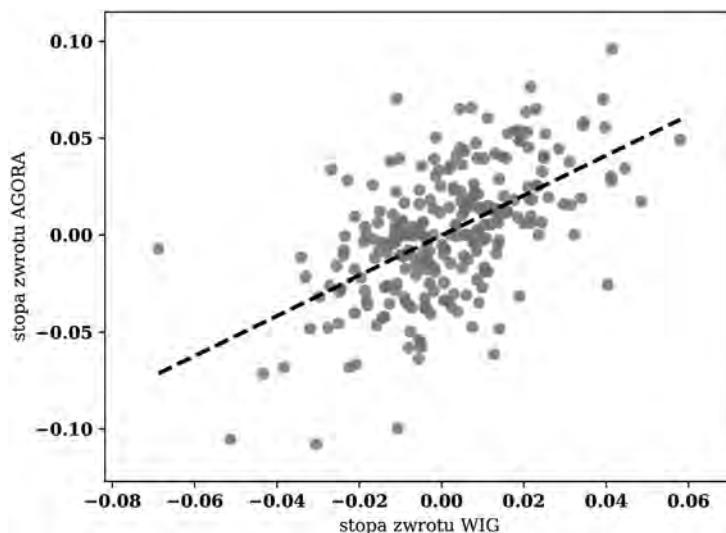
co zapisać można równoznacznie w postaci:

$$R_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i \cdot R_{mt} + e_{it} = \hat{R}_{it} + e_{it}, \quad (3)$$

gdzie: \hat{R}_{it} oznacza teoretyczne wartości stóp zwrotu wyznaczone na podstawie równania (2), tj. punkty leżące na linii SML (rysunek 2); $\hat{\alpha}_i$, $\hat{\beta}_i$ są ocenami *KMNK* estymatorów parametrów, zaś e_{it} to reszty empiryczne równania.

W równaniu linii charakterystycznej składnik losowy opisuje wszystkie odchylenia od linii prostej, tj. odzwierciedla wpływ wszystkich czynników, nieuwzględnionych w modelu (Tarczyński, 1999, s. 106).

Rysunek 2. Linia charakterystyczna dla akcji AGORA w roku 2009



Źródło: opracowanie własne.

Założenie dotyczące zerowej wartości oczekiwanej składnika losowego oznacza, że im dłuższe są szeregi, na których podstawie szacuje się równania, tym mniejszy jest wpływ składnika losowego na szacowaną wartość stopy zwrotu z akcji (Tarczyński, 1999, s. 106).

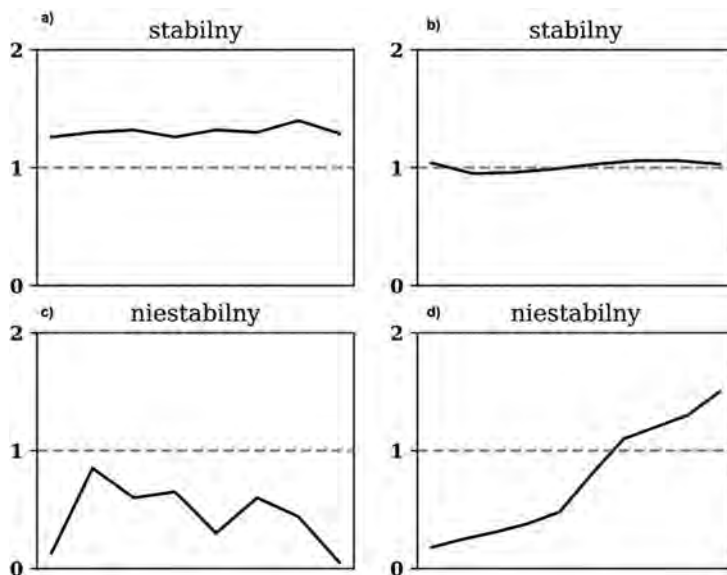
Istotną zaletą współczynnika β jest możliwość wykorzystania go w charakterze miary ryzyka (Tarczyński i in., 2013, s. 39–42). Ryzyko wyrażone w ten sposób nie jest tożsame z ryzykiem mierzonym odchyleniem standardowym stóp zwrotu (Tarczyński i in., 2013, s. 38). Całkowite ryzyko akcji wynikające z modelu Sharpe’a opisuje zależność:

$$S_i^2 = \hat{\beta}_i^2 S_m^2 + S_{ei}^2, \quad (4)$$

gdzie: S_i^2 oznacza wariancję stóp zwrotu z akcji i -tej spółki (ryzyko całkowite akcji), S_m^2 – wariancję stóp zwrotu ze wskaźnika rynku (indeksu giełdowego), S_{ei}^2 – wariancję składnika losowego (resztową) akcji i -tej spółki z modelu (1), $\hat{\beta}_i^2$ – kwadrat oszacowania współczynnika β akcji i -tej spółki z równania (2). Analogiczna zależność obowiązuje dla portfela instrumentów finansowych.

W takim ujęciu ryzyko rynku, wynikające z samego faktu inwestowania na giełdzie, wyraża iloczyn kwadratu oszacowanego współczynnika β akcji (lub portfela) oraz wariancji stóp zwrotu wskaźnika rynku, a ryzyko specyficzne – wariancja resztowa w modelu (1). Jest zatem współczynnik β prostą i łatwą aplikacyjnie miarą ryzyka systematycznego na rynku kapitałowym, a powszechność jej stosowania sprawia, że znalezienie odpowiedniej metody wyznaczania oszacowań tego parametru jest wyjątkowo istotne zarówno dla teorii, jak i praktyki inwestowania (Tarczyński i in., 2013, s. 43–44).

Stabilność współczynnika β w czasie może być rozumiana w intuicyjny sposób podobnie jak stabilność „typowych” parametrów (np. w przypadku szeregów, których rozkład jest zgodny z rozkładem normalnym parametru skali σ^2 oraz położenia μ). Stabilność oszacowań współczynnika β oznacza nie tylko utrzymywanie się wartości β powyżej lub poniżej wartości neutralnej równej 1 (odpowiadającej portfelowi rynkowemu) przez cały analizowany okres, ale także wymaganie dotyczące istotności oraz stabilności względem wartości przeciętnej.

Rysunek 3. Ilustracja zmian wartości współczynnika β w czasie

Źródło: opracowanie własne.

Na rysunku 3 przedstawiono przykłady zmian współczynnika β w czasie. Przy czym rysunki 3.a) i 3.b) ilustrują przypadki, w których współczynnik β jest stabilny, a rysunki 3.c) i 3.d) – przypadki, w których współczynnik β nie jest stabilny. Zaznaczona wartość neutralna $\beta = 1$ nie została wybrana przypadkowo – współczynnik większy od 1 charakteryzuje spółki agresywne o większej ekspozycji na ryzyko rynku, a mniejszy od 1 (ale dodatni) – nisko-ryzykowne spółki pasywne. Ten aspekt sprawia, że zmiana położenia wartości *bet* względem poziomu neutralnego ma szczególne znaczenie dla praktyki inwestowania – kapitał może być alokowany zgodnie z indywidualnymi preferencjami ryzyka. Przypadek niestabilności współczynnika β w czasie może skutkować niewystarczająco wiarygodną oceną ryzyka inwestycji, które na skutek szybkich zmian może zostać ocenione jako niskie, a potem wzrosnąć lub ocenione jako wysokie, ulec zmniejszeniu w późniejszym etapie. Oba przypadki są niepożądane z punktu widzenia realizowania opisanych we wstępie zamiarów inwestowania kapitału przy założeniu minimalizacji ryzyka lub maksymalizacji stopy

zwrotu (kosztem większego ryzyka). Z tego powodu, niezależnie od wybranej długości okna (podyktowanej horyzontem czasowym inwestycji), inwestor oczekuje utrzymania się ryzyka na oszacowanym poziomie lub na niemal stałym poziomie, by mieć podstawy do podjęcia racjonalnej decyzji inwestycyjnej. Jednocześnie Witkowska (2008) zwraca uwagę, że budowanie modeli na podstawie długich prób, choć niesie korzyść w postaci możliwości zastosowania innych metod estymacji, może prowadzić do błędnych decyzji alokacyjnych ze względu na malejący wpływ najnowszych obserwacji na uzyskane wartości.

W pracy Letkowskiego (2013) pokazano, że współczynniki β dla akcji spółek wchodzących w skład indeksu WIG20 zmieniają się w poszczególnych latach, a zmiany szczególnie widoczne są przed i po kryzysie finansowym w latach 2007–2008. Brak jednak informacji o stabilności współczynników β w czasie (rolowanego współczynnika β), na czym skupia się niniejsze badanie.

Najczęściej do oszacowania linii charakterystycznej akcji wykorzystuje się Klasyczną Metodę Najmniejszych Kwadratów (KMNK). Ideą tej metody jest minimalizacja kwadratów różnic pomiędzy wartościami empirycznymi (zaobserwowanymi) a wartościami teoretycznymi (obliczonymi z równania regresji). W przypadku próby oszacowania linii charakterystycznej oznacza to minimalizację odległości zaobserwowanych stóp zwrotu od linii charakterystycznej – parametry modelu Sharpe’a wyznaczają zatem taką prostą, dla której suma kwadratów tych odległości jest najmniejsza (Tarczyński i in., 2013, s. 37–38).

Stosowanie Klasycznej Metody Najmniejszych Kwadratów wymaga jednak spełnienia wielu założeń. W przypadku gdy część z założeń nie jest spełniona, estymatory uzyskane tą metodą tracą niektóre swoje własności (w zależności od tego, które założenie nie jest spełnione; Borkowski, Dudek, Szczęsny, 2003, s. 27). Dlatego też po skonstruowaniu modelu ekonometrycznego, należy zwerifikować spełnienie najbardziej kluczowych założeń – uchylenie niektórych z nich nie niesie ze sobą konsekwencji w postaci utraty własności estymatorów (Borkowski i in., 2003, s. 27–34). W tym procesie wiele uwagi poświęca się weryfikacji własności składników losowych reprezentowanych przez reszty empiryczne (Borkowski i in., 2003, s. 77–99).

Wyzwanie polegające na doborze odpowiedniej metody wyznaczania oszacowań parametru β było w przeszłości podejmowane przez wielu badaczy (por. np. Tarczyński, 2009; Witkowska, 2012). W pracy Brzeszczyńskiego (2005) pokazano, że zastosowanie błędnie dobranej metody estymacji może negatywnie wpłynąć na podjęte decyzje inwestycyjne. Przeciwnie natomiast Witkowska (2012) wskazuje, że wartości współczynnika β są niewrażliwe na zmianę metody estymacji. W literaturze przedmiotu podejmowano próby zastępowania modeli liniowych modelami autoregresyjnymi klasy ARCH i GARCH (Brzeszczyński, Gajdka, Schabek, 2008b). Jednocześnie w pracy (Armitage, Brzeszczyński, 2011) dowodzi się, że różnica pomiędzy wartościami oszacowanymi za pomocą modeli ARCH oraz modeli KMNK jest tym większa, im większa jest kapitalizacja i częstotliwość dokonywania transakcji. Oznacza to, że w przypadku instrumentów czy rynków o niewielkiej kapitalizacji użycie modeli liniowych nie będzie prowadziło do poważnych błędów w estymacji parametru β . W konsekwencji przywołanych wniosków i w związku ze specyfiką rynku organizowanego przez Giełdę Papierów Wartościowych w Warszawie, rynku stosunkowo niewielkiego, w prezentowanym badaniu wykorzystano modele liniowe estymowane K.

3. Charakterystyka danych i metodyka badania

W pracy przeprowadza się analizy stabilności współczynnika β oszacowanego dla spółek notowanych na GPW z użyciem rolowanych okien czasowych o różnych długościach. Jako dane wejściowe wykorzystano ceny zamknięcia pochodzące z serwisu internetowego Banku Ochrony Środowiska SA. Analizowano okres od 1 stycznia 2003 roku do 1 stycznia 2018 roku, uwzględniając wybrane spółki, które były obecne na giełdzie przez cały okres badania (13 spółek). Listę spółek zestawiono w tabeli 1.

Badanie stabilności współczynnika β przeprowadzono na próbach dziennych i tygodniowych logarytmicznych stóp zwrotu z wykorzystaniem metodyki okien przesuwnych (Tarczyński i in., 2013).

Tabela 1. Lista spółek wybranych do badania

Oznaczenie	Pełna nazwa	Skrót
AGORA	Agora SA	AGO
ASSECOPOL	Asseco Poland SA	ACP
BUDIMEX	Budimex SA	BDX
HANDLOWY	Bank Handlowy w Warszawie SA	BHW
INGBSK	ING Bank Śląski SA	ING
KGHM	KGHM Polska Miedź SA	KGH
MILLENNIUM	Bank Millennium SA	MIL
MOSTALZAB	Mostostal Zabrze SA	MSZ
ORANGEPL	Orange Polska SA	OPL
PEKAO	Bank Polska Kasa Opieki SA	PEO
PKNORLEN	Polski Koncern Naftowy ORLEN SA	PKN
RAFAKO	RAFAKO SA	RFK
STALEXP	Stalexport Autostrady SA	STX

Źródło: opracowanie własne.

Złożoność obliczeniowa podjętego badania wymusiła konieczność stworzenia własnego, specjalizowanego oprogramowania obliczeniowego, bowiem „klasyczne” narzędzia ekonometryczne, takie jak np. R czy Gretl, nie implementują algorytmów rozbudowanej automatyzacji procesów przetwarzania danych. Ponadto w rozwiązaniach o zamkniętym kodzie źródłowym istotnym ograniczeniem aplikacyjnym jest także ubogi zestaw narzędzi dostarczanych przez twórców danego oprogramowania. Te ograniczenia sprawiają, że zaplanowane zadania, takie jak: filtrowanie „surowych” danych źródłowych według założonych kryteriów, badanie własności kilkudziesięciu szeregów, estymacja kilkuset tysięcy modeli liniowych, przeprowadzenie testów dotyczących reszt empirycznych każdego modelu czy wreszcie późniejsza wizualizacja otrzymanych masowych rezultatów, nie mogłyby być zrealizowane z użyciem „klasycznego” oprogramowania statystycznego/ekonometrycznego w czasie dysponowanym na ich rozwiązanie.

Do budowy narzędzia obliczeniowego wybrano język Python w wersji 3.6. i oprogramowanie Jupyter Notebook, umożliwiające zapisywanie skryptów

języka Python w formie fragmentów kodu umieszczonych naprzemiennie z opisami, co pozwala uruchamiać tylko wybrane części programu i jest szczególnie przydatne w przypadku złożonych zadań obliczeniowych (McKinney, 2010). Wykorzystano także biblioteki rozszerzające, dedykowane do wykonywania obliczeń objętych zakresem badania. W szczególności odwołano się do zasobów bibliotek: Numpy, SciPy, Pandas oraz Matplotlib (Hunter, 2007).

4. Wyniki empiryczne

Stabilność współczynnika β

Zadanie obliczenia współczynnika β w oknach przesuwnych (inaczej rolowanego współczynnika β ; Tarczyński i in., 2013, s. 52; Kompa, Krupa, Witkowska, 2018) pod wieloma względami przypomina proces obliczania średnich ruchomych (MA) (Witkowska, 2005, s. 159–165). W obu przypadkach kolejne wyrazy szeregu wynikowego obliczane są sekwencyjnie – dla kroku uśredniania k i/lub okna przesuwnego o szerokości k obserwacji, pierwszy wyraz szeregu wynikowego wyznacza się z szeregu pierwotnego na podstawie obserwacji od 1 do k , drugi – na podstawie obserwacji od 2 do $k+1$, a dowolny n -ty – na podstawie obserwacji od n do $k+n$. O ile jednak w metodach średnich ruchomych w każdym k -elementowym oknie przesuwym wyznacza się wartości średnie, o tyle w przypadku rolowanego współczynnika β , w każdym k -elementowym oknie przesuwym estymuje się jednorównaniowy model Sharpe’a z użyciem klasycznej metody najmniejszych kwadratów.

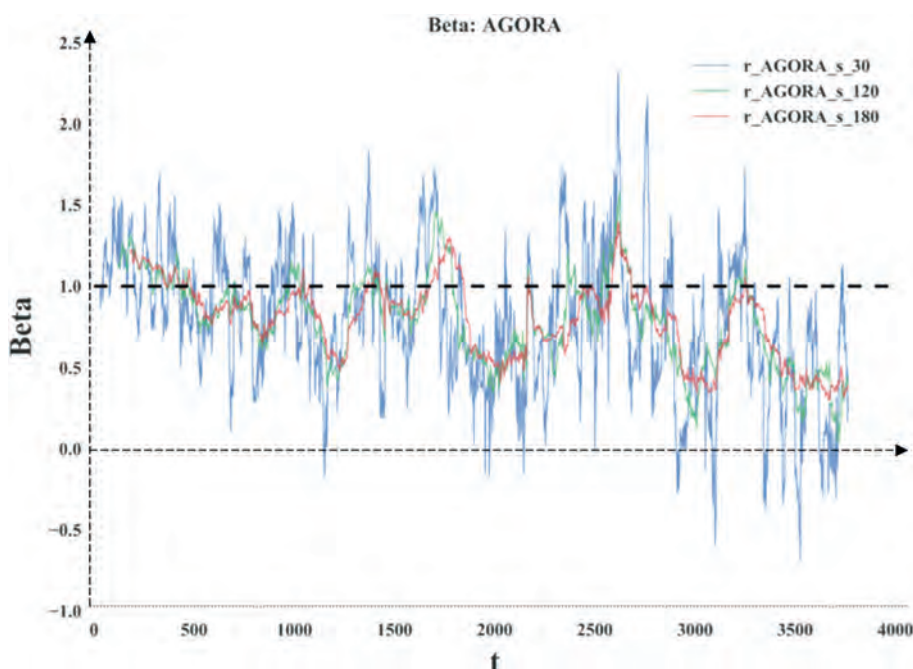
Szeregi wynikowe oszacowań współczynników β , zbudowane zgodnie z omówioną metodyką, utworzono dla okien przesuwnych (rolowanych prób estymacyjnych) o długości $k = 30, 60, 90, 120, 150$ i 180 obserwacji dla szeregów dziennych i tygodniowych logarytmicznych stóp zwrotu ze wszystkich analizowanych spółek za cały okres badania i w podokresach jednakowej koniunktury. Taki zakres badania skutkuje ogromną liczbą analizowanych modeli i szeregów wynikowych. W konsekwencji dalsze rozważania, jakkolwiek zawierają

wnioski dotyczące wszystkich analizowanych spółek i modeli, przedstawiają jedynie wyniki dla spółki AGORA – pozostałe wyniki zamieszczono w repozytorium autorów na serwisie ResearchGate.

Na rysunku 4 linią przerywaną zaznaczono poziom neutralny współczynnika β . Widać, że niezależnie od długości wybranego okna, *beta* kilkakrotnie zmienia swoje położenie względem poziomu neutralnego. Przy czym dla małych szerokości okien ($k = 30$) zmiany następują zdecydowanie częściej niż dla szeregów z krokiem 120 i 180.

Rysunek 4 pokazuje jeszcze jedną istotną analogię pomiędzy średnimi ruchomymi a współczynnikiem β liczonym w oknach przesuwnych – wraz ze wzrostem liczby k , oznaczającej krok uśredniania, nowy szereg staje się coraz bardziej „wygładzony”. Efekt ten wynika bezpośrednio ze zmniejszającego się wpływu pojedynczej obserwacji na każdy element nowego szeregu.

Rysunek 4. Rolowany współczynnik β spółki AGORA dla okien różnej długości



Źródło: opracowanie własne.

Ze względu na zamiar wykorzystania testów parametrycznych konieczna jest weryfikacja hipotezy o normalności rozkładu stóp zwrotu. Istnieje także uzasadniona potrzeba zbadania stacjonarności szeregu stóp zwrotu. Ponieważ stacjonarność szeregu definiowana jest jako stabilność parametrów w czasie, celem jest weryfikacja stacjonarności „klasycznie” definiowanych parametrów (takich jak średnia i odchylenie standardowe dla rozkładu normalnego) oraz w późniejszych krokach weryfikacja stabilności oszacowań współczynnika β . Te działania mają na celu sprawdzenie, czy współczynnik β pozostaje stabilny w szeregach, które są stacjonarne w rozumieniu „klasycznych” parametrów.

Tabela 2. Testowanie zgodności rozkładów empirycznych z rozkładem normalnym testem Shapiro-Wilka dla całego okresu badania

Szereg stóp zwrotu	<i>p-value</i>	Rozstrzygnięcie hipotezy
AGORA	1,468969e-29	Odrzucono H_0
ASSECOPOL	2,473430e-32	Odrzucono H_0
BUDIMEX	4,017330e-37	Odrzucono H_0
HANDLOWY	4,377329e-35	Odrzucono H_0
INGBSK	5,607365e-37	Odrzucono H_0
KGHM	1,332648e-33	Odrzucono H_0
MILLENNIUM	3,131103e-36	Odrzucono H_0
MOSTALZAB	4,457671e-41	Odrzucono H_0
ORANGEPL	3,532673e-42	Odrzucono H_0
PEKAO	9,674183e-31	Odrzucono H_0
PKNORLEN	2,689406e-20	Odrzucono H_0
RAFAKO	0,000000e+00	Odrzucono H_0
STALEXP	0,000000e+00	Odrzucono H_0

Uwaga: analiza dotyczy poziomu istotności $\alpha = 0,05$.

Źródło: opracowanie własne.

Aby sprawdzić, czy bez zastrzeżeń możliwe jest stosowanie testów parametrycznych, przeprowadzono badanie dotyczące zgodności rozkładu stóp zwrotu z rozkładem normalnym. Wykorzystano test Shapiro-Wilka (Witkowska, Matuszewska-Janica, Kompa, 2012, s. 36–37). Wyniki badania zestawiono w tabeli 2, z której wynika, że dla każdego z badanych szeregów należy odrzucić

hipotezę zerową o zgodności rozkładu empirycznego z rozkładem normalnym. W takim przypadku testowanie hipotez statystycznych należy przeprowadzić, wykorzystując testy nieparametryczne albo pozostać przy testach parametrycznych, zgodnie z założeniem o rozkładzie asymptotycznie normalnym (Kompa, 2014). W tym badaniu wykorzystano testy parametryczne.

Analiza szeregów finansowych zwykle prowadzi do wnioskowania poza próbę lub jest podyktowana potrzebą takiego wnioskowania, co wymaga spełnienia wielu założeń, w tym o stacjonarności (Witkowska 2005, s. 182). Dlatego w badaniu podjęto próbę sprawdzenia tej własności badanych szeregów stóp zwrotu, wykorzystując rozszerzony test Dickeya-Fullera (ADF; Witkowska i in., 2012, s. 75–76). Rezultaty przedstawione w tabeli 3 każą odrzucić hipotezę zerową, mówiącą o braku stacjonarności, na rzecz hipotezy alternatywnej, która potwierdza stacjonarność.

Tabela 3. Testowanie stacjonarności szeregów stóp zwrotu testem ADF

Szereg stóp zwrotu	<i>p-value</i>	Rozstrzygnięcie hipotezy
AGORA	0,000000e+00	Odrzucono H_0
ASSECOPOL	0,000000e+00	Odrzucono H_0
BUDIMEX	0,000000e+00	Odrzucono H_0
HANDLOWY	0,000000e+00	Odrzucono H_0
INGBSK	4,030479e-29	Odrzucono H_0
KGHM	0,000000e+00	Odrzucono H_0
MILLENNIUM	0,000000e+00	Odrzucono H_0
MOSTALZAB	0,000000e+00	Odrzucono H_0
ORANGEPL	0,000000e+00	Odrzucono H_0
PEKAO	0,000000e+00	Odrzucono H_0
PKNORLEN	0,000000e+00	Odrzucono H_0
RAFAKO	0,000000e+00	Odrzucono H_0
STALEXP	0,000000e+00	Odrzucono H_0

Uwaga: analiza dotyczy poziomu istotności $\alpha = 0,05$.

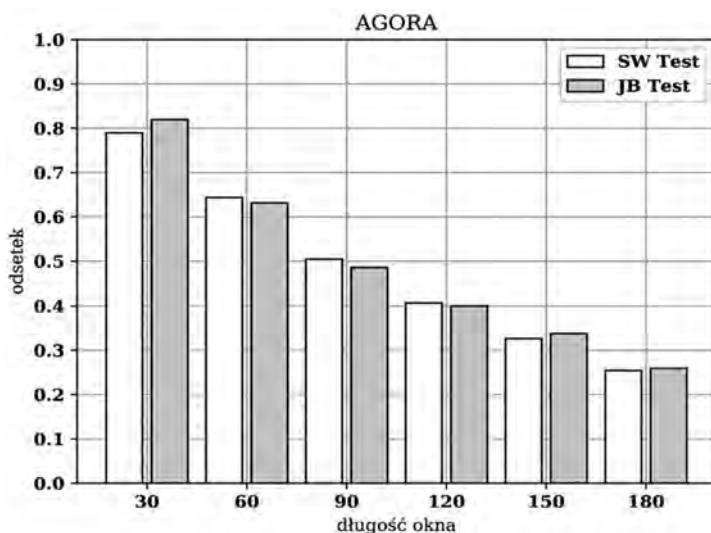
Źródło: opracowanie własne.

Weryfikacja założeń modeli liniowych

Ponieważ w niniejszym badaniu każda wartość współczynnika β szacowana jest z użyciem odrębnego modelu liniowego, a każdy z tych modeli należy zweryfikować pod względem spełnienia założeń KMNK, zdecydowano się na przedstawienie wyników w formie zagregowanej. Oznacza to, że dla każdego szeregu *bet*, gdzie każdej wartości odpowiada jeden model liniowy, zliczono liczbę modeli liniowych, w których brak było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Tę liczbę podzielono przez liczbę wszystkich obserwacji w danym szeregu, aby uzyskać odsetek obserwacji, dla których modele im odpowiadające zwróciły pożądany rezultat testu.

Aby zweryfikować spełnienie założenia dotyczącego normalności rozkładu reszt modelu, podjęto decyzję o przeprowadzeniu testów Shapiro-Wilka oraz Jarque-Bera, służących do badania zgodności rozkładu empirycznego z rozkładem normalnym.

Rysunek 5. Wynik testów Shapiro-Wilka i Jarque-Bera dla reszt modeli liniowych generujących szeregi współczynników β spółki AGORA dla prób estymacyjnych różnej długości



Źródło: opracowanie własne.

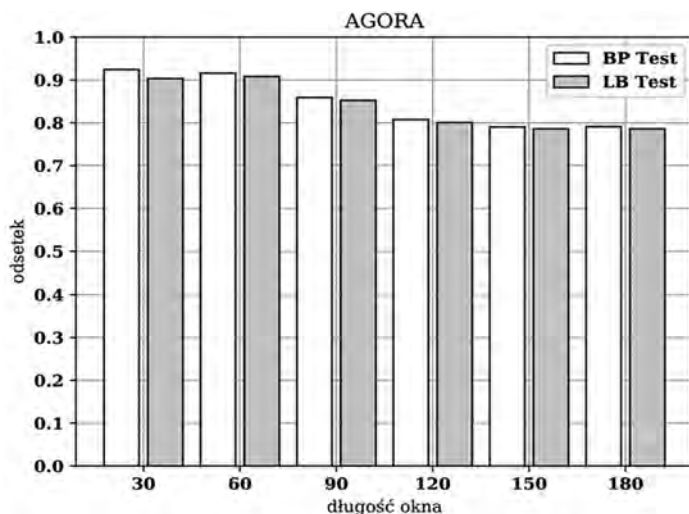
Rysunek 5 przedstawia wyniki przeprowadzonych testów. Słupki białe reprezentuje odsetek obserwacji, dla których test Shapiro-Wilka dał wynik pozwalający wnioskować o zgodności rozkładu reszt z rozkładem normalnym, słupki szare zaś odsetek obserwacji potwierdzający zgodność rozkładu reszt z rozkładem normalnym według testu Jarque-Bera. Oba testy dają w większości przypadków rezultaty zbliżone. Można także zauważyć, że wraz ze wzrostem długości okna odsetek obserwacji, dla których testy potwierdzają zgodność rozkładów, zmniejsza się. Prawdopodobnie wynika to z faktu, że wraz z długością okna wzrasta liczba obserwacji (szybkodziennego szeregu stóp zwrotu), do których dopasowuje się linia charakterystyczna. Zadanie to staje się coraz trudniejsze, a rozkład reszt zamiast zbiegać do rozkładu normalnego może przybierać kształt np. o dużo grubszych ogonach.

Niespełnienie założenia o braku zgodności rozkładu reszt z rozkładem normalnym nie skutkuje pogorszeniem się własności estymatorów, stanowi jednak przesłankę do postępowania ze szczególną ostrożnością podczas stosowania części testów parametrycznych.

Aby zbadać występowanie autokorelacji reszt każdego z modeli, wykorzystano testy Ljunga-Boxa i Boxa-Pierce'a (Witkowska i in., 2012, s. 97–98). Zakres badania ograniczono przy tym do autokorelacji rzędu pierwszego zgodnie z przesłanką (Witkowska i in., 2012, s. 97), że wpływ obserwacji poprzedzającej na obserwację kolejną jest zjawiskiem najczęściej występującym w szeregach czasowych pochodzących z rynków finansowych.

Rysunek 6 prezentuje wyniki testowania autokorelacji reszt i podobnie jak poprzedni pozwala zaobserwować zależność wpływu długości próby estymacyjnej (tj. szerokości okna przesuwnej) na odsetek potwierdzonego braku autokorelacji pierwszego rzędu reszt modeli – im dłuższe okno, tym mniejsza liczba obserwacji sklasyfikowanych przez test jako nieskorelowane. Zarazem różnica ta jest dużo mniej widoczna niż w przypadku testów na zgodność z rozkładem normalnym. Zauważmy, że niespełnienie założenia o braku autokorelacji reszt implikuje nieefektywność estymatorów parametrów modeli, choć estymatory te pozostają nieobciążone (Borkowski i in., 2003, s. 33; Gruszczyński, Kuszewski, Podgórska, 2009, s. 84).

Rysunek 6. Wynik testów Ljunga-Boxa i Boxa-Pierce'a dla reszt modeli liniowych generujących szeregi współczynników β spółki AGORA dla prób estymacyjnych różnej długości



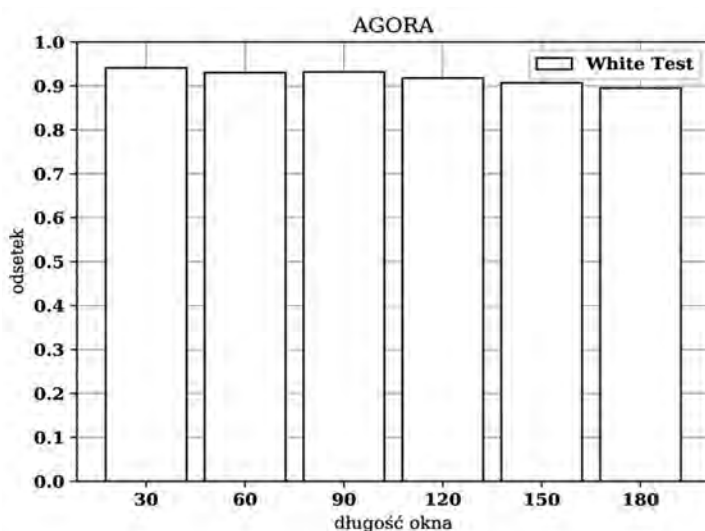
Źródło: opracowanie własne.

Zjawisko heteroskedastyczności reszt w modelu polega na niejednorodności wariancji składników losowych. W „klasycznych” modelach ekonometrycznych, opisujących zależności ekonomiczne, zjawisko to często bywa efektem złego doboru postaci funkcyjnej modelu. W analizowanym przypadku heteroskedastyczność może oznaczać, że w próbie estymacyjnej wystąpiło zaburzenie (lub kilka zaburzeń) powodujące nagłą zmianę w obserwowanych wartościach estymatorów, co skutkować może, podobnie jak opisany wyżej, zły dobór postaci funkcyjnej. Występowanie zjawiska heteroskedastyczności badano za pomocą testu White’a (Gruszczyński i in., 2009, s. 84), a wyniki zaprezentowano na rysunku 7.

Test White’a (rysunek 7) dostarcza wyników najmniej zróżnicowanych ze względu na długość próby estymacyjnej spośród dotychczas przeprowadzonych testów składników losowych, a jego analiza pozwala wnioskować, że w badanych przypadkach, niezależnie od długości okna, większość ciągów reszt z modeli nie wykazuje heteroskedastyczności. W przypadku gdy reszty modelu liniowego

są heteroskedastyczne, estymatory parametrów mimo utrzymania własności nieobciążoności i zgodności tracą własność efektywności (Gruszczyński i in., 2009, s. 84). Wniosek z tej części badania jest szczególnie istotny w kontekście pracy Armitage'a i Brzeszczyńskiego (2011), którzy analizowali zastosowanie modeli autoregresyjnych do wyznaczania współczynnika β – składowe losowe w większości przypadków jest homoskedastyczny, to nie ma definitywnych przesłanek do stosowania modeli ARCH.

Rysunek 7. Wyniki testu White'a dla reszt modeli liniowych generujących szeregi współczynników β spółki AGORA dla prób estymacyjnych różnej długości



Źródło: opracowanie własne.

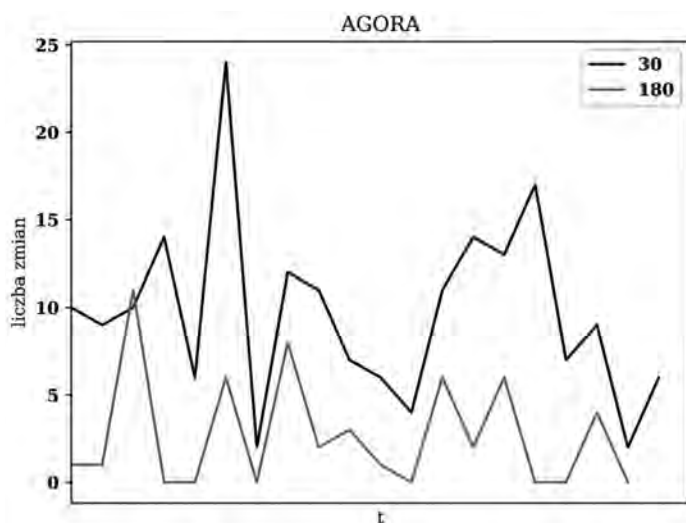
Analiza wartości współczynnika β

Jakkolwiek rysunek 4 daje podstawowy pogląd na liczbę zmian położenia współczynnika β względem poziomu neutralnego, to w analizie zjawiska pomocne będą dodatkowe wykresy.

Na rysunku 8 przedstawiono liczbę zmian znaku (rozumianych jako przekroczenie poziomu neutralnego $\beta = 1$) współczynnika β w następujących

po sobie, równych podpróbach. Długość każdej z podpróbek ustalono na 180 obserwacji. Łatwo dostrzec, że współczynnik β obliczony na oknie o długości 30 (linia czarna) zmienia swoje położenie względem poziomu neutralnego zdecydowanie częściej niż współczynnik β obliczany na podstawie 180 obserwacji. Ten wniosek potwierdza tezę mówiącą, że współczynnik β jest niestabilny w czasie – niezależnie od tego czy mowa o wariancie obliczanym w oknie zawierającym 30 czy 180 obserwacji, zmiana położenia względem poziomu neutralnego ma miejsce kilka razy w analizowanym okresie.

Rysunek 8. Liczba zmian współczynnika β względem poziomu neutralnego dla spółki AGORA



Źródło: opracowanie własne.

Ze względu na różną długość wyznaczonych okresów koniunktury (zob. tabela 4), dalsze analizy przeprowadzono na znormalizowanych liczbach zmian położenia współczynnika *beta* względem poziomu neutralnego. Wartości znormalizowane wyznaczono w ten sposób, że:

- dla każdego okresu koniunktury zbudowano szeregi pierwotne i wyznaczono ich długość, mierzoną liczbą obserwacji;

- dla każdego okresu koniunktury wyznaczono wynikowe szeregi rolowanych współczynników *beta* (współczynnik β obliczony w oknie przesuwным o szerokości 30 obserwacji, β liczona w oknie o szerokości 60 obserwacji itd.) i zliczono zmiany położenia współczynnika *beta* względem poziomu neutralnego w każdym okresie koniunktury);
- wyznaczone liczby zmian podzielono przez długość danego okresu koniunktury, celem uzyskania informacji o znormalizowanej – wolnej od zaburzeń spowodowanych różnymi długościami okresów – liczbie zmian (Balicki, 2013, s. 255–256).

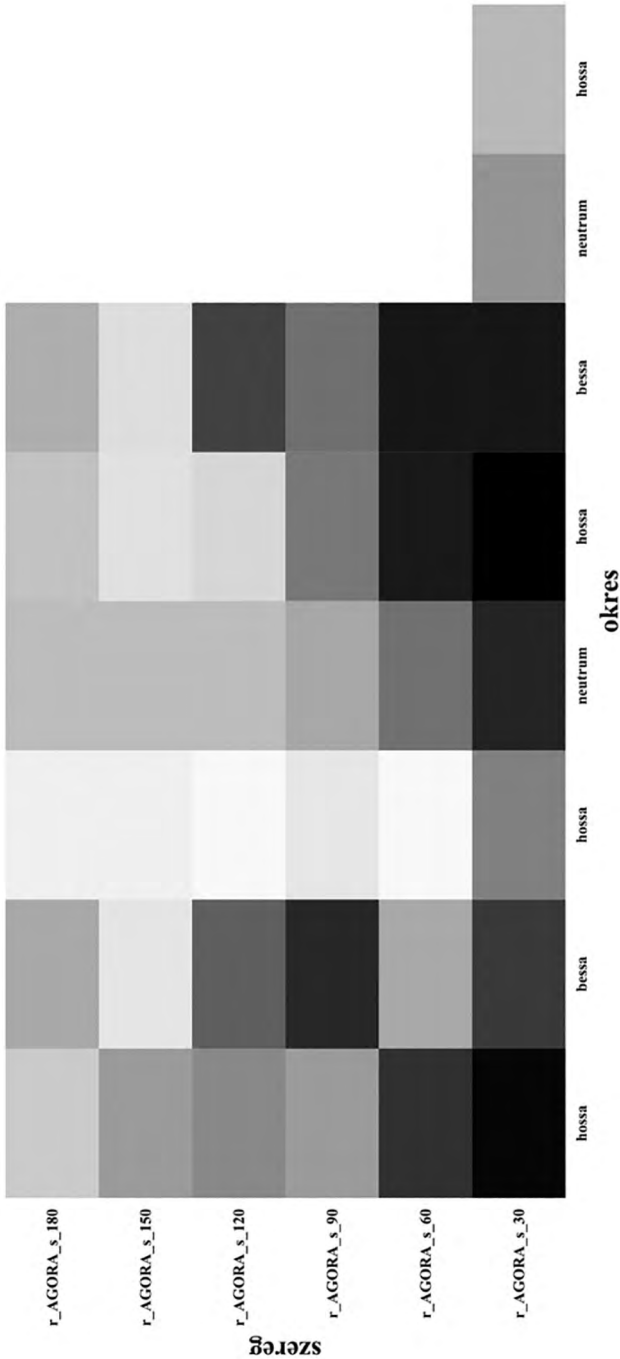
Tabela 4. Podział okresu badania na okresy koniunktury

Klasyfikacja okresu	Data początkowa	Data końcowa
hossa	02.01.2003	04.07.2007
bessa	05.07.2007	17.02.2009
hossa	18.02.2009	02.08.2011
neutrum	03.08.2011	21.05.2012
hossa	22.05.2012	14.05.2015
bessa	15.05.2015	18.01.2016
neutrum	19.01.2016	16.11.2016
hossa	17.11.2016	29.12.2017

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 9 pokazuje, że wraz ze wzrostem długości okna liczba zmian znaku współczynnika β zmniejsza się. Na rysunku sytuację tę odzwierciedla fakt, że ciemniejsze obszary skupiają się głównie w dolnej części rysunku, a niemal nie występują w górnej. Stanowi to kolejne potwierdzenie tezy mówiącej, że rolowany współczynnik β jest tym stabilniejszy, im szersze okno czasowe zastosowano w badaniu. Jednocześnie obecność innych niż biała w górnej części wykresu potwierdza, że współczynnik β nie pozostaje stabilny nawet dla długości okna wynoszących 150 lub 180 obserwacji. Białe pola dla dwóch ostatnich okresów koniunktury są efektem braku zmian położenia względem poziomu neutralnego dla okien dłuższych od 30 obserwacji (co obserwuje się także na rysunku 4.)

Rysunek 9. Skorygowana liczba zmian współczynnika β względem poziomu neutralnego dla spółki AGORA dla różnych długości okna i różnych okresów koniunktury

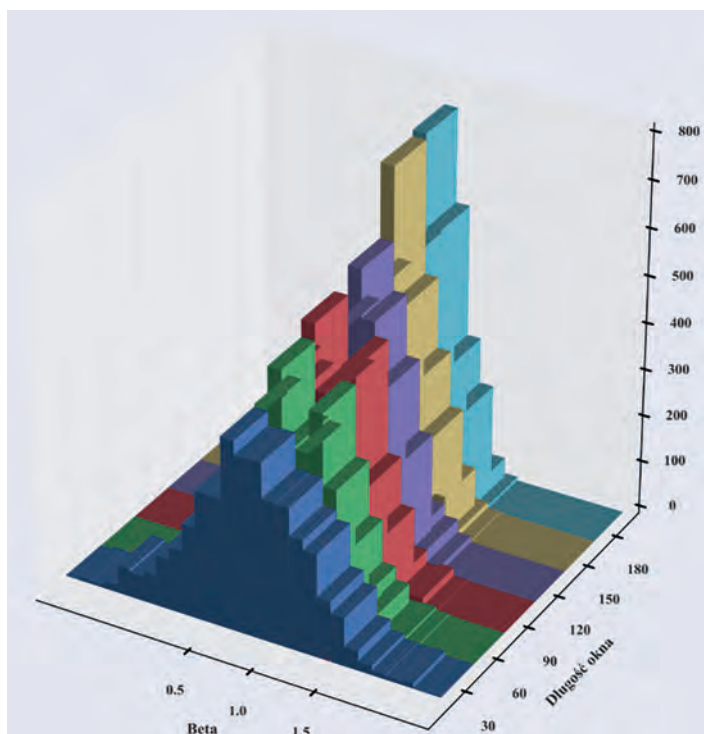


Uwaga: większy stopień zacielenia oznacza większą liczbę zmian.
Źródło: opracowanie własne.

Analiza rysunku 9 prowadzi zarazem do konkluzji, że stabilność współczynnika β nie jest powiązana z rodzajem okresu koniunktury rynkowej – zaobserwowane wartości nie pozwalają sformułować jakiegokolwiek wniosku na temat tego, czy zmiany położenia są częstsze w sytuacji rynkowej hossy czy bessy.

Badając, czy dane zawarte w analizowanych szeregach *bet* mają charakter losowy, wykorzystano test dwóch serii Walda-Wolfowitza (Witkowska i in., 2012, s. 102–103). Przy czym za wartość odcinającą dzielącą obserwacje na serie wybrano $\beta = 1$ ze względu na fakt, że przekroczenie tej wartości oznacza zmianę oceny charakteru spółki z agresywnej na pasywną lub odwrotnie.

Rysunek 10. Histogram wartości współczynnika β dla różnych szerokości okien rolowanych dla spółki AGORA



Źródło: opracowanie własne.

Dla wszystkich analizowanych szeregów na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ odrzucono hipotezę zerową, mówiącą o losowym charakterze zmian szeregu. Prowadzi to do wniosku, że parametr β , choć niestabilny w czasie, nie zachowuje się w sposób losowy, a zatem możliwe zdaje się być prognozowanie jego przyszłych wartości na podstawie wartości historycznych. Nie znaleziono potwierdzenia tego wniosku w literaturze.

Z dotychczasowych rozważań wynika, że w analizowanych przypadkach rolowany współczynnik β nie jest stabilny w czasie, niezależnie od długości przyjętego okna czasowego. W kolejnym kroku analizy przeprowadzono badanie częstości występowania poszczególnych wartości współczynnika (rysunek 10).

Tabela 5. Kurtoza i odchylenie standardowe dla szeregów rolowanego współczynnika β spółki AGORA przy różnych długościach prób estymacyjnych

Długość okna	Kurtoza	Odchylenie standardowe
30	0,073439	0,434124
60	-0,232866	0,344813
90	-0,290843	0,300858
120	-0,411346	0,272622
150	-0,640002	0,251932
180	-0,752159	0,234862

Uwaga: wykorzystano definicję kurtozy, która dla rozkładu normalnego przyjmuje wartość zero. Ten wariant obliczania kurtozy bywa dla rozróżnienia nazywany zamiennie ekscesem, oba wzory można znaleźć np. w pozycji Borkowski i in. (2003, s. 84) oraz definicję odchylenia standardowego z próby (Witkowska i in., 2012, s. 27–28).

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie rysunku 10 oraz tabeli 5 można wnioskować, że szacowanie wartości współczynników β z użyciem coraz szerszego okna czasowego skutkuje coraz większym skupieniem wartości i zmniejszaniem się odchylenia standardowego. Dodatkowo rysunki 4 oraz 10 pozwalają na wyciągnięcie wniosku, że wybór okna czasowego w sposób istotny wpływa nie tylko na stabilność współczynnika β , ale także na konkretnie uzyskiwane wartości oraz ich rozrzut. Użycie krótkiego okna czasowego sprawia, że możemy zaobserwować wartości, które mogłyby nigdy nie wystąpić przy zastosowaniu okien dłuższych.

5. Podsumowanie

Badanie własności i stabilności współczynnika β w czasie w oknach przesuwnych przeprowadzono dla 13 wybranych spółek, notowanych na GPW w okresie od 1 stycznia 2003 roku do 1 stycznia 2018 roku. Badanie zrealizowano na dziennych i tygodniowych logarytmicznych stopach zwrotu dla całej próby oraz ośmiu wyróżnionych okresów koniunktury, wykorzystując okna przesuwne (rolowane próby estymacyjne) o długościach $k = 30, 60, 90, 120, 150$ i 180 obserwacji. Taki zakres badania skutkował ogromną liczbą analizowanych modeli i szeregów wynikowych. W konsekwencji, omawiając wnioski dotyczące wszystkich analizowanych spółek i modeli, prezentację wyników ograniczono do jednej spółki – spółki AGORA, pozostałe wyniki zamieszczając w repozytorium autorów na serwisie ResearchGate.

Prezentowane badanie własności i stabilności współczynnika β dla wybranych spółek giełdowych prowadzi do następujących, istotnych dla praktyki i teorii inwestowania, wniosków i rekomendacji.

- Badane szeregi stóp zwrotu należy uznać za stacjonarne (za testem ADF). Szeregi te nie charakteryzują się rozkładem zgodnym z rozkładem normalnym, co implikuje należyta ostrożność wnioskowania na podstawie statystycznych testów parametrycznych.
- Dla dowolnej z badanych szerokości okna (tj. długości próby estymacyjnej lub horyzontu inwestycyjnego) współczynnik β obliczany w sposób rolowany nie jest stabilny w czasie – szeregi stóp zwrotu, choć stacjonarne, nie pozwalają na uzyskanie stabilnych oszacowań rolowanego współczynnika β .
- Długość wybranego okna czasowego nie ma wpływu na stabilność współczynnika β , co prowadzi do konkluzji, że problem niestabilnych oszacowań dotyczy wszystkich horyzontów inwestycyjnych, reprezentowanych przez różne długości próby estymacyjnej.
- Jakkolwiek analizowane współczynniki β nie są stabilne w czasie, to nie zachowują się w sposób losowy. Możliwe wydaje się zatem, ze względu

na deterministyczny charakter szeregów, skuteczne prognozowanie ich przyszłych wartości na podstawie wartości historycznych.

- Istnieją silne przesłanki uzasadniające wykorzystanie KMNK jako metody estymacji współczynnika β . Badanie spełnienia założeń KMNK dotyczących składnika losowego wskazało, że choć nie dla wszystkich modeli wszystkie założenia były spełnione dostatecznie często, to heteroskedastyczność (będąca głównym argumentem przeciwko stosowaniu modeli liniowych), zgodnie z oczekiwaniami nie występowała na tyle często (tj. występowała w niewielkiej liczbie oszacowanych modeli), by poddawać w wątpliwość zasadność stosowania KMNK ze względu na utratę własności estymatorów.

Bibliografia

- Armitage S., Brzeszczyński J. (2011). *Heteroscedasticity and Interval Effects in Estimating Beta: UK evidence*, „Applied Financial Economics”, vol. 21(20), s. 1525–1538.
- Balicki A. (2013). *Statystyczna analiza wielowymiarowa i jej zastosowania społeczno-ekonomiczne*, Gdańsk: Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego.
- Borkowski B., Dudek H., Szczesny W. (2003). *Ekometria. Wybrane zagadnienia*, Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Brzeszczyński J. (2005). *Czy klasyczne metody estymacji błędnie szacują parametr beta?*, „Rynek Terminowy”, nr 4, s. 45–53.
- Brzeszczyński J., Gajdka J., Schabek T. (2008a). „Efekt interwałowy” w estymacji parametru β dla akcji notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. *Rola intensywności transakcji giełdowych oraz kapitalizacji spółek*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia”, nr 14, s. 421–431.
- Brzeszczyński J., Gajdka J., Schabek T. (2008b). *Aplikacja modeli klasy ARCH do estymacji parametru β przy uwzględnieniu stóp zwrotu dla różnych interwałów czasowych*, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu”, nr 1200, s. 69–76.
- Gruszczyński M., Kuszewski T., Podgórska M. (2009). *Ekometria i badania operacyjne. Podręcznik dla studiów licencjackich*, Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.

- Hunter J. (2007). *Matplotlib: A 2D Graphics Environment*, „Computing in Science & Engineering”, vol. 9, s. 90–95.
- Jajuga K., Jajuga T. (2012). *Inwestycje*, Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Kompa K. (2015). *Zastosowanie testów parametrycznych i nieparametrycznych do oceny sytuacji na światowym rynku kapitałowym przed i po kryzysie*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu”, nr 384: *Taksonomia 24. Klasyfikacja i analiza danych – teoria i zastosowania*, s. 144–153.
- Kompa K., Matuszewska-Janica A. (2008). *Charakterystyki opisowe i efektywność informacyjna wybranych instrumentów na GPW*, „Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania. Uniwersytet Szczeciński”, nr 9: *Rynek kapitałowy: skuteczne inwestowanie*, s. 614–629.
- Kompa K., Krupa P., Witkowska D. (2018). *Badanie stabilności współczynnika wybranych spółek giełdowych. Metodyka okien przesuwanych*, „Rynek kapitałowy: skuteczne inwestowanie”, X Konferencja Naukowa, Międzyzdroje, IX. 2018 (draft).
- Letkowski D. (2013). *Badanie stabilności współczynnika beta akcji indeksu WIG20*, „Studia Ekonomiczne. Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach”, nr 174: *Innowacje w bankowości i finansach*, s. 75–87.
- Łuniewska M. (2012). *Ekonometria finansowa. Analiza rynku kapitałowego*, Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- McKinney W. (2010). *Data Structures for Statistical Computing in Python*, „Proceedings of the 9th Python in Science Conference”, s. 51–56.
- Podgórska M., Klimkowska J. (2005). *Matematyka finansowa*, Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Tarczyński W. (1997). *Rynki kapitałowe. Metody ilościowe*, t. 2, Warszawa: Agencja Wydawniczo-Poligraficzna PLACET.
- Tarczyński W. (2009). *Współczynnik beta na polskim rynku kapitałowym*, „Prace Naukowe. Akademia Ekonomiczna w Katowicach”, t.: *Metody matematyczne, ekonometryczne i komputerowe w finansach i ubezpieczeniach 2008*, s. 205–218.
- Tarczyński W., Witkowska D., Kompa K. (2013). *Współczynnik beta. Teoria i praktyka*, Warszawa: Pielasek Research.
- Witkowska D. (2005). *Podstawy ekonometrii i teorii prognozowania*, Kraków: Oficyna Ekonomiczna.
- Witkowska D. (2008). *Badanie stabilności współczynnika beta oszacowanego na podstawie prób o różnej długości*, „Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania. Uniwersytet Szczeciński”, nr 9: *Rynek kapitałowy: skuteczne inwestowanie*, s. 143–154.

- Witkowska D. (2012). *Badanie wrażliwości współczynnika BETA na metodę estymacji*, „Prace Naukowe. Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach”, t.: *Metody matematyczne, ekonometryczne i komputerowe w finansach i ubezpieczeniach 2010*, s. 395–419.
- Witkowska D., Matuszewska-Janica A., Kompa K. (2012). *Wprowadzenie do ekonometrii dynamicznej i finansowej*, Warszawa: Wydawnictwo SGGW.
- Zieliński W. (2007). *Teoretyczne podstawy ekonometrycznych jednorównaniowych modeli liniowych*, Warszawa: Wydawnictwo SGGW.
- Żebrowska-Suchodolska D. (2013). *Rozwój a efektywność informacyjna rynku kapitałowego w Polsce*, rozprawa doktorska, Warszawa: WNE SGGW.

Rozdział 5

MATHEMATICAL METHODS ON THE FINANCIAL MARKET: PAST DEVELOPMENTS AND CONTEMPORARY CHALLENGES

1. A brief look at historical development of quantitative finance

Finance is probably the discipline in the area of economic sciences in which mathematical methods have played crucial role. Here by mathematical methods we mean almost all methods based on quantitative approach, including also econometrics and statistics. These approaches have been widely adopted in finance, particularly in the research of financial market. Later on, they were proposed in the other areas of finance, like: corporate finance, banking, insurance, personal finance and even in real estate research.

Over many years theory and practice of financial markets have depended very strongly on the development of quantitative methods. On one hand, new theoretical developments are driven by practical challenges; on the other hand, these new methods are easily and quickly verified on the financial markets.

Quantitative methods, which came through theoretical insights and were applied in practical financial problems, were developed within three fields, namely:

Financial economics – contains the models derived from economic theory, relevant for the analysis of financial processes, particularly processes occurring in the financial markets; they are (as a rule) formal mathematical models, based on fundamental economic categories such as equilibrium, rational behavior, expectations, etc.

Financial mathematics – contains pure mathematical models, based on the concepts, which are abstract and not referred to the theory of finance; these models can be usually interpreted on the ground of the theory of finance and applied in finance, this however requires enhancing abstract concepts by financial notions and implementation by financial data analysis.

Financial econometrics – contains the models developed to analyze financial data, as a rule given as financial time series, for the simulation, forecasting or decision-making objectives; in addition verifies the models developed by financial economics and financial mathematics.

The history of quantitative approach on the financial market is more than hundred years old. In 1877 Charles Castelli, practitioner of financial markets, published book “Theory of Options in Stocks and Shares” (Castelli, 1877).

As the first significant (seminal) achievement one usually mentions the proposal by Louis Bachelier (1900), who in his doctoral thesis (English title: “Theory of Speculation”), indicated that the so called Arithmetic Brownian Motion can be applied to analyze stock prices. His proposal was neglected over more than half of a century. However in fact it was the first approach in which stochastic process was proposed to be applied in the analysis of financial process.

In 1908 Vinzenz Bronzin published research in which he proposed an approach to price options very similar to what was many years later discovered by Fischer Black, Myron Scholes and Robert Merton. This fact is explained by Zimmermann and Hafner (2007).

Throughout the twentieth century, the numerous methods and approaches were proposed to analyze financial data and financial processes. The

systematization of these methods is a difficult task. If we take into account the practical problem to be solved with use of the method, we can distinguish the following main fields:

1. Valuation of financial instruments.
2. Analysis of financial prices (or returns).
3. Analysis of term structure of interest rates.
4. Analysis of market risk.
5. Analysis of credit risk.

Now we give the main past developments in each of these five groups of tasks.

Valuation of financial instruments

The main goal of valuation models is the determination of the fair value of financial instrument (as well as an institution) that is the price at which this instrument should be traded by rational and well informed agents on the market being in equilibrium. In case of stocks, valuation is the last stage of the so called **fundamental analysis**. This type of analysis consists of four stages: macroeconomic analysis, industry analysis, company analysis (including non-financial analysis and analysis of financial data related to company), valuation. In all stages of fundamental analysis quantitative methods can be applied, but their use is crucial in the last stage – valuation. Of course, valuation is to be conducted not only for stocks, but also for the other financial instruments (bonds, derivatives) as well as the other types of assets (real estate, currencies, commodities, etc.).

There are several groups of valuation methods, but two of them strongly depend on the use of quantitative methods:

- Discounted Cash Flow valuation (also called income valuation) – here value is determined as present value of expected cash flows;
- Arbitrage valuation – here value is determined in such a way that arbitrage is not possible, where by arbitrage we mean a transaction, which does not require initial outlays, is risk-free and leads to positive cash flows.

In both types of valuation there were significant past developments, in which quantitative methods play crucial role.

Discounted Cash Flow valuation contains two important groups of methods:

- Discounted Dividend Model, proposed by John Burr Williams in the book “Theory of Investment Value” (Williams, 1938). This book contains the doctoral thesis of Williams (defended in 1937 at Harvard University). Later on we observed more refinements of the methods; now they are commonly used in practice.
- Capital Asset Pricing Model family. CAPM was developed independently by Sharpe, Treynor, Lintner and Mossin (Treynor, 1961, 1962, 1963; Sharpe, 1964; Lintner, 1965; Mossin, 1966). Despite that the origin of this model can be traced back to Markowitz portfolio theory (Markowitz, 1952), CAPM was meant to be the model of equilibrium of capital market. From the very beginning, however, it is used in practice in straightforward way for the valuation of portfolios and financial instruments. In 1990 William Sharpe was awarded Bank of Sweden Prize in Economic Sciences in the memory of Alfred Nobel (commonly known as Nobel Prize in economics), as official statement says: “for [...] pioneering work in the theory of financial economics” and further it was stated that it was for CAPM. CAPM family of models contains at least several groups of the extension of CAPM, namely:
 - Zero-beta model (Black, 1972);
 - International CAPM (Solnik, 1974), for the investments in foreign currencies;
 - CCAPM, Consumption CAPM (Breedon, 1979), considers consumption and investments;
 - ICAPM, Intertemporal CAPM (Merton, 1973a), first truly multi-period equilibrium model of capital market;
 - Multifactor models, starting from Fama-French model (Fama, French, 1993), which contains more risk factors than just equity market risk premium.

Arbitrage valuation contains two main developments:

- Arbitrage Pricing Model, developed as Arbitrage Pricing Theory (APT) by Stephen Ross (1976). The main assumption in this model is lack of arbitrage assumption, but formally model was developed using tools of linear algebra. The essence of the model is a linear function, in which expected return (on stock or portfolio of stocks) is linear function of different risk factors.
- Option pricing model. This is one of the milestones in the history of financial research. This model was developed by Black, Scholes (1973) and Merton (1973). In 1997 Merton and Scholes were awarded Bank of Sweden Prize in Economic Sciences in the memory of Alfred Nobel, as official statement says: “for a new method to determine the value of derivatives”.

The model is based on the idea of arbitrage portfolio consisting of underlying instrument and option written on this instrument. The underlying process is Geometric Brownian motion. To derive option pricing model, three professors had to apply Ito lemma from the area of stochastic differential equations, this idea was proposed by Robert Merton (1969) by considering dynamic portfolio problem. Two other models derived from Black-Scholes-Merton approach were: Black model for option on futures pricing (Black, 1976) and Garman-Kohlhagen model for currency option (Garman, Kohlhagen, 1983).

Since that time the considerable development in option pricing has been taken place. All of these models are based on rather advanced quantitative methods. The most important groups are:

- Models based on other (than Geometric Brownian Motion) process, for example: jump-diffusion process (Merton, 1976), stochastic volatility process (Heston, 1993), GARCH process (Duan, 1995);
- Binomial models;
- Monte Carlo methods;
- Finite difference methods;
- Interest rate option pricing models (e.g. Heath, Jarrow, Morton, 1992; Brace, Gątarek, Musiela, 1997);
- Exotic option pricing models;

- Multi-asset option pricing models; here estimation of correlation plays important role.

Analysis of financial prices (or returns)

There are two main goals of this group of methods:

- Confirmatory goal: verification of the hypotheses derived in theoretical research using empirical data;
- Exploratory goal: analysis of data to find some patterns, which can be possibly applied in the decision making process.

We consider here methods used in confirmatory goal. These methods evolved from classical time series analysis methods. The most important contributions in this field are the ones proposed as financial econometrics methods. Campbell, Lo, MacKinlay (1997) state that “raison d’être of financial econometrics is the empirical implementation and evaluation of financial models”.

The key point in the analysis of financial prices (or returns) is including volatility in this analysis.

The first model, which in fact is pioneering work, was proposed by Robert Engle (1982) as Autoregressive Conditional Heteroscedasticity model (ARCH). In 2003 Engle was awarded Bank of Sweden Price in Economic Sciences in the memory of Alfred Nobel, as official statement says: “for methods of analyzing economic time series with time-varying volatility (ARCH)”.

ARCH model opened an area for whole family of models, where the most important are:

1. GARCH model (Bollerslev, 1986);
2. ARCH-in-mean model (Engle, Lilien, Robins, 1987);
3. MGARCH model (Bollerslev, Engle, Wooldridge, 1988);
4. Factor model (Engle, Ng, Rothschild, 1990);
5. ACD model, applied to ultra-high frequency data (Engle, Russell, 1988);
6. DCC (Dynamic Conditional Correlation) model, for the estimation of dynamic changes in correlation coefficient between two time series (Engle, 2002);
7. Stochastic Volatility model (Taylor, 1986).

In addition to the methods used in confirmatory goal, there has been growing development in the area of exploratory methods. We will refer to them, as machine learning methods, later.

Analysis of term structure of interest rates

Term structure of interest rates is a function that gives the value of interest rate for different maturities. These models were developed mainly in last quarter of twentieth century. The systematization of different groups of models results in two main groups:

- Simple models, where regression-type function is estimated using historical data; here the first model was Nelson-Siegel model (Nelson, Siegel, 1987);
- Models based on stochastic processes; here one of the very first models was Vasicek model (1977), being the version of Ornstein-Uhlenbeck process.

Analysis of market risk

Market risk is risk resulting from the changes of financial prices, such as: stock prices, interest rates, exchange rates, commodity prices. The first proposal to analyze risk (in fact, it was interest rate risk), was a measure called duration, proposed by Frederic Macaulay (1938). The seminal approach to analyze market risk was of course, portfolio theory, developed by Harry Markowitz (1952). In 1990 Harry Markowitz was awarded Bank of Sweden Price in Economic Sciences in the memory of Alfred Nobel, as official statement says: “for [...] pioneering work in the theory of financial economics” and further it was stated that it was for portfolio theory.

At the same time, Roy (1952) proposed another approach to analyze risk. Later, Markowitz approach was extended by James Tobin (1958), who proposed more general approach by including also risk-free instruments. In 1981 James Tobin was awarded Bank of Sweden Price in Economic Sciences in the memory of Alfred Nobel, as official statement says: “for his analysis of

financial markets and their relations to expenditure decisions, employment, production and prices”.

Since that time many methods to analyze (especially to measure) market risk were proposed. They can be classified into two main groups:

- Measures based on statistical distribution of returns (or prices), for example: volatility measures, quantiles (like Value at Risk), distribution function values;
- Sensitivity measures, based on the function of dependence of price (or return) on risk factors, for example: beta, duration, Greek measures for options.

Analysis of credit risk

Credit risk is risk resulting from the possibility that counterparty will not make contractual payments, which is default of this party. Two main parameters that are used to assess credit risk are: Probability of Default and Loss Given Default.

One of the very first proposals to measure credit risk in which quantitative methods were applied, was given by Altman (1968). In his paper simple discriminant analysis was used to derive function whose value is related to probability of default. The significant growth of credit risk models has been observed in last decade of twentieth century.

The systematization of the credit risk models based on mathematical approach gives three main classes of models: empirical models, structural models, and reduced form models.

Empirical models emerged from the very first one, which is – already mentioned – Altman model. They are aimed at classifying counterparties with respect to probability of default and the estimation is based on historical data. Here classification methods are used, including distribution-free machine learning methods like artificial neural networks. **Structural models** are based on option pricing model, in which the financing structure is imposed and then probability of default is determined through value of net assets (Merton,

1974). **Reduced form models** consider probability of default as a stochastic process, where parameters are estimated for whole set of entities. The first model belonging to this group was proposed by Jarrow and Turnbull (1995).

It should be mentioned that this systematization is by means neither exhaustive nor disjoint. There are many links between these groups of methods. We propose to present these links in the table 1.

Table 1. Links between quantitative methods applied in financial tasks

Task	Valuation	Analysis of returns	Term structure models	Analysis of market risk	Analysis of credit risk
Valuation		1			
Analysis of returns	1			1	
Term structure models	1			1	1
Analysis of market risk	1	1	1		1
Analysis of credit risk	1		1		

Source: own proposal.

Here kind of “asymmetric matrix” is given, where the rows contain methods being the input and columns contain methods being the output. One being the element of this “matrix” means that there is relation between two groups of methods. For example, row: Analysis of credit risk and column Valuation gives 1, because assessment of credit risk gives the value of risk premium which is key element of discount rate used in DCF valuation.

We provided the synthetic overview of the most significant quantitative models applied on the financial market. It should be however pointed out that all these models are only approximations, contrary to many exact tools used in natural sciences. Therefore application of financial model raises the issue of incorrect description of financial market, what can lead to wrong decisions.

The notion “model risk” can be defined in the general and simplified way: **Model risk is a risk resulting from erratic model used in real world.**

Very good common sense explanation of model risk is given by Robert Merton. He stated (1994, p. 460–461) that: “At times the mathematics of the models become too interesting and we lose sight of the models’ ultimate

purpose. The mathematics of the models are precise, but the models are not, being only approximations to the complex, real world. Their accuracy as a useful approximation to that world varies considerably across time and place. The practitioner should therefore apply the models only tentatively, assessing their limitations carefully in each application”.

There are at least three distinct sources of uncertainty resulting in model risk (each of them can be illustrated by looking at option pricing model):

1. Uncertainty as to the structure of the model.

This refers, for example, to the situation in which some important factors (variables) are omitted; there is wrong functional form of relationship between the variables in the model, etc. Good example could be option pricing model of a linear form. Fortunately, such model is no longer proposed in financial literature and not used in real applications.

2. Uncertainty as to the parameters of the model.

Even if the structure of the model is correct, some parameters of the model usually need to be estimated. Model risk occurs, since there are different estimation methods, possibilities of using different data sets, etc. The example is the estimation of volatility in Black-Scholes-Merton option pricing model. There are many methods that could be used for this purpose, usually classified into two general approaches: historical volatility and implied volatility.

3. Uncertainty as to the application of the model.

This refers to the situation when model that was correctly constructed and estimated, is not good description of the particular real case. Good example is Black-Scholes-Merton pricing model applied in emerging market characterized by low liquidity.

The main takeaway for the creators of quantitative model used on the financial market to avoid model risk are as follows:

- Model has to be robust to the potential changes on the market;
- Model has to be transparent to end user.

Using financial models without clear understanding of uncertainty lying behind these models may lead to consequences in the financial market,

including severe losses. The first significant case of losses resulted from model risk occurred during collapse of hedge fund Long Term Capital Management in 1998. Managers of this fund used rather sophisticated financial models and performed extremely well in the period of stable markets. However, there models were not properly adjusted for the case of extreme shocks which happened during East Asian crisis in 1997 and Russian crisis in 1998. High leverage taken by this fund led to huge losses and collapse, however there was a bailout of this fund.

2. Technological developments related to financial markets

The significant technological changes have been observed over many years. Last twenty years are characterized by the increasing speed of these changes, as well as their particular relevance to the theory and practice of financial markets. The simplest systematization of these technological innovations is given by Jajuga (2018). Here two types of innovations can be distinguished.

The first type of technological innovations are *hard* innovations, consisting of computer technology (like quantum computers) and tools of data transmission. The main criterion for the evaluation of these innovations is the speed of computation and data transmission – these innovations are not discussed in this paper.

The second type of technological innovations are *soft* innovations consisting of all tools of acquiring and processing of information, namely:

- Data analysis methods;
- Reporting of transactions using distributed ledger technology, including blockchain technology;
- Automated processing methods, used in roboadvisory operations and in the automated transaction;
- Implementation of processing methods, based on cloud computing.

This paper discusses the first three groups. Cloud computing is not related directly to financial market, but it is general innovation. These mentioned

three groups of innovations create significant challenges for the end user of different quantitative methods on the financial market.

It seems that the most important challenges for quantitative methods arise in the area of data analysis – that is where quantitative methods compose core methodology. There are two streams of innovations in the area of data analysis, they are linked together.

The first one is related to the acquisition of Big Data. The successful data analysis in financial processes requires the acquisition of reliable data. Big Data contains large, complex and diverse sets of data, for which the processing and analysis is difficult but they may lead to extraction of new knowledge. The important feature of this type of data is that they contain not only typical numerical or categorical data (measured on ratio, interval, ordinal or nominal scale) but also data in the form of text as well as alternative data, like videos, images, sensor signals etc.

It seems that the acquisition of Big Data can lead to substantial changes in the way how fundamental analysis (resulted in the valuation) is conducted. For investors it may be less important how large were past earnings of the company. For them more important might be the preferences of potential buyers of the products of the company, provided by Big Data obtained through internet.

The second innovation in data analysis is the extensive use of the methods being classified as part of **artificial intelligence**. This area contains computer systems which can solve advanced tasks previously requiring human intelligence. Artificial intelligence is used in very many activities, for example pattern (voice, image etc.) recognition, natural language processing, robotics etc. In financial data analysis the so called **machine learning** methods are used. As the name suggests, these should be algorithms which can “learn” how to solve different tasks and they improve their efficiency through learning experience. However this is not true for many methods that are applied in financial processes. They are not really “learning” methods, but they are “classical” statistical and data analysis methods, which have been known for many years. In the past these methods were used efficiently only for limited size of data sets, since they required considerable computer time to be executed. Therefore years

ago they could not be used for Big Data. The situation has changed with the advancement of computer technology (now speed of computation of simple smartphone is higher than the speed of supercomputer Cray 250 years ago).

Today these methods conventionally are classified as machine learning, despite that they are classical methods of data analysis. As a rule these methods are not based on stochastic assumptions (for example the assumption of normal distribution), therefore they may be less prone to model risk. There are four groups of machine learning methods to be used in financial data analysis:

- Regression-type methods – here the relation between variables is determined (this includes also correlation-type methods);
- Classification methods – here the studied entities are allocated to known classes;
- Clustering methods – here the studied entities are classified into previously unknown classes;
- Dimensionality reduction methods – here the large number of variables is reduced to much smaller number to provide for interpretation and possibly visualization.

Sometimes different terms are used, for classification the name “discrimination” is used, for clustering the name “classification” is used.

Table 2 provides matching of these four groups of methods with five groups of tasks conducted on the financial markets.

Table 2. Application of machine learning methods in empirical financial tasks

Task	Regression-type	Classification	Clustering	Dimensionality reduction
Valuation of financial instruments	X			X
Analysis of prices (or returns)	X	X		
Analysis of term structure of interest rates				
Analysis of market risk	X			X
Analysis of credit risk	X	X	X	X

Source: own proposal.

The challenges faced by quantitative methods can be addressed also by looking at four different stages of investment process on the financial market. These are the following stages:

- Data analysis;
- Investment decision making;
- Execution of transactions;
- Financial reporting.

These four stages are the main elements of value chain in the investment management process. Data analysis is the basic stage which preludes the decision making (second stage). Then there is execution of transaction, which finally is reflected in financial report (for example in financial statement of the institution).

We have already discussed the challenges in the area of data analysis. They can be indirectly seen in the other stages. Table 3 gives synthetic presentation of links between the technological innovations and the stages of investment process.

Table 3. Links between technological innovations and stages of investment process

Stage of investment process	Machine learning	Big Data	Roboadvisory	Automated trading	Distributed ledger technology
Data analysis	X	X			X
Decision making	X		X		
Execution	X			X	
Reporting					X

Source: own proposal.

Some insights presenting possible challenges resulting from these links are as follows:

- Reporting through Distributed Ledger Technology (e.g. Blockchain) will have substantial impact on data analysis conducted by investor, in fact it could replace traditional reporting provided by accountants;

- Machine learning and possibly advanced artificial intelligence methods are key elements in the roboadvisory supporting investment decision making process;
- Big Data and machine learning are key elements in automated trading.

This means that the perspectives for quantitative models are rather bright, given that model risk is properly handled. The synergy from man – machine cooperation should provide the opportunity for new jobs, namely jobs that are creative and tailored to individual needs.

References

- Altman E. (1968). *Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy*, „Journal of Finance”, vol. 23, p. 589–609.
- Bachelier L. (1900). *Theorie de la Speculation*, „Annales de l'Ecole Normale Supérieure”, no. 17, Paris.
- Black F. (1972). *Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing*, „Journal of Business”, vol. 45, p. 444–454.
- Black F. (1976). *The Pricing of Commodity Contracts*, „Journal of Financial Economics”, vol. 3, p. 167–179.
- Black F., Scholes M. (1973). *The Pricing of Options and Corporate Liabilities*, „Journal of Political Economy”, vol. 81, p. 637–654.
- Bollerslev T. (1986). *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*, „Journal of Econometrics”, vol. 31, p. 307–327.
- Bollerslev T., Engle R.F., Wooldridge J. (1988). *A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances*, „Journal of Political Economy”, vol. 96, p. 116–131.
- Brace A., Gątarek D., Musiela M. (1997). *The Market Model of Interest Rate Dynamics*, „Mathematical Finance”, vol. 7, p. 127–155.
- Breeden D. (1979). *An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities*, „Journal of Financial Economics”, vol. 7, p. 265–296.
- Campbell J.Y., Lo A.W., MacKinlay A.C. (1997). *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton: Princeton University Press.
- Castelli C. (1877). *The Theory of Options on Stocks And Shares*, London: Mathieson.

- Duan J.-C. (1995). *The GARCH Option Pricing Model*, „Mathematical Finance”, vol. 5, p. 13–32.
- Engle R.F. (1982). *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*, „Econometrica”, vol. 50, p. 987–1007.
- Engle R.F. (2002). *Dynamic Conditional Correlation: a Simple Class of Multivariate GARCH Models*, „Journal of Business and Economic Statistics”, vol. 20, p. 339–350.
- Engle R.F., Lilien D.M., Robins R.P. (1985). *Estimating Time-Varying Risk Premia in the Term Structure: the ARCH-M Model*, „Econometrica”, vol. 55, p. 391–407.
- Engle R.F., Ng V.K., Rothschild M. (1990). *Factor-ARCH Covariance Structure: Empirical Tests for Treasury Bills*, „Journal of Econometrics”, vol. 45, p. 213–237.
- Engle R.F., Russell J.R. (1988). *Autoregressive Conditional Duration: a New Model for Irregularly Spaced Transaction Data*, „Econometrica”, vol. 66, p. 1127–1162.
- Fama E., French K. (1993). *Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds*, „Journal of Financial Economics”, vol. 33, p. 3–56.
- Garman M., Kohlhagen S.W. (1983). *Foreign Currency Option Values*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 2, p. 231–237.
- Heath D., Jarrow R., Morton A. (1992). *Bond Pricing and the Term Structure of Interest Rates: a New Methodology for Contingent Claims Valuation*, „Econometrica”, vol. 60, p. 77–105.
- Heston S. (1993). *A Closed Form Solutions for Options with Stochastic Volatility with Application to Bond and Currency Options*, „Review of Financial Studies”, vol. 6, p. 327–343.
- Jajuga K. (2018). *Fintech – znaczenie dla rynku finansowego*, „Biuletyn IDM”, p. 5–7.
- Jarrow R.A., Turnbull S. (1995). *Pricing Derivatives on Financial Securities Subject to Credit Risk*, „Journal of Finance”, vol. 50, p. 53–85.
- Lintner J. (1965). *Security Prices, Risk and Maximal Gains from Diversification*, „Journal of Finance”, vol. 20, p. 587–615.
- Macaulay F. (1938). *Some Theoretical Problems Suggested by the Movements of Interest Rates, Bond Yields and Stock Prices in the US since 1856*, New York: NBER, Columbia University Press.
- Markowitz H.M. (1952). *Portfolio Selection*, „Journal of Finance”, vol. 7, p. 77–91.
- Merton R.C. (1969). *Lifetime Portfolio Selection under Uncertainty: the Continuous-Time Case*, „Review of Economics and Statistics”, vol. 51, p. 245–257.

- Merton R.C. (1973). *Theory of Rational Option Pricing*, „Bell Journal of Economics and Management Science”, vol. 4, p. 141–183.
- Merton R.C. (1973a). *An Intertemporal Capital Asset Pricing Model*, „Econometrica”, vol. 41, p. 867–887.
- Merton R.C. (1974). *On the Pricing of Corporate Debt: the Risk Structure of Interest Rates*, „Journal of Finance”, vol. 29, p. 449–470.
- Merton R.C. (1976). *Option Pricing When Underlying Stock Returns Are Discontinuous*, „Journal of Financial Economics”, vol. 3, p. 125–144.
- Merton R.C. (1994). *Influence of Mathematical Models in Finance on Practice: Past, Present and Future*, „Philosophical Transactions”, vol. 1684, p. 451–463, Royal Society of London.
- Mossin J. (1966). *Equilibrium in a Capital Asset Market*, „Econometrica”, vol. 34, p. 768–783.
- Nelson C.R., Siegel A.F. (1987). *Parsimonious Modeling of Yield Curves*, „Journal of Business”, vol. 60(4), p. 473–489.
- Ross S.A. (1976). *The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing*, „Journal of Economic Theory”, vol. 13, p. 341–360.
- Roy A.D. (1952). *Safety-First and the Holding of Assets*, „Econometrica”, vol. 20, p. 431–449.
- Sharpe W.F. (1964). *Capital Asset Prices: a Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk*, „Journal of Finance”, vol. 19, p. 425–442.
- Solnik B. (1974). *An Equilibrium Model of the International Capital Market*, „Journal of Economic Theory”, vol. 8, p. 500–524.
- Taylor S.J. (1986). *Modelling Financial Time Series*, Chichester: Wiley.
- Tobin J. (1958). *Liquidity Preference as Behavior Towards Risk*, „Review of Economic Studies”, vol. 25, p. 65–86.
- Treynor J. (1961). *Market Value, Time, and Risk*, unpublished text.
- Treynor J. (1962). *Toward a Theory of Market Value of Risky Assets*, unpublished text.
- Treynor J. (1963). *Implications for the Theory of Finance*, unpublished text.
- Vasicek O. (1977). *An Equilibrium Characterization of the Term Structure*, „Journal of Financial Economics”, vol. 5, p. 177–188.
- Williams J.B. (1938). *The Theory of Investment Value*, Cambridge: Harvard University Press.
- Zimmermann H., Hafner W. (2007). *Amazing Discovery: Vincenz Bronzin's Option Pricing Models*, „Journal of Banking and Finance”, vol. 31, p. 531–546.

Rozdział 6

PRZEGLĄD BADAŃ Z ZAKRESU PREDYKCJI BANKRUCTWA – OD MODELU ALTMANA DO WSPÓŁCZESNOŚCI

1. Wstęp

Zidentyfikowanie z odpowiednim wyprzedzeniem podmiotów, które będą dotknięte problemami finansowymi od wielu dekad stanowi wyzwanie dla praktyków gospodarczych, zarówno bankowców, inwestorów, jak i dyrektorów finansowych przedsiębiorstw. Na to ważne zapotrzebowanie praktyki, również od wielu dekad, odpowiadają naukowcy z różnych ośrodków akademickich na całym świecie. Od lat 90. XX wieku dołączyli do tego grona naukowcy z Polski, dzięki przemianom polityczno-gospodarczym, jakie zaszły w naszym regionie. Wśród polskich naukowców zajmujących się tą tematyką pionierami byli: Dorota Appenzeller, Artur Hołda, Jerzy Gajdka i Daniel Stos, Marek Gruszczyński i Elżbieta Mączyńska. Warto podkreślić, że polskie rozwiązania w zakresie prognozowania bankructwa są w czołówce krajów

postkomunistycznych – obok Czech i Słowacji, zaś Bułgaria, Białoruś i Łotwa są w tym zakresie najmniej zaawansowane (Prusak, 2018).

Systemy oceny przedsiębiorstw (Altman, 2018b) ewoluowały od XIX wieku, kiedy to stosowano podejście jakościowe (opisowe) do oceny ryzyka poprzez różnorodne podejścia ilościowe, kończąc wspólnie na ponownym włączeniu na szerszą skalę czynników jakościowych. Jak wskazali Bellovary, Giacomo i Akers (2007), pierwsze prace poświęcone prognozowaniu bankructwa, a nie ocenie ryzyka ukazały się w latach 30. XX wieku. Wykorzystywano wtedy pojedyncze wskaźniki do przewidywania problemów finansowych. Zwieńczeniem tego etapu ewolucji podejścia do prognozowania bankructwa była często cytowana praca Beaver (1966). Niekwestionowanym światowym autorytetem w zakresie prognozowania bankructwa stał się Altman, związany przez długie lata swojej kariery akademickiej z New York University, dzięki wykorzystaniu analizy dyskryminacyjnej wielu zmiennych (MDA – *multiple discriminant analysis*), umożliwiającej uchwycenie różnych aspektów funkcjonowania przedsiębiorstwa. W 1968 roku opublikował on w „Journal of Finance” (Altman, 1968) przełomowy artykuł oparty na rozprawie doktorskiej, przedstawiający model predykcji bankructwa przedsiębiorstw nazywany Z-Score. Po 50 latach od opublikowania wyników pracy, Altman dokonał przeglądu zmian, jakie zaszły w tym czasie (Altman, 2018a, 2018b). Wyniki badań międzynarodowej skuteczności modelu Z-Score podkreślają jego wysoką jakość i skuteczność, pomimo upływu czasu (Altman, Iwanicz-Drozdowska, Laitinen, Suvas, 2017). Zaletą tego modelu jest prostota i niski koszt wykorzystania. Z-Score stało się benchmarkiem w analizach porównawczych skuteczności różnych podejść do predykcji bankructwa. Udoskonalenia, które pojawiały się przez ponad 50 lat badań, dotyczyły nowych zmiennych (także niefinansowych), wydłużania horyzontu prognozy z 1–2 lat, wykorzystania innych niż MDA narzędzi do budowania modeli prognostycznych.

Celem niniejszego opracowania jest dokonanie syntetycznego (i siłą rzeczy wybiórczego) przeglądu prac badawczych z zakresu predykcji bankructwa przedsiębiorstw. Prognozowanie kłopotów finansowych instytucji finansowych, w tym banków, czy też problemów finansowych przedsiębiorstwa stanowią

odrębne nurty badawcze. Główny nacisk będzie położony na stosowanie Z-Score, zmienne niefinansowe, horyzont prognozy i narzędzia używane do prognozowania niewypłacalności. W niniejszym opracowaniu zostaną wykorzystane artykuły przekrojowe (Altman, Iwanicz-Drozdowska, Laitinen, Suvas, 2016; Altman i in., 2017; Altman, Iwanicz-Drozdowska, Laitinen, Suvas, 2020, w druku), których autorzy dokonywali przeglądu światowego dorobku.

2. Z-Score jako światowy benchmark¹

Model Z-Score Altmana został skonstruowany z wykorzystaniem danych zaledwie 66 amerykańskich spółek produkcyjnych, w tym połowa to spółki będące bankrutami oraz grupy porównawczej liczącej 50 spółek. Porównując liczbę podmiotów poddanych analizie ze współczesnymi standardami, według których tworzy się modele prognostyczne, można stwierdzić, że tak mała próba wydaje się niewystarczająca. W okresie, w którym model ten powstawał, zarówno bazy danych, jak i oprzyrządowanie do nich, analizy były jednak znacznie skromniejsze niż obecnie (Altman, 2018b). Pomimo tych ograniczeń ponad 50-letni model Z-Score oraz jego kolejne wersje publikowane przez Altmana wykazują dużą skuteczność predykcji, a z perspektywy podejmujących decyzje istotne jest, że są powszechnie dostępne.

Model Altmana jest stosowany zarówno przez same przedsiębiorstwa, szczególnie w przypadku kłopotów finansowych (oczekiwanych lub faktycznych), aby zdiagnozować najpilniejsze problemy, jak i przez licznych interesariuszy zewnętrznych wobec przedsiębiorstwa (np. analityków pod względem oceny możliwości inwestycyjnych, bankowców jako wsparcie dla wewnętrznych modeli ratingowych wymaganych przez regulacje kapitałowe). Stosunkowo prosty model doczekał się szerokiego zastosowania.

¹ Przegląd literatury został dokonany przez Altmana i in. (2017). Publikacje, które nie były wykorzystywane w tym przeglądzie, są podane oddzielnie w bibliografii.

W Altman i in. (2017) przegląd literatury dotyczącej zastosowania modelu Z-Score koncentrował się na publikacjach naukowych od 2000 roku. Przegląd wcześniejszych prac odnoszących się do Z-Score został przedstawiony przez Grice'a i Ingrama (2001). Spośród prac, które ukazały się od 2000 roku, wybrano 31 artykułów, w których Z-Score był wykorzystywany jako zmienna przedstawiająca ryzyko bankructwa (w ponad połowie przypadków) bądź też jako baza porównawcza dla celów oceny jakości prognozy. W wielu pracach – poza wersją oryginalną modelu – ukazano także jego wersje zmodyfikowane. Szerokie zastosowanie Z-Score można interpretować jako potwierdzenie, że jest to akceptowalna, prosta i stabilna miara kondycji przedsiębiorstwa.

Typowymi modyfikacjami oryginalnego modelu Z-Score było zastosowanie innych narzędzi analizy danych lub danych specyficznych dla danego kraju. Zastosowanie wskaźników z modelu Altmana w połączeniu z innymi niż MDA narzędziami ilościowymi poprawiało jakość prognoz. Podobny efekt osiągnięto w przypadku zastosowania aktualnych danych z rynku amerykańskiego lub danych z rynków krajowych.

Tinoco i Wilson (2013) użyli Z-Score jako jeden z benchmarków do oceny ich modelu dla brytyjskich spółek giełdowych, wykorzystując dane ze sprawozdań finansowych, rynkowe oraz zmienne makroekonomiczne. Z-Score wykazywał dobrą jakość prognozy w przypadku spółek przeżywających kłopoty finansowe (81% vs. 87% dla nowego modelu), ale był mniej skuteczny w przypadku spółek o dobrej kondycji.

Grice i Ingram (2001) wykazali, wykorzystując nowy zestaw danych dla rynku amerykańskiego, że skuteczność modelu Altmana obniża się w czasie, a współczynniki przy zmiennych uległy istotnej zmianie. Model Altmana oraz inne modele oparte na danych ze sprawozdań finansowych (np. O-Score Ohlsona czy model Zmijewskiego) wykazywały niższą skuteczność w prognozowaniu bankructwa w porównaniu z modelami wykorzystującymi dane rynkowe. Udokumentowano takie wnioski m.in. w pracach Hillegeista i in. (2004), Chava i Jarrow (2004), Jackson i Wood (2013), aczkolwiek Reisz i Perlich (2007) udowodnili wyższą skuteczność modeli Z-Score dla perspektywy jednego roku. Podobnie wyższą skuteczność dla krótkiego okresu wykazały modele Altmana

(por. Acosta-González i Fernández-Rodríguez, 2014), którzy wykorzystywali algorytmy genetyczne do wyboru zmiennych. Dla dłuższych odcinków czasu ich model był bardziej skuteczny w prognozowaniu upadłości.

Altman i in. (2017) badali skuteczność modelu Z-Score dla danych spółek z 31 krajów europejskich i 3 krajów spoza Europy (USA, Chiny i Kolumbia). Wyniki badań wykazały wysoką skuteczność pierwotnego modelu Altmana (Z-Score z 1983 r.) sięgającą 75%. Jakość prognozy można poprawić do około 90%, wykorzystując dane z rynków krajowych, a także dołączając nowe zmienne. Było to pierwsze badanie skuteczności modelu Altmana w ujęciu międzynarodowym. Wcześniejsze prace badawcze koncentrowały się na wybranych rynkach, np. USA, Wielkiej Brytanii czy Japonii. Brakowało spojrzenia na skuteczność prostego modelu Altmana z perspektywy międzynarodowej. Wnioski z tego badania wskazują, że w przypadku banków czy inwestorów działających w skali globalnej wykorzystywanie takiego ogólnie dostępnego rozwiązania może być efektywne nie tylko od strony skuteczności modeli prognostycznych, ale także kosztowo, co jest istotne, szczególnie jeżeli działalność w danym kraju nie ma znaczącego udziału w całej działalności globalnego podmiotu.

3. Zmienne niefinansowe²

Modele predykcji bankructwa tworzone są najczęściej z wykorzystaniem różnorodnych wskaźników finansowych. Poszukiwania sposobów zwiększenia jakości prognoz doprowadziły badaczy z jednej strony do wykorzystywania danych rynkowych (głównie giełdowych, np. Chava i Jarrow, 2004; Reis i Perlich, 2007) oraz do wykorzystywania zmiennych niefinansowych, głównie w odniesieniu do małych i średnich przedsiębiorstw (np. Keasey i Watson, 1987; Laitinen, 1999; Back, 2005). Wykorzystywanie zmiennych niefinansowych ma swoje uzasadnienie w praktyce biznesowej, gdzie stosuje się do

² Przegląd literatury został dokonany przez Altmana i in. (2016). Publikacje, które nie były wykorzystywane w tym przeglądzie, są podane oddzielnie w bibliografii.

oceny ryzyka kredytowego podmiotów gospodarczych nie tylko „twarde” dane finansowe, ale także „miękkie” informacje. Wyniki badań wskazywały dosyć jednoznacznie, że dołączenie do wskaźników finansowych zmiennych niefinansowych poprawia jakość prognozy, a także może wydłużyć horyzont, w którym prognozy cechują się wysoką skutecznością.

Struktura danych finansowych jest zwyczajowo określona przez lokalne przepisy dotyczące rachunkowości (np. krajowe standardy rachunkowości), jak również przez standardy międzynarodowe, wsparte praktyką rynkową (MSSF). Wyjścia poza typowe wskaźniki finansowe łączą się z wykorzystaniem:

- dostępnych w notach objaśniających informacji na temat harmonogramu spłat (Philosophov i in., 2008),
- danych dotyczących podatków (Noga, Schnader, 2013; Lukason, Andreson, 2019).

Zastosowanie powyższych danych pozwoliło na poprawę jakości prognozy.

Istnieje duża różnorodność potencjalnych zmiennych niefinansowych, które mogłyby być wykorzystane przez badaczy do udoskonalania prognoz. Źródła tych informacji są zróżnicowane i obejmują: rejestry kredytowe, rejestry działalności gospodarczej, wywiadownie gospodarcze, informacje prasowe i także raporty roczne, które poza danymi finansowymi zawierają wiele innych informacji.

Najczęściej jako zmienne niefinansowe były dołączane zmienne dotyczące:

- osób zarządzających (liczba członków zarządu/dyrektorów, sukcesja, doświadczenie, osobiste problemy ze spłatą zobowiązań, czy przedsiębiorstwo jest zarządzane przez rodzinę),
- audytów (opóźnienia w publikacji wyników, opinie z zastrzeżeniem),
- tzw. zwyczajów płatniczych przedsiębiorstwa, głównie w odniesieniu do występowania opóźnień,
- liczby zapytań dotyczących przedsiębiorstwa, głównie w rejestrach kredytowych,
- wieku przedsiębiorstwa,
- liczby pracowników,
- formy prawnej,

- sposobu zabezpieczenia finansowania.

Trzy pierwsze wskazane powyżej rodzaje informacji niefinansowych były najczęściej wykorzystywane w pracach badawczych i także przyczyniały się do poprawy jakości wskazań. Muñoz-Izquierdo, Camacho-Miñano, Segovia-Vargas i Pascual-Ezama (2019), wykorzystując techniki sztucznej inteligencji, o których mowa w podrozdziale piątym niniejszego opracowania, podkreślili znaczącą rolę, jaką dla predykcji bankructwa odgrywa treść opinii audytora, w tym liczba komentarzy i zastrzeżeń. Biorąc pod uwagę rosnącą liczbę informacji przekazywanych przez przedsiębiorstwa do różnych baz danych, można spodziewać się, że w kolejnych latach wzrośnie znaczenie danych niefinansowych w modelach prognostycznych. Istotną rolę mogą odgrywać także dane powiązane z mediami społecznościowymi i ocenami formułowanymi przez uczestników forów internetowych.

4. Horyzont prognozy³

W typowych modelach prognozowania bankructwa jakość prognozy jest wysoka dla krótkich odcinków czasu i znacząco obniża się dla okresów powyżej jednego roku (Du Jardin i Severin, 2011; Du Jardin, 2015). Dla horyzontu trzyletniego w większości przypadków jakość prognozy jest niska, powodując, że modele predykcyjne stają się prawie bezużyteczne dla praktyków. Wydłużenie horyzontu prognozy stało się szczególnie istotne w związku z wdrażaniem MSSF 9, który przewiduje wyliczanie nie tylko PD (*probability of default*), ale także *PD-lifetime* dla wieloletnich transakcji, w przypadku wzrostu ich ryzyka kredytowego.

Problemy finansowe przedsiębiorstw narastają zazwyczaj przez kilka lat i można zdiagnozować je nawet do pięciu lat przed niewypłacalnością (np. Argenti, 1976; Hambrick i D'Aveni, 1988; D'Aveni, 1989; Laitinen,

³ Przegląd literatury został dokonany przez Altmana i in. (2016 i 2020, w druku). Publikacje, które nie były wykorzystywane w tym przeglądzie, są podane oddzielnie w bibliografii.

1991; Ooghe i De Prijcker, 2008). Du Jardin i Severin (2011) dokonali przeglądu wyników 34 badań, wskazując, że między pierwszym a trzecim rokiem skuteczność modeli predykcyjnych obniżała się przeciętnie o 15% rocznie. Wysoka skuteczność modeli predykcyjnych w krótkiej perspektywie może być przypisana temu, iż czynniki zagrożeń stają się coraz bardziej widoczne i łatwiej zdiagnozować problemy z wykorzystaniem standardowych narzędzi ilościowych. Możliwość uchwycenia zagrożeń na wcześniejszym etapie wiązałaby się z potrzebą zidentyfikowania różnych ścieżek, jakie mogą prowadzić do problemów finansowych. Jak pokazują wyniki badań, a także praktyka rynkowa, nie istnieje jedna ścieżka prowadząca czy to do sukcesu, czy do porażki.

Jakie ścieżki mogą prowadzić zatem do porażki? Argenti (1976) zidentyfikował trzy typy przedsiębiorstw, których funkcjonowanie kończy się niewypłacalnością: (1) nowo powstałe, które nigdy nie osiągną sukcesu; (2) rosnące szybko, a potem doświadczające szybkiego spadku; (3) stopniowo podupadające dojrzałe przedsiębiorstwa. D'Aveni (1989) wyróżnił trzy inne typy przedsiębiorstw, które popadają w kłopoty: maruderzy (*lingerers*), stopniowo popadający w kłopoty (*gradual decliners*) oraz szybko popadający w kłopoty (*sudden decliners*). Powyższe analizy były prowadzone w dużej mierze na podstawie studiów przypadku upadłych przedsiębiorstw i podejścia do zarządzania. Ujęcie ilościowe (mapy Kohonena) zostało zastosowane przez Du Jardina i Severina (2011, 2012), którzy pokazali trajektorie upadłości przedsiębiorstw. Du Jardin (2015) w samodzielnej publikacji także przy zastosowaniu map Kohonena wyróżnił siedem różnych procesów terminalnych prowadzących do bankructwa. Niezależnie od zastosowanego podejścia (oparte na studiach przypadków vs. ilościowe), analizowane przedsiębiorstwa wykazywały różne cechy i różne ścieżki prowadziły je albo do przetrwania, albo do bankructwa.

Opracowanie oddzielnych modeli prognostycznych dla różnych ścieżek byłoby możliwe w przypadku dużych zbiorów przedsiębiorstw. W celu poprawy jakości prognoz badacze stosowali omówione już zmienne niefinansowe, a także wykorzystywali bardziej zaawansowane narzędzia analityczne, o których mowa poniżej. Jednym z przykładów zastosowania bardziej zaawansowanych narzędzi jest praca Korola (2019), który wykazał, że zastosowanie ujęcia dynamicznego

w modelach prognostycznych może wydłużyć okres, w których jakość prognozy jest satysfakcjonująca (powyżej 80%) do pięciu lat przed ogłoszeniem upadłości. Metodą dającą lepsze rezultaty niż sieci neuronowe czy drzewa decyzyjne okazały się zbiory rozmyte (*fuzzy sets*), wykazując skuteczność powyżej 85% dla okresu pięciu lat przed upadłością.

5. Narzędzia⁴

Od lat 60. do lat 90. XX wieku wiodącymi narzędziami stosowanymi do prognozowania bankructwa była MDA i regresja logistyczna (LR – *logistic regresion*). Pierwszego przeglądu skuteczności różnorodnych metod dokonali Dimitras, Zanakis i Zopounidis (1996). Według Altmana (2018b) w latach 70. XX wieku do gamy metod oceny włączono metodykę wyceny opcji, która zaowocowała dwie dekady później powstaniem modelu KMV. Stopniowo, od lat 90. XX wieku do prac badawczych zaczęto wykorzystywać metody uczenia maszynowego (ML – *machine learning*) i sztucznej inteligencji (AI – *artificial intelligence*), poczynając od sieci neuronowych (NN – *neural networks*), a kończąc na metodach nowej generacji (*random forests*, *AdaBoost*, *generalized boosting*). Na początku XXI wieku na znaczeniu zaczęły zyskiwać modele oparte na danych rynkowych (głównie kursach akcji), zaś rozwój technologii informatycznych i możliwość wykorzystania big data doprowadziły do ponownego wprowadzenia do analizy czynników jakościowych, jak również wykorzystania danych do analizy w czasie rzeczywistym (Altman, 2018b).

Prace badawcze z pierwszej dekady XXI wieku wskazywały na niewielkie różnice w jakości modeli w zależności od zastosowanej metody (Balcaen i Ooghe, 2006; Du Jardin, 2009). W drugiej dekadzie doszło do znacznego wzrostu zainteresowania stosowaniem metod sztucznej inteligencji i uczenia maszynowego, co zaowocowało pracami wskazującymi na ich wyższą skuteczność.

⁴ Przegląd literatury został dokonany przez Altmana i in. (2020, w druku). Publikacje, które nie były wykorzystywane w tym przeglądzie, są podane oddzielnie w bibliografii.

Chen (2011) na podstawie badań spółek tajwańskich stwierdził, że tradycyjne metody statystyczne lepiej radzą sobie w przypadku dużych zbiorów danych, zaś techniki sztucznej inteligencji w przypadku niewielkich zbiorów danych. SVM (*support vector machines*), będąca metodą uczenia maszynowego, była dobrym rozwiązaniem w sytuacji poszukiwania wysokiej skuteczności w krótkim i długim terminie. Na podstawie analizy danych spółek francuskich Du Jardin (2015) ocenił, że różnice pomiędzy wskazaniami modeli uzyskiwanymi z zastosowaniem różnych metod są niewielkie i zależą od branży oraz horyzontu analizy. W przypadku krótkiego horyzontu różnice praktycznie nie występują, zaś w przypadku dłuższego horyzontu prognozy różnice te mogą się zwiększać. Altman i in. (2020, w druku) dokonując analizy małych i średnich spółek fińskich, stwierdzili, że tradycyjna regresja logistyczna jest równie skuteczna dla różnych horyzontów czasowych jak metody bardziej zaawansowane.

Wnioski z badań nad giełdowymi spółkami amerykańskimi (Jones, Johnstone i Wilson, 2017; Barboza, Kimura i Altman, 2017) wskazują jednak na wyższą skuteczność prognoz dokonywanych z wykorzystaniem metod sztucznej inteligencji i uczenia maszynowego. Ze względu na różnorodność konkluzji nie można stwierdzić, że metody bardziej zaawansowane są skuteczniejsze w prognozowaniu bankructwa niż metody tradycyjne.

6. Podsumowanie i kierunki dalszych badań

W niniejszym opracowaniu dokonano przeglądu wybranych publikacji naukowych w celu przedstawienia ewolucji podejścia do prognozowania bankructwa przedsiębiorstw. Punktem początkowym dla analizy jest koniec lat 60. XX wieku, kiedy opublikowano model Z-Score Altmana. Przegląd literatury dotyczący wybranych aspektów prognozowania niewypłacalności przedsiębiorstw skłania do wniosków, że:

- prosty model prognostyczny może sprawdzać się w praktyce, także w przekroju międzynarodowym,

- jakość prognozy może być poprawiona dzięki dołączeniu zmiennych niefinansowych bądź wykorzystaniu danych finansowych innych niż typowe wskaźniki finansowe,
- jakość prognozy zazwyczaj obniża się dla okresów dłuższych niż jeden rok,
- jakość prognozy dla okresów dłuższych niż jeden rok może być poprawiona dzięki uwzględnieniu zróżnicowanych „ścieżek”, którymi podążają przedsiębiorstwa przeżywające kłopoty finansowe,
- zastosowanie innych narzędzi analitycznych niż MDA czy LR może poprawić jakość prognozy, ale zależy to od uwarunkowań krajowych.

Jak wspomniano w podrozdziale drugim, modele prognostyczne wykorzystujące dane rynkowe są zazwyczaj bardziej skuteczne w prognozowaniu problemów finansowych niż modele oparte na danych pochodzących ze sprawozdań finansowych. Należy jednak pamiętać, że większość przedsiębiorstw nie jest notowana na giełdzie, a w związku z tym możliwość zastosowania modeli tej klasy nie jest możliwa. Dlatego też w dalszych pracach badawczych konieczne jest udoskonalanie modeli opartych na danych ze sprawozdań finansowych, bowiem dotyczą one zdecydowanej większości przedsiębiorstw. Mogą być w tym zakresie pomocne zarówno zmienne niefinansowe, jak i nowe narzędzia analityczne, umożliwiające m.in. pracę na różnorodnych i bardzo dużych zbiorach danych.

Bibliografia

- Altman E. (1968). *Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy*, „Journal of Finance”, vol. 23(4), s. 589–609.
- Altman E. (2018a). *Applications of Distress Prediction Models: What Have We Learned After 50 Years from the Z-Score Models?*, „International Journal of Financial Studies”, vol. 6(70), s. 1–15.
- Altman E. (2018b). *A fifty-Year Retrospective on Credit Risk Models, the Altman Z-score Family of Models and Their Applications to Financial Markets and Managerial Strategies*, „Journal of Credit Risk”, vol. 14 (4, special issue), s. 1–34.

- Altman E., Iwanicz-Drozdowska M., Laitinen E.K., Suvas A. (2016). *Financial and Nonfinancial Variables as Long-Horizon Predictors of Bankruptcy*, „Journal of Credit Risk”, vol. 12(4), s. 49–78.
- Altman E., Iwanicz-Drozdowska M., Laitinen E.K., Suvas A. (2017). *Financial Distress Prediction in an International Context: a Review and Empirical Analysis of Altman's Z-Score Model*, „Journal of International Financial Management & Accounting”, vol. 28(2), s. 131–171.
- Altman E., Iwanicz-Drozdowska M., Laitinen E.K., Suvas A. (2020). *A Race for Long Horizon Bankruptcy Prediction*, „Applied Economics” (w druku).
- Beaver W. (1966). *Financial Ratios as Predictors of Failure. Empirical Research in Accounting, Selected Studies*, „Journal of Accounting Research”, vol. 4, s. 71–111.
- Bellovary J., Giacominio D., Akers M. (2007). *A Review of Bankruptcy Prediction Studies: 1930 to Present*, „Journal of Financial Education”, vol. 1(1), s. 3–41.
- Korol T. (2019). *Dynamic Bankruptcy Prediction Models for European Enterprises*, „Journal of Risk and Financial Management”, vol. 12(185), s. 1–15.
- Lukason O., Andresson A. (2019). *Tax Arrears Versus Financial Ratios in Bankruptcy Prediction*, „Journal of Risk and Financial Management”, vol. 12(187), s. 1–13.
- Muñoz-Izquierdo N., Camacho-Miñano M.-D.-M., Segovia-Vargas M.-J., Pascual-Ezama D. (2019). *Is the External Audit Report Useful for Bankruptcy Prediction? Evidence Using Artificial Intelligence*, „International Journal of Financial Studies”, vol. 7(2), s. 1–23.
- Prusak B. (2018). *Review of Research into Enterprise Bankruptcy Prediction in Selected Central and Eastern European Countries*, „International Journal of Financial Studies”, vol. 6(60), s. 1–28.

Rozdział 7

OGRANICZENIA MODELI POSTALTMANOWSKICH. NURT BADAŃ INSPIROWANY DOROBKIEM PROF. MARKA GRUSZCZYŃSKIEGO

1. Wstęp

Tematem artykułu są modele postaltmanowskie predykcji bankructwa przedsiębiorstw oraz ich ograniczenia. Jednocześnie ponieważ prognozowanie bankructwa i upadłości jest jednym z głównych tematów badawczych w dorobku naukowym prof. Marka Gruszczyńskiego, uwaga skupiona jest na dwóch zagadnieniach, które w opinii autorów stanowią nie tylko źródło intelektualnej inspiracji, ale także mają wartość praktyczną – ograniczenia modeli predykcji bankructwa przedsiębiorstw oraz problem niezbilansowanej próby.

Artykuł zorganizowany jest w następujący sposób. Podrozdział drugi zawiera krótki przegląd prac prof. Marka Gruszczyńskiego poświęconych problematyce

modeli prognozowania upadłości. W podrozdziale trzecim przedstawiono ideę modelu Altmana. Podrozdział czwarty skupia uwagę na problemie niezbilansowanej próby. W podrozdziale piątym zaprezentowano wybrane aspekty badań prof. Marka Gruszczyńskiego i ich oddziaływanie na społeczność akademicką.

2. Badania prof. Marka Gruszczyńskiego poświęcone prognozowaniu upadłości

Wśród bogatego dorobku naukowego Profesora można wyróżnić wiele badań poświęconych modelowaniu i prognozowaniu bankructwa i upadłości przedsiębiorstw¹. Wyodrębniliśmy trzy okresy pod względem czasu ich powstawania:

- wczesne badania do 2000 roku – w tym okresie badania dotyczą prognozowania ryzyka kredytowego, analizy kondycji finansowej firmy oraz stosowanie scoringu logitowego w praktyce bankowej (Gruszczyński 1997, 1998, 1999);
- badania z okresu 2000–2010 – w tym okresie część publikacji dotyczy zagadnień związanych z doborem zmiennych do modelu logitowego oraz zalet i słabości modeli bankructwa (2000a, 2000b, 2005, 2006b, 2007b). Powstał artykuł opisujący nowy model bankructwa dla polskich przedsiębiorstw – Gruszczyński (2005). Większość badań nadal poświęcona jest analizie kondycji finansowej oraz zagrożenia finansowego przedsiębiorstwa (2001a, 2002, 2004, 2006a, 2007a oraz Gruszczyński, Pajdo, 2003), z czego ten ostatni stanowi punkt wyjścia w tymże artykule. W tym okresie szerszy temat zastosowań mikroekonometrii w finansach jest także obiektem zainteresowań prof. Marka Gruszczyńskiego (2006c, 2008a, 2008b, 2009). W tym okresie powstała monografia *Modele i prognozy zmiennych*

¹ Pojęcia bankructwa i upadłości są rozróżniane w pracach: Balina (2012), Gawron (2013), Hołda (2007), Majewski (2009), Pindado, Rodrigues, de la Torre (2008), Prusak (2002), Staszkievicz, Witkowski (2018a).

jakościowych w finansach i bankowości (2001b), a także książka pod redakcją prof. Marka Gruszczyńskiego – *Mikroekonometria: modele i metody analizy danych indywidualnych* (2010);

- w badaniach po 2010 roku temat modelowania bankructwa jest nadal obecny (2015, 2018, 2020). W tym okresie powstała książka *Empiryczne finanse przedsiębiorstw* (2012). Kolejnym tematem nawiązującym do modeli altmanowskich jest problem doboru próby w modelach predykcji bankructwa. Ponieważ jest to zjawisko stosunkowo rzadkie, problem ten również został wielokrotnie sygnalizowany (Gruszczyński, 2012, 2017, 2019). Temat ten będzie omówiony w dalszej części tego artykułu.

Podsumowując, badania prof. Marka Gruszczyńskiego ewaluowały od aplikacyjnych zastosowań klasyfikacji obiektów wielowymiarowych dla celów analizy ryzyka, przez prace na granicy mikro- i makroekonomicznych aplikacji. Można przy tym zauważyć wyraźny trend od fascynacji predykcją upadłości przez aplikacje aż po jej krytykę.

Zanim omówimy wpływ prac prof. Marka Gruszczyńskiego, przedstawimy ideę predykcji upadłości, sformułowaną przez Altmana i rozwiniętą przez kolejnych badaczy.

4. Altmanowski model predykcji

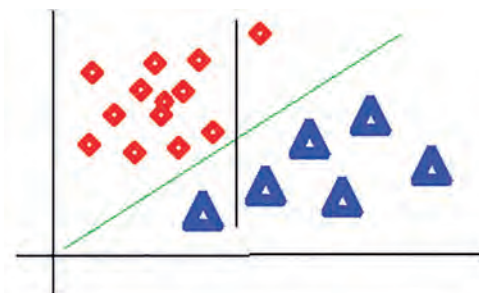
W literaturze przedmiotu przyjęto artykuł Altmana (1968) jako punkt zwrotny w badaniach nad predykcją upadłości. O ile przed pracą Altmana dyskusja dotyczyła identyfikacji jednej zmiennej instrumentalnej wskazującej na duże prawdopodobieństwo upadłości, o tyle Altman przedstawił ideę wskaźnika kompozytowego opartego na sprawozdaniach finansowych. Altman zastosował dyskryminację liniową, opracowaną przez Fishera (1936) do zagadnienia predykcji upadłości.

Rozważmy zbiór obiektów należących do dwóch klas, z których każdy jest opisywany przez wektor cech \mathbf{x} . Problem klasyfikacji polega na znalezieniu

takiego predyktora², który na podstawie wartości \mathbf{x} przyporządkowuje obserwacje do jednej z dwóch klas.

Fisher (1936) zaproponował oryginalne rozwiązanie, polegające na poszukiwaniu kierunku projekcji, przy której zrzucone klasy mogą być rozdzielone. Na rysunku 1 pokazano dwa podziały zbioru elementów, ale tylko jeden z nich zapewnia podział obiektów na dwie odrębne klasy. Rozwiązanie takie jest możliwe, jeżeli średnie w klasach są dostatecznie oddalone od siebie, a obszary rozproszenia obu klas nie nakładają się.

Rysunek 1. Idea dyskryminacji liniowej



Źródło: opracowanie własne.

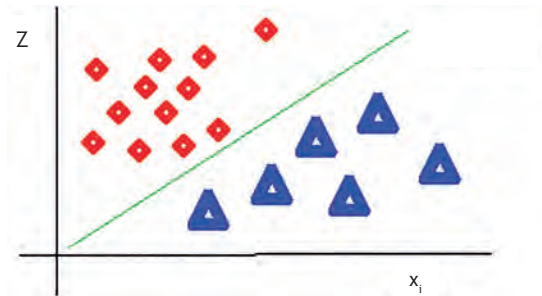
Zaproponowany przez Fishera liniowy dyskryminator stał się podstawą liniowej analizy dyskryminacyjnej, polegającej na poszukiwaniu takiej liniowej kombinacji cech, która najlepiej rozróżnia dwie lub więcej klas obiektów lub zdarzeń. Dla zobrazowania idei posłużymy się rysunkiem 2. Na rysunku przedstawione są dwa zbiory obiektów: kwadraty i trójkąty. Dla uproszczenia niech trójkąty oznaczają przedsiębiorstwa o dobrej kondycji finansowej, a kwadraty przedsiębiorstwa, które zgłosiły wniosek o upadłość. Wszystkie obiekty opisane są za pomocą zmiennych x_1, x_2, \dots, x_i , przy czym x_i to rzut wektora zmiennych opisujących obiekt na płaszczyznę. Zmienne x_i to wskaźniki finansowe, które można obliczyć na podstawie sprawozdań finansowych

² Predyktor – zmienna objaśniająca (egzogeniczna, zewnętrzna) – zmienna w modelu ekonometrycznym, na podstawie której wylicza się zmienną objaśnianą (endogeniczną).

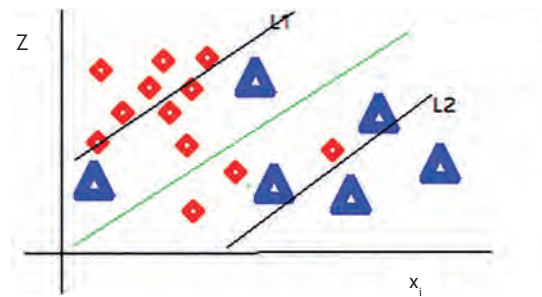
(np. obrotowość należności, zysk ze sprzedaży itd.). Zmienne x_i dotyczą zarówno przedsiębiorstw o dobrej, jak i złej kondycji finansowej. Wartość Z to kombinacja liniowa zmiennych. Jeśli istnieje taka funkcja Z , że dzieli ona wszystkie obiekty (przedsiębiorstwa) na upadłe i zdrowe, to jest to poszukiwana funkcja dyskryminacyjna. Panel A przedstawia taką idealną sytuację.

Rysunek 2. Idea podejścia altmanowskiego do predykcji upadłości

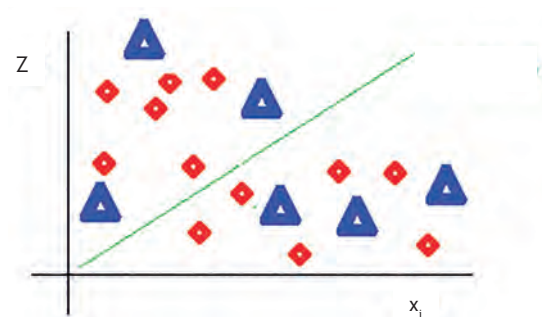
Panel A



Panel B



Panel C



Źródło: opracowanie własne.

Wobec powyższego dowolne przedsiębiorstwo ABC można zaklasyfikować na podstawie wartości funkcji Z (ABC) do grupy upadłych lub zdrowych przedsiębiorstw.

Cóż, w praktyce sytuacje idealne nie są częste, więc z większym prawdopodobieństwem będziemy mieli do czynienia z sytuacją, kiedy funkcja niejednoznacznie dzieli zbiory, tak jak pokazano na Panelu B. Wówczas istnieje obszar (między prostymi $L1$ i $L2$) niekonkluzywny, czyli taki, w którym mogą pojawić się zdrowe i upadłe przedsiębiorstwa. Niestety, może się zdarzyć również, że zmienne opisujące przedsiębiorstwa nie są wystarczające do tego, by stworzyć skuteczną funkcję dyskryminacyjną – taką sytuację obrazuje Panel C.

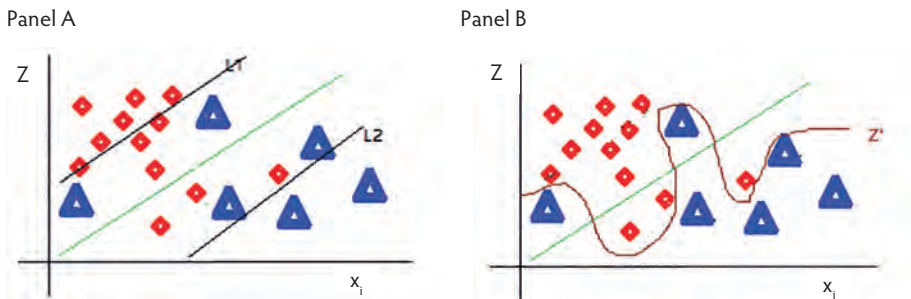
Podejście Altmana było krokiem milowym w predykcji upadłości, po raz pierwszy do oceny stopnia zagrożenia upadłością można było zastosować więcej niż jedną zmienną. Pomimo elegancji intelektualnej tego podejścia sama jego aplikacja była obciążona licznymi uproszczeniami.

Altman do analizy wybierał firmy z populacji generalnej w sposób celowy, tj. łączył jedno przedsiębiorstwo upadłe z jednym podobnym przedsiębiorstwem zdrowym. Weryfikował swoje rozwiązanie na losowo wybranych przedsiębiorstwach w gospodarce, abstrahując od rzeczywistego prawdopodobieństwa upadłości. W gospodarkach rynkowych prawdopodobieństwo upadłości jest niskie, wynosi około 2% (Dec, 2010; Staszekiewicz, 2014), stąd prognoza polegająca na tym, że losowo wybrane przedsiębiorstwo przeżyje kolejny rok, ma oczekiwane prawdopodobieństwo trafności 98%. Aby model mógł być praktycznie użyteczny, jego skuteczność winna przewyższać ową wartość losową. Stosując rozwiązanie fisherowskie, Altman ograniczył się do funkcji linowej, wszak zastosowanie funkcji nieliniowej może mieć lepszą zdolność dyskryminującą (por. rysunek 3, Panele A i B).

Kolejnym uproszczeniem Altmana był czas. Ponieważ upadłości przedsiębiorstw w gospodarce nie są częste, stąd ich liczebności są zazwyczaj niewystarczające do efektywnego modelowania, dlatego dopuszcza się, by obserwacje były dokonywane na przestrzeni kilku, a niekiedy kilkudziesięciu lat. Przy takim podejściu zakłada się, że zmienne opisujące obiekt (przedsiębiorstwo) są stabilne w czasie. Zbiór zmiennych wykorzystywanych w predykcji

bankructwa oparty jest na sprawozdaniach finansowych, a te na standardach sprawozdawczości, to takie założenia są w oczywisty sposób nieprawdziwe, zarówno z uwagi na zmiany standardów sprawozdawczości finansowej w czasie (np. MSSF podlega corocznym korektom), jak i na różny sposób sprawozdawania danych finansowych w różnych gospodarkach (np. US GAAP w USA, Ustawa o Rachunkowości i MSSF w Polsce itd.).

Rysunek 3. Porównanie postaci liniowej (Z) i nieliniowej funkcji dyskryminacyjnej (Z')



Źródło: opracowanie własne.

Wraz ze zróżnicowaniem typów sprawozdań finansowych pojawia się kolejna słabość podejścia Altmana, a mianowicie założenie o porównywalności danych finansowych. Otóż sprawozdania finansowe zestawiane są przez kierownika jednostki (zwykle zarząd) na podstawie publicznie obowiązujących norm. Taki kierownik jednostki oceniany jest na podstawie sprawozdania finansowego (np. zasadność lub nie złożenia wniosku o upadłość), więc pojawia się pokusa nadużycia, tj. takiej modyfikacji sposobu zestawienia sprawozdania finansowego, by ustrzec kierownika jednostki przed negatywnymi skutkami. Stąd dla niektórych typów przedsiębiorstw wprowadzony został obowiązek rewizji finansowej. Budując więc model predykcji, należy pobrać próbę tylko tych jednostek, które prawidłowo zestawiały sprawozdania finansowe, bo inaczej model będzie obciążony błędem danych (Staszkiewicz, 2019).

Analiza fisherowska wymaga spełnienia założeń o liniowości, typu rozkładu zmiennych oraz ich klasy, a mianowicie dopuszczała jedynie zmienne ciągłe.

Co ciekawe, w podejściu Altmana można odnaleźć ukryte założenie o tym, iż zmienne wyodrębnione na podstawie sprawozdań finansowych są wystarczające do opisanie procesu upadłości, a tak nie jest, bo liczne przedsiębiorstwa upadają z powodów niezależnych od nich, np. bo upada podmiot dominujący – np. Fagor we Wrocławiu (Staszkievicz, Morawska, 2019), bo następuje załamanie cyklu koniunkturalnego, kryzys, interwencja państwowa itd. Stąd dobór zmiennych do modelu predykcji upadłości nie jest trywialnym i oczywistym zadaniem, a jego subiektywność jest znaczna, przy czym statystyczne metody doboru nie zastępują merytorycznych (Hołda, 2006; Hołda, Pocięcha, 2009; Micherda, Hołda, 2007). Istnieje cała klasa procesów niemierzalnych lub trudno mierzalnych, wpływających na proces upadłości, np. lobbying, antypatie osobiste, emocje, zdarzenia rzadkie, których ujęcie w modelowaniu jest albo niemożliwe, albo niecelowe.

Podejście Altmana było ogólne, mianowicie dotyczyło przedsiębiorstw przemysłowych, wszak w gospodarce funkcjonują także np. przedsiębiorstwa pod specjalną kuratelą, jak banki, firmy inwestycyjne, fundusze inwestycyjne, zakłady ubezpieczeniowe, by wspomnieć tylko niektóre. Stąd modele budowane na próbach przedsiębiorstw przemysłowych są nieadekwatne do banków czy ubezpieczycieli i na odwrót.

Profesor Marek Gruszczyński odniósł się do większości z wymienionych słabości modeli altmanowskich w swoich badaniach. Przedstawiona przez niego krytyka w dużej mierze była inspiracją dla innych badaczy, na co wskażemy w dalszej części, wpierw zaś ukażemy problem niezbilansowania próby.

5. Problem niezbilansowanej próby w modelach predykcji bankructwa przedsiębiorstw

Problem niezbilansowanej próby był niejednokrotnie omawiany przez prof. Marka Gruszczyńskiego (2012, 2017, 2019). W naszej subiektywnej opinii to ostatnia z wymienionych publikacji pt. *On Unbalanced Sampling in Bankruptcy Prediction* zasługuje na szczególną uwagę. Jest to praca wskazująca

na pułapki związane z doбором próby w modelach predykcji bankructwa i jednocześnie pokazująca konieczność korekty oszacowanych prawdopodobieństw bankructwa w zależności od typu niezbilansowania próby.

Punktem wyjścia artykułu jest fakt, że bankructwo jest zjawiskiem bardzo rzadkim, np. w 2017 roku, w większości krajów europejskich przedsiębiorstwa upadłe stanowiły poniżej 1% wszystkich przedsiębiorstw³. A zatem liczba elementów w populacji, dla których $Y = 1$ (przedsiębiorstwo upadłe), jest o wiele mniejsza niż liczba elementów, dla których $Y = 0$ (przedsiębiorstwo zdrowe). Częstym rozwiązaniem w takiej sytuacji jest stworzenie tzw. próby dobieranej (nielosowej). Na przykład jeżeli mamy populację 1000 firm, z których tylko 70 to bankruci, to do próby bierzemy wszystkich bankrutów (70) oraz z 930 zdrowych firm losujemy 70 niebankrutów. Otrzymujemy w ten sposób próbę zbilansowaną. Problem, jaki pojawia się w tej sytuacji, polega jednak na tym, że skład próby (50:50) nie odzwierciedla struktury populacji.

Stąd należy rozważyć dwa typy (definicje) niezbilansowania próby:

- a) gdy stosunek liczby bankrutów i nie-bankrutów w próbie nie jest równy (50:50),
- b) gdy odsetek bankrutów w próbie różni się od odsetka bankrutów w populacji, a zatem struktura próby nie odzwierciedla struktury populacji.

Krótko mówiąc, jeżeli obserwacje nie są dobierane losowo do próby, wyniki uzyskane na podstawie próby będą obciążone w kontekście całej populacji. Zatem prawdopodobieństwa upadłości obliczone na podstawie próby dobieranej powinny być skorygowane.

W modelach logitowych szacowanych na podstawie zbilansowanej próby jako punkt odcięcia⁴ przyjmuje się prawdopodobieństwo 0,5. Stosując tę regułę, jeżeli oszacowane prawdopodobieństwo bankructwa dla danego przedsiębiorstwa jest powyżej 0,5, to przedsiębiorstwo to powinno być klasyfikowane jako upadłe. W przypadku jednak prób niezbilansowanych typu (a) zalecane jest stosowanie reguły Cramera. Reguła Cramera opiera się na założeniu, że typowy punkt odcięcia 0,5 stosowany dla niezbilansowanych prób nie pozwala

³ 2017 – dla Polski 0,1%, na podstawie: *Global Bankruptcy Report* (2017).

⁴ Domyślny punkt odcięcia w programach do szacowania modeli dwumianowych (np. Stata, Gretl) wynosi najczęściej 0,5.

rozsądnie przewidzieć rzadszych przypadków. Cramer (1999) proponuje stosowanie punktu odcięcia równego odsetkowi jedynek w próbie, czyli odsetkowi przedsiębiorstw upadłych.

W przypadku gdy przyjęto rozwiązanie próby dobieranej (nielosowej), mamy do czynienia z problemem niezbilansowania typu (b), czyli skład próby (50:50) nie odzwierciedla struktury populacji ze względu na badaną cechę. Wówczas powstaje pytanie, w jaki sposób ten fakt wpływa na oszacowane prawdopodobieństwa upadłości. Oszacowane prawdopodobieństwa są obciążone, więc wymagają korekty. Korekta ta jest znana jako poprawka Anderse-na-Maddali i dotyczy wyrazu wolnego w modelu logitowym. Wyraz wolny w oszacowanym modelu logitowym należy zmniejszyć o wartość wyrażoną wzorem (por. Gruszczyński i in., 2010, s. 104):

$$\delta = \ln \left(\frac{p_1}{p_2} \right), \quad (1)$$

gdzie: p_1 i p_2 to proporcje firm wybranych do próby z obu grup (bankrutów i niebankrutów).

Dla naszego przykładu, gdzie w populacji jest 1000 firm, spośród których 70 to bankruci, a 930 nie, $p_1 = 70/1000 = 0,07$, a $p_2 = 930/1000 = 0,93$.

Po tej poprawce otrzymuje się nieobciążone prawdopodobieństwo bankructwa, które jest mniejsze od obciążonego, obliczonego na podstawie nielosowej próby dobieranej. Korekta ta dotyczy wyłącznie populacji i funkcjonuje tylko dla modelu logitowego. W artykule prof. Marka Gruszczyńskiego przedstawiono także formułę Skogsvig-Skogsvig (por. Gruszczyński, 2019, s. 8) i pokazano, że w przypadku modelu logitowego jest ona równoważna z poprawką Andersena-Maddali.

Podsumowując, reguła Cramera powinna być stosowana z punktem odcięcia:

- równym odsetkowi bankrutów w populacji przy nieobciążonych predykcjach prawdopodobieństwa,
- równym odsetkowi bankrutów w próbie przy obciążonych predykcjach prawdopodobieństwa.

6. Inspiracje

W ostatniej części pracy przedstawimy wybrane aspekty badań i ich oddziaływanie na społeczność akademicką.

W nurcie prognozowania upadłości pozycją o relatywnie największym wpływie jest publikacja pt. *Financial Distress of Companies in Poland*, jaka ukazała się w „International Advances in Economic Research” (2004). Prawdopodobnie jest to jedna z pierwszych prób konstrukcji logitowego modelu predykcji upadłości dla rynku polskiego, publikowana na poziomie międzynarodowym. Dane finansowe do badania zostały zebrane ręcznie na podstawie sprawozdań finansowych podmiotów niepublicznych. Said (2011), z Strayer University, korzystał z badań prof. Marka Gruszczyńskiego, a co warto podkreślić, Said był zarówno akademikiem, jak i praktykiem. W tym czasie był audytorem finansowym w stanie Kentucky. Praca ta wywarła wpływ na licznych badaczy z różnych regionów świata, np. z Malezji (Ardiansyah, Qoyum, 2010), z Turcji (Caner, Karan, 2012) czy Słowacji (Misankova, Zvarikova, Klietnikova, 2017).

Scoring logitowy w praktyce bankowej a zagadnienie koincydencji (1999) to praca fundamentalna, która inspirowała Feruś, Korolę, Wędzkiego, Zaleską, Majer, Matyszuk, Kasiewicza, Krysiaka, Polasika, Huterską, Melera, by wspomnieć tylko niektóre nazwiska polskich naukowców.

Pozycją szczególną, bo najprawdopodobniej także pierwszą w polskim piśmiennictwie, jest praca M. Gruszczyńskiego i B. Pajdo (2003), dotycząca zmiennych wpływających na typ opinii biegłego rewidenta. Model w istocie konstruowany był na bazie regresji logitowej, a zmienne niezależne, prócz typowych zmiennych dla predykcji bankructwa, obejmowały także różne kombinacje typów opinii z poprzednich lat. Co ciekawe, w tym artykule po raz pierwszy sygnalizowany jest problem dotyczący przesunięcia czasowego między wskaźnikami finansowymi a datą opinii biegłego rewidenta. Praca ta była impulsem dla późniejszych badań Wójtowicza (2006), Wyrobek (2012), Górskiej i Staszkieвича (2017), Witkowskiego i Staszkieвича (2018a, 2018b) i monografii

Staszkievicz (2019). Pierzchalska (2014) i Ptak-Chmielewska (2016) kontynuowały dyskusję techniczną zainicjonowaną przez prof. Marka Gruszczyńskiego dotyczącą zalet i słabości modeli bankructwa (Gruszczyński, 2005).

Praca pt. *Validation of Bankruptcy Models* (Gruszczyński, 2006b) o dekadę wyprzedziła praktykę, bo dopiero wdrożenie w 2012 modeli CRD (I, II, obecnie III, w przyszłości IV) stworzyło instancjonalną potrzebę weryfikacji modeli i kontroli nadzorczej (np. BION).

7. Zamiast podsumowania

Celem artykułu było przedstawienie ograniczenia modeli postaltmanowkich oraz problemów związanych z doborem próby w modelach predykcji upadłości, a jednocześnie pokazanie wpływu dorobku naukowego prof. Marka Gruszczyńskiego na społeczność akademicką.

Jako autorzy artykułu chcielibyśmy skorzystać z przywileju i podziękować prof. Markowi Gruszczyńskiemu w imieniu swoim i grona licznych badaczy, dla których publikacje Pana Profesora są nieustającym źródłem inspiracji w pracy naukowej. Chcielibyśmy także podziękować za te chwile wsparcia i otuchy w trudnych momentach, kiedy Pan Profesor nieraz wspierał nas zarówno merytorycznie, jak i zwyczajnie, po ludzku.

Bibliografia

- Altman E.I. (1968). *Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy*, „Journal of Finance, Blackwell Publishing for the American Finance Association”, vol. 23, no. 4, s. 589–609.
- Ardiansyah M., Qoyum A. (2010). *Default Risk in Islamic Equity Return (The Case of Kuala Lumpur Stock Exchange)*, „Journal of Global Business and Economics, Global Research Agency”, vol. 1, no. 1, s. 180–211.

- Balina R. (2012). *Przyczyny bankructw oraz symptomy pogarszającej się sytuacji finansowej przedsiębiorstw – przegląd literatury*, „Determinanty Rozwoju”, t. 13, z. 8, s. 157–170.
- Caner S., Karan M.B. (2012). *Screening Creditworthiness of SME's: the Case of Small Business Assistance in Turkey*, „Multinational Finance Journal”, vol. 16, no. 1/2, s. 1–20.
- Cramer J.S. (1999). *Predictive Performance of the Binary Logit Model in Unbalanced Samples*, „Journal of the Royal Statistical Society” vol. 48, no. 1, s. 85–94.
- Dec P. (2010). *Statystyki upadłości w Polsce i na świecie – lata 1997–2010*, w: *Cykle życia i bankructwa przedsiębiorstw*, E. Mączyńska (red.), Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Fisher R.A. (1936). *The Use of Multiple Measurements in Taxonomic Problems*, „Annals of Eugenics”, vol. 7(2), s. 179–188. DOI:10.1111/j.1469–1809.1936.tb02137.x. hdl:2440/15227.
- Gawron K. (2013). *Wpływ jakości sprawozdań jednostek w stanie upadłości na efektywność postępowań upadłościowych w Polsce*, Lviv Polytechnic National University Institutional Repository, Видавництво Львівської політехніки, s. 215–221.
- Górska R., Staszkiwicz P. (2017). *Zastosowanie algorytmu lasów losowych do prognozowania modyfikacji opinii biegłego rewidenta*, „Zarządzanie i Finanse”, r. 15, nr 3, s. 339–348.
- Global Bankruptcy Report* (2017). Short Hills: Dun & Bradstreet Worldwide Network.
- Gruszczyński M. (1997). *Prognozowanie ryzyka kredytowego*, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu”, nr 780, s. 27–38.
- Gruszczyński M. (1998). *Akceptacja przez rynek kapitałowy a kondycja finansowa spółek publicznych*, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu”, nr 808, s. 53–64.
- Gruszczyński M. (1999). *Scoring logitowy w praktyce bankowej a zagadnienie koincydencji*, „Bank i Kredyt”, nr 5, s. 57–63.
- Gruszczyński M. (2000a). *Dobór zmiennych objaśniających do modelu logitowego*, „Przeгляд Statystyczny”, t. 47, z. 1–2, s. 175–186.
- Gruszczyński M. (2000b). *Zero-jedynkowe predyktanty w modelach prognozowania ryzyka kredytowego*, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu”, nr 838, s. 19–26.
- Gruszczyński M. (2001a). *Obszary prognozowania w analizie fundamentalnej*, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu”, nr 919: *Prognozowanie w zarządzaniu firmą*, s. 167–176.

- Gruszczyński M. (2001b). *Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości*, „Monografie i Opracowania, Szkoła Główna Handlowa”, nr 490, s. 229.
- Gruszczyński M. (2002). *Problemy rozpoznawania kondycji finansowej przedsiębiorstw*, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH”, nr 73, s. 53–68.
- Gruszczyński M. (2003). *Modele mikroekonometrii w analizie i prognozowaniu zagrożenia finansowego przedsiębiorstw*, „Working Papers”, nr 34, PAN, Instytut Nauk Ekonomicznych.
- Gruszczyński M. (2004). *Financial Distress of Companies in Poland*, „International Advances in Economic Research, Springer”, vol. 10, no. 4, s. 249–256.
- Gruszczyński M. (2005). *Zalety i słabości modeli bankructwa*, „Materiały i Prace Instytutu Funkcjonowania Gospodarki Narodowej”, t. 93: *Zagrożenie upadłością*, s. 185–187.
- Gruszczyński M. (2006b). *Validation of Bankruptcy Models*, „Przegląd Statystyczny”, vol. 2, no. 53, s. 24–34.
- Gruszczyński M. (2006c). *Mikroekonometria finansowa: zarys problematyki*, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu”, nr 1133, s. 111–118.
- Gruszczyński M. (2007a). *Corporate Governance Ratings and the Performance of Listed Companies in Poland*, Warsaw School of Economics Department of Applied Econometrics Working Paper, no. 4–07.
- Gruszczyński M. (2007b). *Uporządkowany model logitowy: zastosowania biznesowe i finansowe*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia”, nr 2, s. 83–90.
- Gruszczyński M. (2008a). *Financial Microeconometrics in Corporate Governance Studies*, Department of Applied Econometrics Working Papers Working Paper, no. 7–10.
- Gruszczyński M. (2008b). *Benchmarks for Financial Ratios – a Microeconomic View*, prezentacja na 65th International Atlantic Economic Conference.
- Gruszczyński M. (2009). *Quantitative Methods in Accounting Research*, Warsaw School of Economics Department of Applied Econometrics Working Paper, no. 6–09.
- Gruszczyński M. (2012). *Empiryczne finanse przedsiębiorstw. Mikroekonometria finansowa*, Warszawa: Difin.
- Gruszczyński M. (2015). *Issues in Modelling the Financial Distress and Bankruptcy of Companies*, „Applied Econometrics Papers”, vol. 2, s. 1–9.
- Gruszczyński M. (2017). *Błędy doboru próby w badaniach bankructw przedsiębiorstw*, „Kwartalnik Nauk o Przedsiębiorstwie”, nr 3, s. 22–29.

- Gruszczyński M. (2018). *Financial Microeconometrics as Research Methodology in Corporate Finance and Accounting*, Springer, s. 71–80.
- Gruszczyński M. (2018). *Good Practices in Empirical Corporate Finance and Accounting Research*, „Journal of Banking and Financial Economics”, vol. 2(10), s. 45–51.
- Gruszczyński M. (2019). *On Unbalanced Sampling in Bankruptcy Prediction*, „International Journal of Financial Studies”, vol. 7, no. 28, s. 1–13.
- Gruszczyński M. (2020). *Modeling Financial Distress and Bankruptcy*, w: tenże, *Financial Microeconometrics as Research Methodology in Corporate Finance and Accounting*, Springer, s. 77–119.
- Gruszczyński M. (red.). Bazyl M., Książek M., Owczarczuk M., Szulc A., Wiśniowski A., Witkowski B. (2010). *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, Warszawa: Wolters Kluwer.
- Gruszczyński M., Bilicz R., Kubik-Kwiatkowska M., Pernach A. (2016). *Value Relevance of Companies' Financial Statements in Poland*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych”, vol. 27, no. 4, s. 40–49.
- Gruszczyński M., Ciesielski P., Domeracki M. (2005). *New Bankruptcy Prediction Models for Polish Companies*, Warsaw School of Economics Department of Applied Econometrics Working Paper, no. 4–05.
- Gruszczyński M., Kotłowski J. (2008). *Metody mikroekonometrii w ocenie zachowań przedsiębiorstw*, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego. Szkoła Główna Handlowa”, nr 80, s. 229–349.
- Gruszczyński M., Pajdo B. (2003). *Wskaźniki finansowe a opinia biegłego rewidenta*, „Bank i Kredyt”, nr 5, s. 44–50.
- Hołda A. (2006). *Zasada kontynuacji działalności i prognozowanie upadłości w polskich realiach gospodarczych*, „Zeszyty Naukowe. Akademia Ekonomiczna w Krakowie. Seria Specjalna. Monografie”, nr 174.
- Hołda A. (2007). *Ekonomiczne uwarunkowania upadłości przedsiębiorstw w Polsce i ich zakres w latach 1990–2002*, „Zeszyty Naukowe”, nr 752, s. 51–66.
- Hołda A., Pocięcha J. (2009). *Probabilistyczne metody badania sprawozdań finansowych*, Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego.
- Micherda B., Hołda A. (2007). *Kontynuacja działalności jednostki i modele ostrzegające przed upadłościami*, Wydawnictwo KIBR.
- Misankova M., Zvarikova K., Klietkova J. (2017). *Bankruptcy Practice in Countries of Visegrad Four*, „Economics and Culture”, vol. 14, no. 1, s. 108–118.

- Pierchalska W.B. (2014). *Analiza finansowa oraz modele przewidywania upadłości jako narzędzie oceny kondycji finansowej przedsiębiorstwa*, „Finanse i Prawo Finansowe”, t. 1, nr 1, s. 34–45.
- Pindado J., Rodrigues L., de la Torre C. (2008). *Estimating Financial Distress Likelihood*, „Journal of Business Research”, vol. 61, no. 9, s. 995–1003.
- Prusak B. (2002). *Upadłość – mit klęski, czy szansa na odrodzenie*, „Prace Naukowe Katedry Ekonomii i Zarządzania Przedsiębiorstwem”, nr 1.
- Ptak-Chmielewska A. (2016). *Statistical Models for Corporate Credit Risk Assessment – Rating Models*, „Acta Universitatis Lodzensis. Folia Oeconomica”, vol. 3, no. 322, <https://doi.org/10.18778/0208-6018.322.09>.
- Said A. (2011). *Does the Use of Sukuk (Islamic Bonds) Impact Islamic Banks Performances? A Case Study of Relative Performance during 2007–2009*, „Middle Eastern Finance and Economics”, no. 12.
- Staszekiewicz P. (2014). *Dynamika upadłości*, w: *Bankructwa przedsiębiorstw*, E. Mączyńska (red.), Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH, s. 309–329.
- Staszekiewicz P. (2019). *Bankructwo przedsiębiorstwa a wynagrodzenie firmy audytorskiej. Implikacje dla regulacji rynku rewizji finansowej*, Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Staszekiewicz P., Witkowski B. (2018a). *Failure and Insolvency. A Proposal for Polish Prediction Models*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu”, no. 519, s. 160–172.
- Staszekiewicz P., Witkowski B. (2018b). *Failure Models for Insolvency and Bankruptcy*, w: *Contemporary Trends and Challenges in Finance. Proceedings from the 3rd Wrocław International Conference in Finance*, K. Jajuga, H. Locarek-Junge, L.T. Orłowski (red.), Springer International Publishing, s. 219–225.
- Wójtowicz P. (2006). *Analiza zgodności sprawozdań finansowych spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie*, „Zeszyty Naukowe. Akademia Ekonomiczna w Krakowie”, nr 691, s. 81–97.

Źródła internetowe

- Gruszczyński M. (2006a). *Corporate Governance and Financial Performance of Companies in Poland*, International Advances in Economic Research, <http://www.springerlink.com/index/870N474853214015.pdf> [dostęp: 20.12.2019].

- Majewski A. (2009). *Zastosowanie półgrup stochastycznych do modelowania ryzyka niewypłacalności*, <http://sigma.ug.edu.pl/~kaikei/pliki/konf-czerwiec-2009/am.pdf> [dostęp: 20.12.2019].
- Staszkievicz P., Morawska S. (2019). *The Efficiency of Bankruptcy Law: Evidence of Creditor Protection in Poland*, „European Journal of Law and Economics”, <https://doi.org/10.1007/s10657-019-09629-2> [dostęp: 20.12.2019].
- Wyrobek J.M. (2012). *Analiza wybranych ograniczeń analizy wskaźnikowej (Empirical Problems with Application and Interpretation of Financial Analysis in a Company)*, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2032205> [dostęp: 20.12.2019].

Rozdział 8

REGIONALNE CYKLE RENTOWNOŚCI POLSKICH PRZEDSIĘBIORSTW: BAYESOWSKA ANALIZA PRZESTRZENNEGO MODELU PRZEŁĄCZNIKOWEGO

1. Wstęp

Badacze koniunktury przykładają rosnącą wagę do regionalnego wymiaru cykli koniunkturalnych. Mogą o tym świadczyć niedawne analizy Kondo (2015) dla Meksyku oraz Warżały (2016) dla Polski. Zainteresowanie ekonomistów tematem regionalnych dywergencji cyklicznych pojawiło się jednak znacznie wcześniej (zob. np. Drozdowicz-Bieć, 2008; Owyang, Piger, Wall, 2005 i pozycje przez nich cytowane).

Celem niniejszego badania jest weryfikacja hipotezy o przestrzennej zależności cykli w Polsce na poziomie województw, jak również eksploracja ich przebiegu za pomocą przestrzennej wersji modelu przełącznikowego o dwóch stanach. Użyto wersji modelu zaproponowanej przez Kondo (2015), tj. rozszerzonej

o komponent przestrzennej autoregresji. Do oszacowania parametrów tego modelu użyto metod bayesowskich. W odróżnieniu od dotychczasowej literatury przedmiotu, w której wykorzystywano podobne narzędzia, zmienną analizowaną w niniejszym badaniu jest rentowność sprzedaży przedsiębiorstw.

Mimo że rentowność stosunkowo rzadko stanowi wymiar badań koniunktury prowadzonych przy użyciu metod ekonometrycznych, jest ona ważna np. z perspektywy decyzji kredytowych podejmowanych przez podmioty sektora finansowego. W badaniu Gruszczyńskiego (2002) pokazano, że rentowność aktywów (iloraz zysku netto lub zysku operacyjnego do sumy aktywów) stanowi istotny predyktor w mikromodelach klasyfikujących firmy pod względem sytuacji finansowej, a więc również i ryzyka kredytowego. W takiej sytuacji badanie cykli rentowności w wymiarze regionalnym powinno być interesujące przede wszystkim z perspektywy decydentów zarządzających polityką kredytową banków o takim zastanym bądź docelowym portfelu kredytów, który jest niereprezentatywny przestrzennie, np. skoncentrowany na terenie jednego lub kilku województw.

W niniejszym artykule przeprowadzono takie badanie dla miary pokrewnej wobec wyżej przywołanej, tj. publikowanego przez GUS na poziomie województw wskaźnika rentowności sprzedaży. W podrozdziale drugim opisano specyfikację modelu i schemat próbkowania z rozkładu *a posteriori*. W podrozdziale trzecim przedstawiono wyniki analizy empirycznej wraz z interpretacją. Podrozdział czwarty zawiera wnioski i propozycje kierunków dalszych badań.

2. Specyfikacja modelu i metoda symulacji rozkładów *a posteriori*

Oszacowano model przełącznikowy o następującym równaniu:

$$y_t = \rho W y_t + m_0 \odot (1_N - s_t) + m_1 \odot s_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

gdzie: \mathbf{y}_t oznacza pionowy wektor wskaźnika rentowności sprzedaży przedsiębiorstw w $N = 16$ województwach w okresie t (dane roczne 2007–2018 z Banku Danych Lokalnych GUS [%]), \mathbf{s}_t – nieobserwowalny N -elementowy wektor stanów składający się z elementów 0 oraz 1 (1 – faza ekspansji, 0 – faza recesji) w okresie t , \mathbf{m}_1 oraz \mathbf{m}_0 to pionowe, N -elementowe wektory zawierające stałą dla każdego z województw w okresie, odpowiednio, ekspansji i recesji, $\mathbf{W} = [\mathbf{w}_{n,n}]$ ($n = 1, \dots, N$) oznacza ściśle egzogeniczną macierz wag przestrzennych ustaloną dla kryterium odwróconej odległości w km (między centroidami, wg map Eurostatu w formacie SHP) i normalizowaną wierszami, $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ to N -wymiarowy składnik losowy, niezależny dla poszczególnych $t = 1, \dots, T$ okresów, o wielowymiarowym rozkładzie normalnym z zerowym wektorem wartości oczekiwanych i diagonalnej macierzy wariancji-kowariancji, zawierającej na głównej przekątnej N elementów wektora $\boldsymbol{\sigma}^2$. Zmienna $s_{t,n}$ (dla każdego n) stanowi dwustanowy łańcucha Markowa o prawdopodobieństwach pozostania w fazie 1 (dla poszczególnych województw) równych \mathbf{p}_{11} , pozostania w fazie 0 równych \mathbf{p}_{00} i, oczywiście, przejścia z fazy 0 do fazy 1 oraz z fazy 1 do fazy 0 równych odpowiednio $\mathbf{1}_N - \mathbf{p}_{00}$ oraz $\mathbf{1}_N - \mathbf{p}_{11}$. ρ jest parametrem autoregresji przestrzennej, a $\mathbf{1}_N$ to kolumnowy wektor jedynek o długości N . Symbol \odot oznacza iloczyn Hadamarda (element przez element).

Wzorem Kondo (2015) określamy dla parametrów następujące niezależne (dla poszczególnych typów parametrów i dla każdego $n = 1, \dots, N$) rozkłady *a priori*:

- odwrotny gamma dla σ_n^2 : $IG(\underline{v} / 2, \underline{\delta} / 2)$;
- dwuwymiarowy normalny dla każdej z par $[m_{0,n} \ m_{1,n}]^T$: $MVN_2(\underline{\mu}, \underline{\Sigma})$;
- beta dla $p_{00,n}$ i $p_{11,n}$: $p_{00,n} \sim Beta(\underline{\alpha}_{00}, \underline{\alpha}_{01})$, $p_{11,n} \sim Beta(\underline{\alpha}_{11}, \underline{\alpha}_{10})$;
- jednostajny dla ρ : $\rho \sim U\left(\frac{1}{\lambda_{min}(\mathbf{W})}, 1\right)$, gdzie: $\lambda_{min}(\mathbf{W})$ oznacza najniższą

co do modułu wartość własną macierzy \mathbf{W} zgodnie z typowym ograniczeniem zakresu dla parametru autoregresji przestrzennej w modelu stacjonarnym i przy normalizacji wierszami (Anselin, Florax, 1994).

Przyjęto następujące wartości parametrów *a priori*: $\underline{v} = 6$, $\underline{\delta} = 2$, $\underline{\mu} = \begin{bmatrix} 2 \\ 4 \end{bmatrix}$,
 $\underline{\Sigma} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$, $\underline{\alpha}_{00} = 8$, $\underline{\alpha}_{01} = 2$, $\underline{\alpha}_{10} = 1$, $\underline{\alpha}_{00} = 9$.

W celu próbkowania z rozkładu *a posteriori* wykorzystano elementy strategii empirycznej Kima i Nelsona (1998, 1999), zmodyfikowane przez Kondo (2015) na potrzeby analizy przestrzennej. Jak wykazano w powyższych źródłach, w prawie wszystkich przypadkach znane są warunkowe rozkłady dla poszczególnych bloków parametrów. Wyjątkiem jest nieznany rozkład ρ warunkowy względem pozostałych parametrów. Z powyższych względów zastosowano procedurę typu *Metropolis-within-Gibbs*, tzn. symulację rozkładu *a posteriori* przy użyciu próbnika Gibbsa z wyjątkiem kroku dla ρ , przy którym wykorzystano algorytm Metropolisa-Hastingsa. Poszczególne kroki tej procedury przebiegają w następujący sposób:

1. Ustalenie wartości wektora $\theta^{(g-1)}$ złożonego ze wszystkich parametrów modelu (tzn. \mathbf{p}_{00} , \mathbf{p}_{11} , \mathbf{m}_0 , \mathbf{m}_1 , σ^2 , ρ) jako arbitralnych wartości początkowych (w pierwszym kroku, $g = 1$) lub jako wartości wylosowanych w poprzednim kroku (dla $g > 1$).
2. Losowanie, dla każdego województwa $n = 1, \dots, N$, szeregu stanów $\mathbf{s}_n^{(g)} = [s_{1,n}^{(g)} \dots s_{T,n}^{(g)}]^T$ za pomocą próbnika Gibbsa dla wielu przejść (*multi-move Gibbs sampler*). Szczegóły tej procedury przedstawiają Kim i Nelson (1999).
 - a. Dla okresu $t = 0$ (bezpośrednio poprzedzającego próbę) przyjmowane są stacjonarne prawdopodobieństwa ekspansji i recesji na poziomie wynikającym z parametrów \mathbf{p}_{00} i \mathbf{p}_{11} , ustalonych w poprzednim kroku (wyznaczone jako lewy wektor własny macierzy związany z jednostkową wartością własną dla macierzy prawdopodobieństw przejścia, zob. Podgórska, Śliwka, Topolewski, Wrzosek, 2000, s. 14).
 - b. Na podstawie przestrzennej wersji filtru Hamiltona (Chib, 2001; Kondo, 2015) wyznaczane są rekurencyjnie (do przodu) prawdopodobieństwa obu stanów dla każdego z okresów t (i województw), warunkowe względem prawdopodobieństw obu stanów dla poprzedniego okresu, danych (\mathbf{Y}) od początku próby do okresu t i $\theta^{(g-1)}$.

- c. Za pomocą wieloetapowego próbnika Gibbsa, rekurencyjnie losowane są stany $s_{t,n}$, począwszy od końca próby ($t=T$) z rozkładu uzyskanego w punkcie 2b i dalej wstecz warunkowo względem wyników wcześniejszych losowań, danych (\mathbf{Y}) z pełnej próby i $\boldsymbol{\theta}^{(g-1)}$.
3. Losowanie, dla każdego $n = 1, \dots, N$, parametrów $p_{00,n}^{(g)}$ oraz $p_{11,n}^{(g)}$ z warunkowych (względem $s_n^{(g)}$ z etapu 2) rozkładów *a posteriori* tych parametrów:

odpowiednio $Beta\left(\overline{\alpha_{00,n}^{(g)}}, \overline{\alpha_{01,n}^{(g)}}\right)$ oraz $Beta\left(\overline{\alpha_{11,n}^{(g)}}, \overline{\alpha_{10,n}^{(g)}}\right)$, gdzie: $\overline{\alpha_{ij,n}^{(g)}}$ każdo-

razowo oznacza analogiczny parametr *a priori* powiększony o liczbę przejść ze stanu i do stanu j ($i, j \in \{0;1\}$) w otrzymanej w punkcie 2 realizacji łańcucha $s_n^{(g)}$.

4. Losowanie, dla każdego $n = 1, \dots, N$, parametru $\sigma_n^{2(g)}$ z warunkowego (względem $s_n^{(g)}$ z etapu 2, a pozostałych elementów jak w $\boldsymbol{\theta}^{(g-1)}$) rozkładu

a posteriori: $IG\left(\bar{v}/2, \bar{\delta}_n/2\right)$, gdzie: $\bar{v} = \underline{v} + T$ oraz $\bar{\delta}_n = \underline{\delta} + \sum_{t=1}^T \varepsilon_{n,t}^2$.

5. Losowanie, dla każdego $n = 1, \dots, N$, parametrów $\left[m_{0,n}^{(g)} m_{1,n}^{(g)}\right]^T$ z warunkowego (względem $s_n^{(g)}$ z etapu 2, $\sigma_n^{2(g)}$ z etapu 4, a pozostałych parametrów jak w $\boldsymbol{\theta}^{(g-1)}$) rozkładu *a posteriori* tych parametrów: $MVN_2\left(\bar{\boldsymbol{\mu}}_n, \bar{\boldsymbol{\Sigma}}_n\right)$, gdzie:

$$\bar{\boldsymbol{\Sigma}}_n = \left(\boldsymbol{\Sigma}^{-1} + \sigma_n^{-2(g)} \left[\mathbf{1}_T - s_n^{(g)} \mid s_n^{(g)} \right]^T \left[\mathbf{1}_T - s_n^{(g)} \mid s_n^{(g)} \right]^{-1} \right), \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \bar{\boldsymbol{\mu}}_n = \bar{\boldsymbol{\Sigma}}_n & \left(\boldsymbol{\Sigma}^{-1} \underline{\boldsymbol{\mu}} + \sigma_n^{-2(g)} \left[\mathbf{1}_T - s_n^{(g)} \mid s_n^{(g)} \right]^T \right. \\ & \cdot \left. \left(\begin{bmatrix} \mathbf{y}_{n,1} \\ \vdots \\ \mathbf{y}_{n,T} \end{bmatrix} - \rho^{(g-1)} \left(\mathbf{1}_T \otimes [\mathbf{w}_{n,1} \dots \mathbf{w}_{n,N}] \right) \begin{bmatrix} \mathbf{y}_{n,1} \\ \vdots \\ \mathbf{y}_{n,T} \end{bmatrix} \right) \right). \end{aligned} \quad (3)$$

6. Losowanie $\rho^{(g)}$ z nieznanego rozkładu *a posteriori*, warunkowego względem wszystkich pozostałych parametrów w $\boldsymbol{\theta}^{(g)}$, wylosowanych w poprzednich

etapach. Rozkład, z którego losowana jest wartość $\rho^{(g)}$, symulowany jest za pomocą algorytmu Metropolis-Hastingsa typu błędzenie losowe. Kandydaci są losowani z obciętego rozkładu normalnego o wartości oczekiwanej $\rho^{(g-1)}$, wariancji ustalonej w taki sposób, aby średnie prawdopodobieństwo akceptacji kandydata wyniosło od 0,2 do 0,4, a dolna i górna granica przyjmują wartości jak w rozkładzie *a priori* dla ρ .

Powyższy schemat próbkowania (próbki Gibbsa) zastosowano 10000 razy, z czego pierwsze 2000 odrzucono jako *burn-in*. W każdej z powyższych iteracji, w kroku 6 zastosowano też 10000 powtórzeń w algorytmie Metropolis-Hastingsa, i również odrzucono pierwsze 2000.

3. Wyniki empiryczne

W tabeli 1 oraz na rysunku 1 zawarto informacje o rozkładach *a posteriori* parametrów m_1 oraz m_0 . Powyższe parametry można zinterpretować jako systematyczny składnik rentowności specyficzny dla danego województwa w fazie, odpowiednio, ekspansji albo recesji, tj. oczyszczony z bieżących czynników losowych w danym województwie (ϵ_t) oraz wpływu rentowności w innych województwach ($W_{y,t}$). Przeciętna różnica między $m_{1,n}$ a $m_{0,n}$ wynosi 1,6 p.p., osiągając najwyższe wartości w województwach łódzkim i opolskim (ponad 4 p.p.), a najniższą w małopolskim (mniej niż 0,5 p.p.). Województwo łódzkie charakteryzuje się najniższymi rentownościami w fazie recesji, a opolskie – najwyższymi w fazie ekspansji i to tym dwóm regionom należy przypisać najwyższą amplitudę cykliczną rentowności. Dodatkowo należy zauważyć wyraźne rozgraniczenie masy prawdopodobieństwa *a posteriori* obu parametrów (przy mniejszych różnicach w średnich *a posteriori*) w województwach: lubelskim, świętokrzyskim, dolnośląskim, śląskim i zachodniopomorskim. W pozostałych województwach 95-procentowe przedziały ufności HPDI pokrywają się w znacznym stopniu, co oznacza, że nie da się wyraźnie wyróżnić faz ekspansji i recesji w tych regionach.

Tabela 1. Średnie *a posteriori*, odchylenia standardowe oraz 95% HPDI dla parametrów m_0 i m_1

	m_0 (<i>a posteriori</i>)				m_1 (<i>a posteriori</i>)			
	średnia	S.D.	HPDI 95%		średnia	S.D.	HPDI 95%	
Małopolskie	2,89	0,48	1,71	3,67	3,26	0,34	2,61	3,83
Śląskie	1,99	0,43	1,38	3,27	3,03	0,39	2,04	3,70
Wielkopolskie	2,7	1,03	0,39	4,13	3,51	0,40	2,95	4,36
Zachodniopomorskie	2,36	0,58	1,62	3,59	2,99	0,55	1,82	3,71
Lubuskie	2,32	0,62	1,00	3,62	3,41	0,62	2,30	4,92
Podkarpackie	2,59	0,72	0,69	4,00	3,31	0,68	2,40	4,85
Podlaskie	1,39	0,42	0,75	2,44	2,74	1,32	1,09	5,60
Mazowieckie	2,15	0,41	1,47	3,10	2,89	0,45	1,98	3,79
Dolnośląskie	3,31	0,74	1,62	4,88	5,76	0,59	4,22	6,68
Opolskie	2,27	0,32	1,64	2,91	6,53	0,50	5,49	7,45
Kujawsko-pomorskie	2,55	0,59	1,11	3,63	3,25	0,39	2,34	3,88
Warmińsko-mazurskie	2,2	0,55	0,94	3,22	2,76	0,63	1,85	4,73
Pomorskie	2,28	0,65	0,74	3,39	2,97	0,48	2,10	4,30
Łódzkie	-0,09	0,77	-1,45	1,60	4,9	0,31	4,30	5,49
Świętokrzyskie	2,28	0,57	1,46	4,22	4,7	0,66	2,58	5,78
Lubelskie	3,17	0,37	2,41	3,84	5,26	0,28	4,67	5,80

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2. Średnie *a posteriori*, odchylenia standardowe oraz 95% HPDI dla parametrów p_{00} , p_{11} oraz σ

	p_{00} (<i>a posteriori</i>)				p_{11} (<i>a posteriori</i>)				σ (<i>a posteriori</i>)			
	średnia	S.D.	HPDI 95%		średnia	S.D.	HPDI 95%		średnia	S.D.	HPDI 95%	
Małopolskie	0,83	0,10	0,61	0,97	0,91	0,08	0,71	1,00	0,06	0,03	0,03	0,14
Śląskie	0,8	0,11	0,56	0,97	0,85	0,10	0,61	0,98	0,16	0,08	0,06	0,39
Wielkopolskie	0,8	0,12	0,52	0,97	0,91	0,08	0,68	1,00	0,08	0,04	0,03	0,17
Zachodniopomorskie	0,83	0,10	0,60	0,97	0,91	0,07	0,72	1,00	0,13	0,06	0,06	0,27
Lubuskie	0,8	0,12	0,52	0,97	0,85	0,11	0,58	0,99	0,39	0,20	0,14	0,89
Podkarpackie	0,81	0,12	0,53	0,97	0,87	0,11	0,60	1,00	0,14	0,07	0,05	0,31
Podlaskie	0,85	0,11	0,58	0,98	0,87	0,10	0,62	1,00	0,14	0,07	0,04	0,31

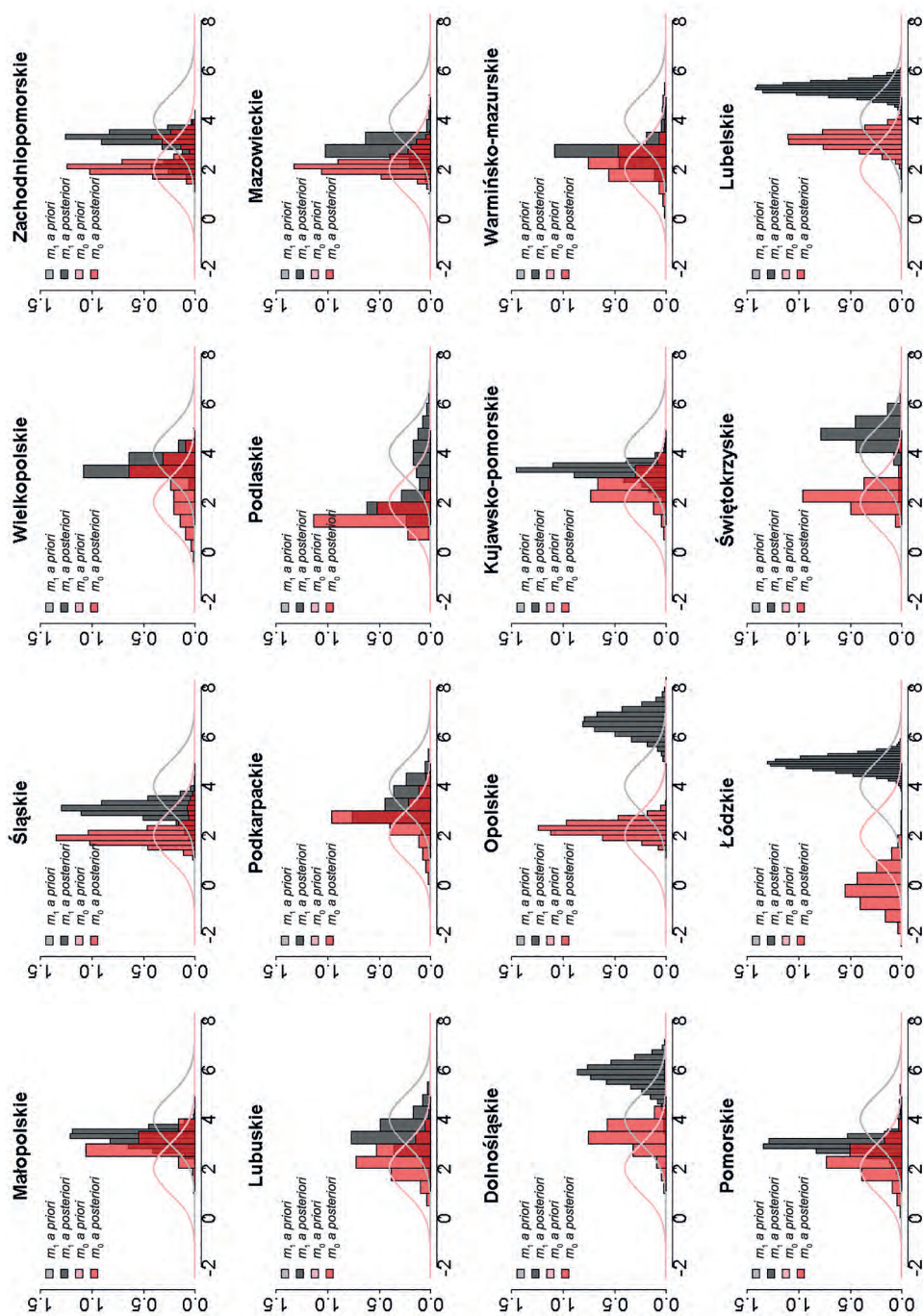
cd. tabeli 2

	p_{00} (<i>a posteriori</i>)				p_{11} (<i>a posteriori</i>)				σ (<i>a posteriori</i>)			
	średnia	S.D.	HPDI 95%		średnia	S.D.	HPDI 95%		średnia	S.D.	HPDI 95%	
Mazowieckie	0,8	0,11	0,55	0,96	0,86	0,09	0,64	0,99	0,12	0,07	0,05	0,30
Dolnośląskie	0,85	0,10	0,62	0,98	0,88	0,08	0,69	0,99	0,93	0,49	0,39	2,22
Opolskie	0,89	0,07	0,72	0,99	0,85	0,10	0,62	0,98	0,68	0,30	0,32	1,44
Kujawsko-pomorskie	0,79	0,12	0,52	0,97	0,92	0,08	0,71	1,00	0,16	0,08	0,06	0,36
Warmińsko-mazurskie	0,76	0,13	0,47	0,97	0,85	0,11	0,60	0,99	0,1	0,06	0,03	0,25
Pomorskie	0,76	0,13	0,46	0,96	0,89	0,09	0,66	1,00	0,13	0,07	0,04	0,31
Łódzkie	0,73	0,13	0,44	0,94	0,9	0,06	0,74	0,99	0,78	0,38	0,35	1,71
Świętokrzyskie	0,87	0,08	0,67	0,98	0,86	0,09	0,63	0,99	0,72	0,31	0,34	1,52
Lubelskie	0,79	0,10	0,55	0,95	0,94	0,06	0,79	1,00	0,34	0,15	0,16	0,74

Źródło: opracowanie własne.

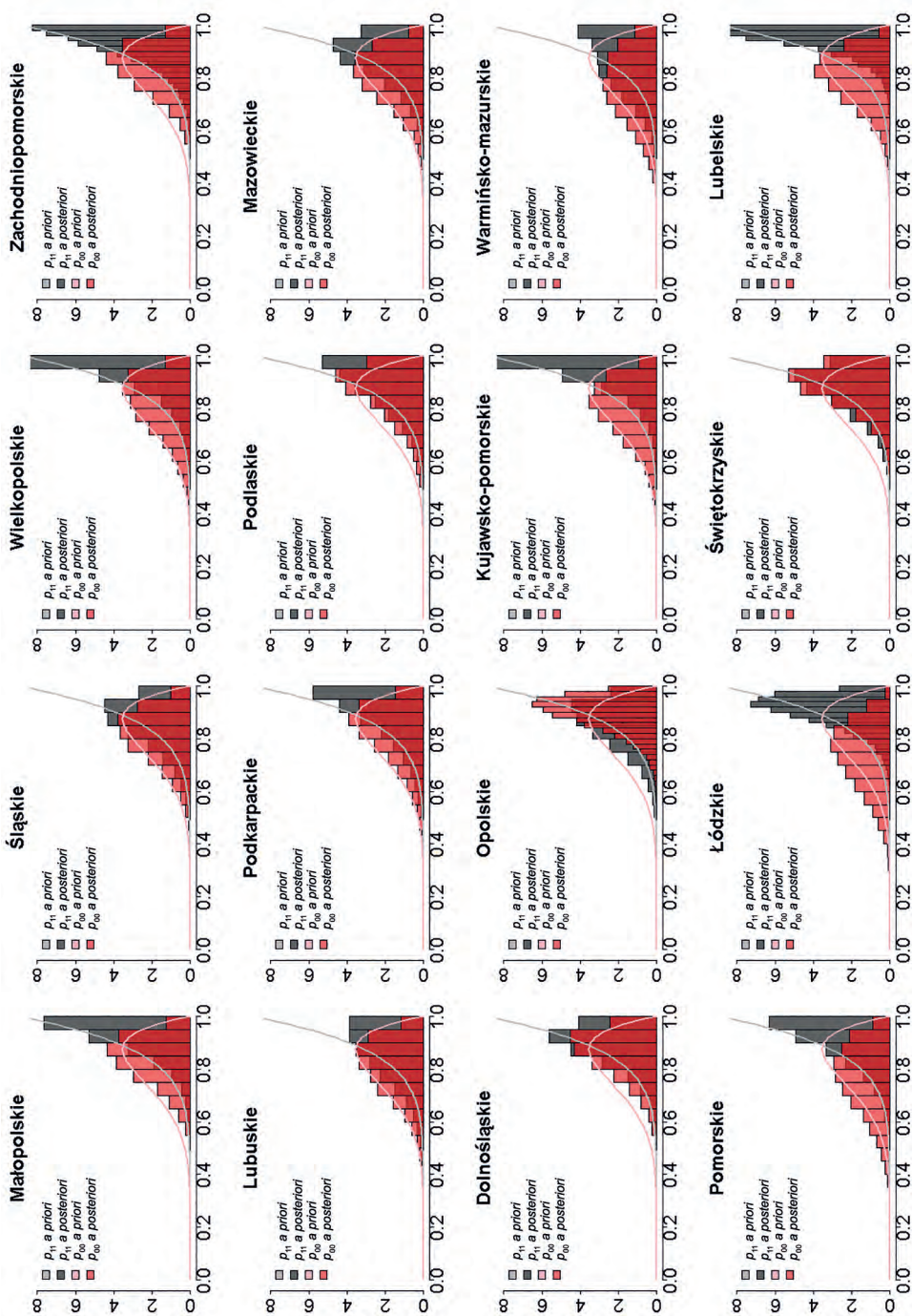
Ze średniej *a posteriori* prawdopodobieństw pozostania w fazie ekspansji i recesji wynika, że najdłuższa część próby została przypisana fazie ekspansji w przypadku województw lubelskiego (78%), łódzkiego (73%) i kujawsko-pomorskiego (72%), a najkrótsza dla województwa opolskiego (42%). W świetle omówionych wcześniej wyników dla m_1 oraz m_0 , największe znaczenie ekonomiczne należy tu przydać prawdopodobieństwom dla województw łódzkiego i opolskiego, gdzie cykliczne wahania rentowności okazały się najbardziej wyraziste.

Z perspektywy decydentów polityki gospodarczej kluczowe znaczenie ma synchronizacja cyklicznych wahań rentowności, gdyż heterogeniczność cykli wskazuje na konieczność prowadzenia odpowiednich polityk antycyklicznych na poziomach regionalnych, co w tym przypadku mogłoby np. oznaczać odmienne zasady przyznawania przywilejów w zakresie podatku CIT w różnych lokalizacjach (takich jak do niedawna w przypadku specjalnych stref ekonomicznych).

Rysunek 1. Rozkłady *a priori* i *a posteriori* parametrów m_0 i m_1 dla poszczególnych województw

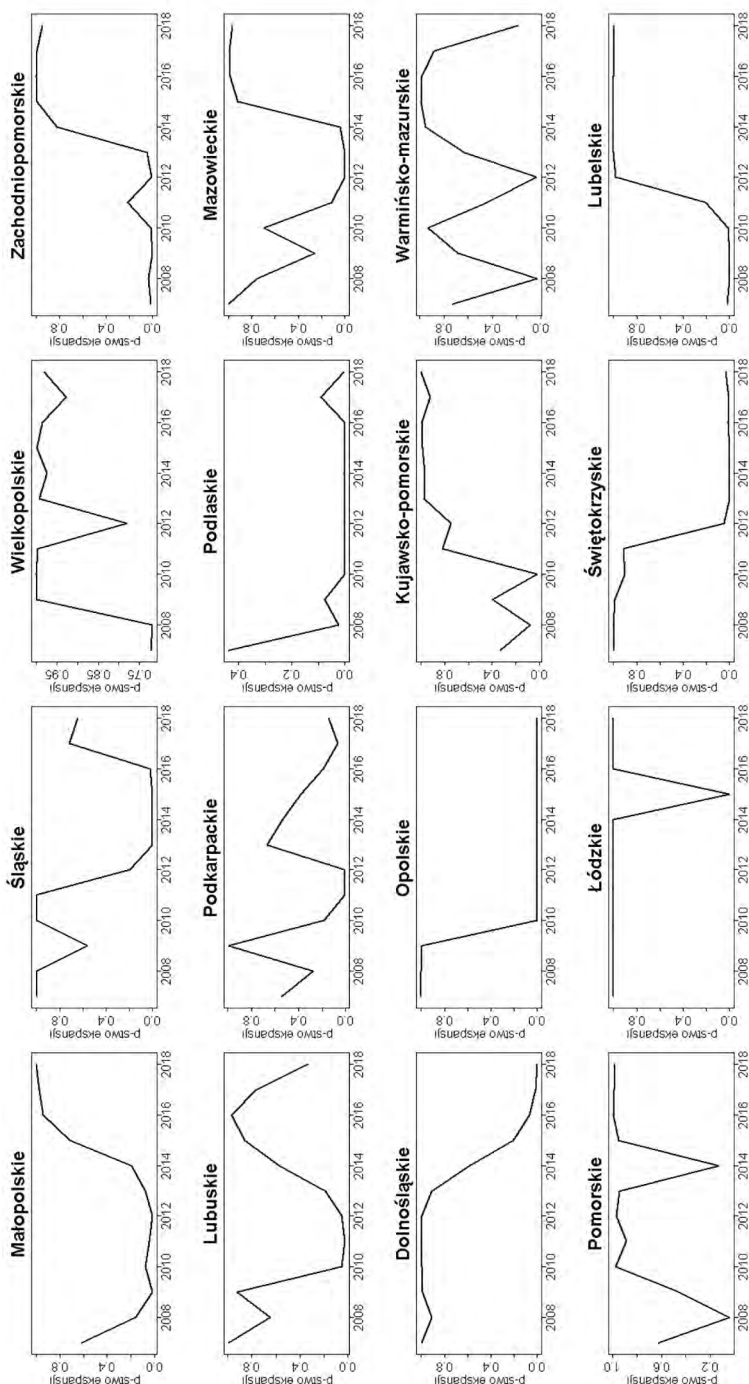
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 2. Rozkłady *a priori* i *a posteriori* parametrów p_{11} i p_{00} dla poszczególnych województw



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 3. Prawdopodobieństwa ekspansji dla poszczególnych województw i w poszczególnych latach obliczone przy średnich *a posteriori* poszczególnych parametrów



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 4 przedstawia prawdopodobieństwa pozostawania w fazie ekspansji, obliczone za pomocą filtru Hamiltona przy założeniu, że parametry przyjmują wartości średnie w rozkładzie *a posteriori*. Należy zaznaczyć, że nałożenie filtru przestrzennego – równanie (1) i analiza wynikających z niego prawdopodobieństw (rysunek 4) pozwala na ocenę synchronizacji autonomicznych cykli poszczególnych województw, odseparowanych od efektów wzajemnych oddziaływań przestrzennych. Z tej perspektywy należy uznać, że stopień desynchronizacji rentowności między województwami jest znaczny. Powyższy wynik jest spójny z wynikiem uzyskanym przez Owyanga i in. (2005) w analizie produkcji w poszczególnych stanach w USA.

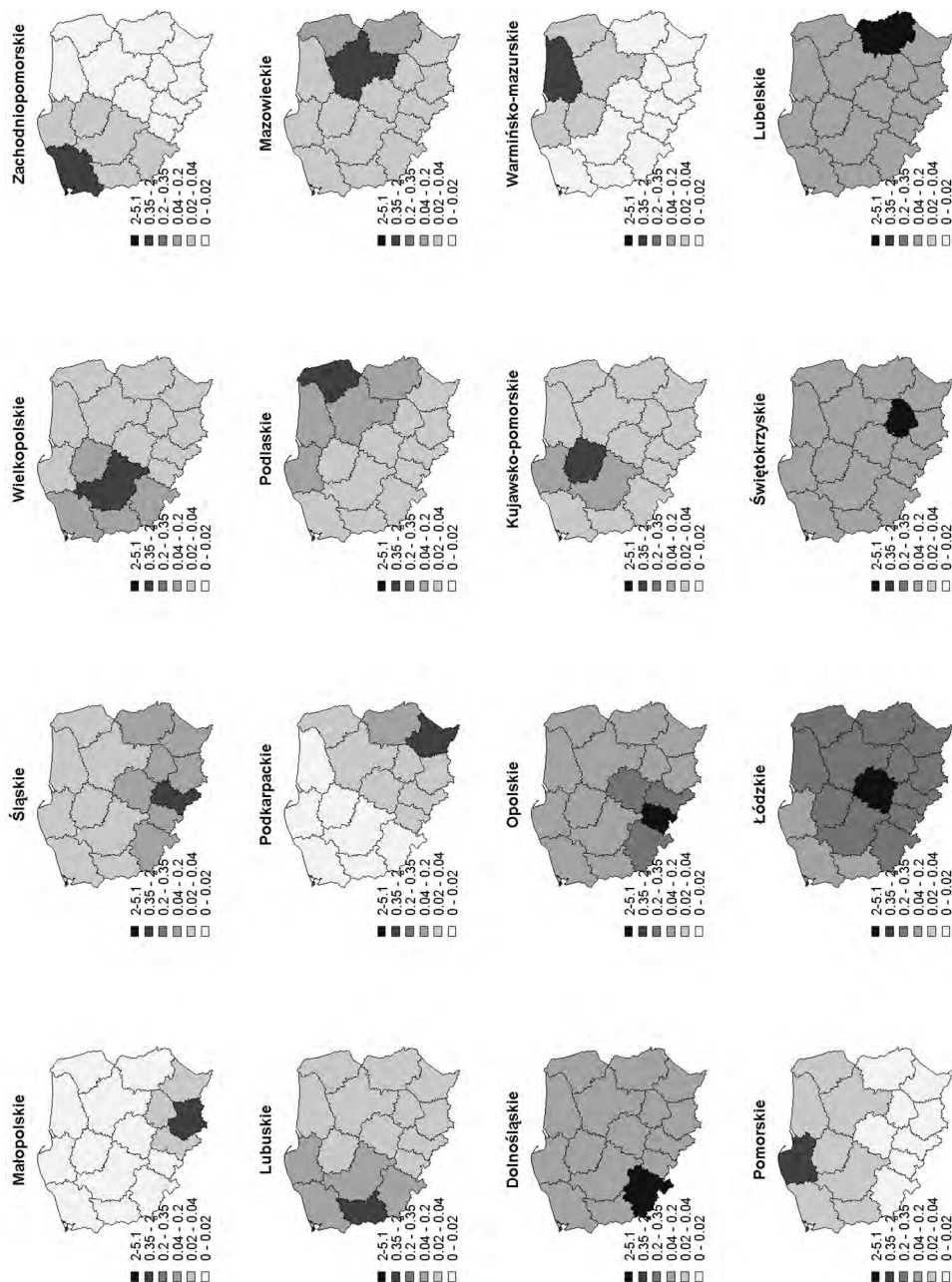
Drugim z systematycznych komponentów rentowności w każdym z województw jest oddziaływanie rentowności z pozostałych województw. Średnia *a posteriori* dla parametru autoregresji przestrzennej wynosi 0,365 (95% HPDI: 0,290–0,439), co oznacza, że w przypadku egzogenicznego wzrostu rentowności we wszystkich pozostałych województwach o 1 p.p., rentowność przedsiębiorstw z danego województwa wzrosłaby średnio o 0,365 p.p. w ramach efektów pierwszego rzędu.

Rysunek 4. Rozkład *a priori* i *a posteriori* parametru ρ dla Polski



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 5. Wpływ przejścia danego województwa z fazy ekspansji na rentowności przedsiębiorstw w innych województwach (nazwa województwa oznacza miejsce wystąpienia impulsu)



Źródło: opracowanie własne.

Blizszą intuicji i rzeczywistości interpretację zamieszczono na rysunku 5, gdzie zaznaczono efekty przestrzenne związane z przejściem danego województwa z fazy ekspansji do fazy recesji. Uwzględniono przy tym zarówno oszacowanie parametru ρ , jak i fakt, że takie przejście oznacza różną skalę impulsu w przypadku różnych województw (por. tabela 1) oraz odmienne schematy powiązań poszczególnych województw, wynikające z macierzy W . Poszczególne mapy na rysunku 5 mają wspólną legendę. Jak wynika z map, przejście rentowności przedsiębiorstw w województwie łódzkim z reżimu recesji do ekspansji ma stosunkowo silny wpływ w praktycznie wszystkich województwach, podobnie jak w przypadku województwa opolskiego, a w dalszej kolejności województw lubelskiego, świętokrzyskiego i dolnośląskiego. Z kolei zmiana reżimu w województwach małopolskim, zachodniopomorskim czy podkarpackim ma ograniczony zasięg oddziaływania.

4. Podsumowanie i kierunki dalszych badań

W niniejszym badaniu zastosowano przestrzenną wersję modelu przełącznikowego z dwoma stanami do określenia prawdopodobieństw znajdowania się poszczególnych województw w Polsce w fazie recesji i ekspansji. Wzięto przy tym pod uwagę wskaźnik rentowności sprzedaży przedsiębiorstw, stosunkowo rzadko analizowany w analizach koniunktury za pomocą modeli przełącznikowych. Analizę przeprowadzono za pomocą metod bayesowskich i wykazała ona zarówno istnienie przestrzennych interakcji między rentownościami przedsiębiorstw w poszczególnych województwach, jak i znaczny stopień heterogeniczności autonomicznego składnika cykli.

Można wskazać kilka kierunków prowadzenia dalszych badań w tym obszarze. Po pierwsze, poszczególne województwa różnią się oczywiście strukturą sektora przedsiębiorstw pod względem klasyfikacji działalności (NACE/PKD). Powtórzenie niniejszej analizy dla rentowności w danym sektorze mogłoby przynieść wnioski o większym stopniu homogeniczności między województwami,

co wskazywałoby, że to właśnie kompozycja sektorowa jest źródłem przestrzennej heterogeniczności.

Po drugie, jak wykazuje Kondo (2015) dla regionalnych danych z Meksyku o wartości wskaźnika zbliżonego do PKB, specyfikacja (1) okazuje się lepiej dopasowana do danych od konkurencyjnych specyfikacji, w tym specyfikacji dynamicznej. Nie musi jednak tak być dla Polski, przy czym szczególnie interesujące wydaje się rozważenie przestrzennego modelu dynamicznego i jego zastosowanie do symulacji w horyzoncie wielu okresów.

Po trzecie, w niniejszej pracy zastosowano model o dwóch stanach. To założenie można oczywiście uchylić.

Po czwarte, warto zestawzić analizę cyklicznego zachowania rentowności przedsiębiorstw z typową miarą analizowaną w ramach badań koniunktury (np. wartością dodaną brutto), bądź to w ramach dwóch modeli typu (1) dla dwóch różnych zmiennych, bądź – co wydaje się atrakcyjniejsze poznawczo – w ramach jednego, spójnego modelu statystycznego.

Podziękowania

Niniejszy artykuł został przygotowany na konferencję poświęconą dorobkowi naukowemu prof. dr hab. Marii Podgórskiej oraz prof. dr. hab. Marka Gruszczyńskiego (Warszawa, 8–9.10.2020 r.).

Pragnę podziękować Obojgu Profesorom za nieustające wsparcie i bezcenne inspiracje podczas całej mojej drogi naukowej.

Bibliografia

- Anselin L., Florax R. (1994). *Small Sample Properties of Tests for Spatial Dependence in Regression Models: Some Further Results*, Regional Res. Inst. Research Paper; no. 9414.
- Chib S. (2001). *Markov Chain Monte Carlo Methods: Computation and Inference*, „Handbook of Econometrics”, vol. 5, chapter 57, s. 3569–3649.

- Drozdowicz-Bieć M. (2008). *Regionalne cykle koniunkturalne. Doświadczenia światowe – implikacje dla Polski*, „Barometr Regionalny”, nr 3(13), s. 5–15.
- Gruszczyński M. (2002). *Kondycja finansowa przedsiębiorstw. Prognozy ekonometryczne*, w: *Zarządzanie finansami. Klasyczne zasady – nowoczesna narzędzia*, D. Zarzecki (red.), Uniwersytet Szczeciński, Szczecin, s. 101–111.
- Kim Ch.-J., Nelson Ch.R. (1998). *Business Cycle Turning Points, a New Coincident Index, and Tests of Duration Dependence Based on a Dynamic Factor Model with Regime Switching*, „Review of Economics and Statistics”, vol. 80(2), s. 188–201.
- Kim Ch.-J., Nelson Ch.R. (1999). *Has the U.S. Economy Become More Stable? A Bayesian Approach Based on a Markov-Switching Model of the Business Cycle*, „Review of Economics and Statistics”, vol. 81(4), s. 608–616.
- Kim Ch.-J., Nelson Ch.R. (1999a). *State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Kondo K. (2015). *Spatial Dependence in Regional Business Cycles: Evidence from Mexican States*, „Discussion Paper Series Kobe University”, DP2015–27.
- Owyang M., Piger J., Wall H. (2005). *Business Cycle Phases in U.S. States*, „Review of Economics and Statistics”, vol. 87(4), s. 604–616.
- Podgórska M., Śliwka P., Topolewski M., Wrzosek M. (2002). *Łańcuchy Markowa w teorii i w zastosowaniach*, Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Warżała R. (2016). *Cykle koniunkturalne w polskich regionach. Studium teoretyczno-empiryczne*, Olsztyn: Uniwersytet Warmińsko-Mazurski.

Źródła internetowe

- GUS, dane o wskaźniku rentowności sprzedaży przedsiębiorstw w BDL, <https://bdl.stat.gov.pl/BDL/metadane/cechy/2695? back=True> [dostęp: 20.12.2019].
- Eurostat, mapy w formacie SHP, <https://ec.europa.eu/eurostat/web/gisco/geodata/reference-data/administrative-units-statistical-units/nuts> [dostęp: 20.12.2019].

Rozdział 9

CZY OBECNOŚĆ KOBIET W ORGANACH STATUTOWYCH MA WPŁYW NA WYNIKI FINANSOWE DUŻYCH SPÓŁEK PUBLICZNYCH W POLSCE?

1. Wstęp

Spółeczna pozycja kobiet ulega istotnym zmianom od niemal stu lat. W szczególności przemiany te dotyczą sytuacji na rynku pracy, czego konsekwencją stał się znaczny wzrost aktywności zawodowej kobiet. Według Eurostatu¹ wskaźnik zatrudnienia kobiet w 2018 roku w Polsce wyniósł 65%, co stanowiło 96,4% średniej wyznaczonej dla 28 krajów Unii Europejskiej. Dla porównania, najwyższą wartość wskaźnika zatrudnienia odnotowano w Szwecji (80,2%), a najniższą w Grecji (49,1%).

¹ Dotyczy to kobiet w wieku 20–64 lata, <https://ec.europa.eu/eurostat> [dostęp: 01.02.2020].

Warto zauważyć, że poziom wykształcenia kobiet ma istotny wpływ na ich decyzję o podjęciu pracy zarobkowej. W 2018 roku w krajach Unii Europejskiej pracowało aż 84,5% kobiet z wyższym wykształceniem (tj. na poziomie ISCED 5–8), 73,4% kobiet legitymujących się wykształceniem średnim (tj. na poziomie ISCED 3–4) oraz 56,1% pań z wykształceniem na poziomie ISCED 0–2. W Polsce te proporcje były podobne, tj. 87,6% kobiet najlepiej wykształconych, 68,7% z wykształceniem ISCED 3–4 oraz 42% najslabiej wykształconych. Kobiety z wykształceniem ISCED 5–8 wykazują największą aktywność zawodową na Malcie (90,7%), Litwie (90,6%), a najmniejszą w Grecji (73,3%). Greczynki ze średnim wykształceniem również rzadziej są aktywne zawodowe niż mieszkanki pozostałych państw UE, bo jedynie 55,5% z nich pracuje zarobkowo².

Rozpatrując aktywność ekonomiczną kobiet, istotnym jest stwierdzenie powszechnie występującej segregacji sektorowej, która polega na feminizacji niektórych zawodów i sektorów gospodarki. Potwierdzają to dane statystyczne. W 2012 roku kobiety były zatrudnione głównie w usługach (88,2%) w UE28 i 72,4% w Polsce, a w przemyśle odpowiednio 10,9% i 16,2% i w rolnictwie 0,7% oraz 11,3%. Najwięcej kobiet zatrudnionych w usługach odnotowano w Luksemburgu (93,3), w przemyśle w Hiszpanii (25,2%) oraz w rumuńskim rolnictwie (27,5%).

Niezaprzeczalnym faktem jest, że coraz więcej kobiet kończy studia wyższe. Jednakże ich dostęp do wyższych stanowisk jest wciąż ograniczony, co w literaturze przedmiotu określane jest mianem szklanego sufitu i ruchomych schodów. Pierwsze określenie oznacza niewidzialną barierę utrudniającą (lub wręcz uniemożliwiającą) kobietom dojście do wysokich stanowisk w polityce, nauce czy gospodarce. Natomiast drugie oznacza uprzywilejowaną sytuację mężczyzn pracujących w zawodach tradycyjnie uważanych za kobiece, pozwalającą na łatwiejszy awans na wyższe stanowiska. W celu zniesienia barier w dostępie kobiet do stanowisk kierowniczych, podejmowane są różne inicjatywy.

² Podano wartości wskaźnika zatrudnienia, <https://ec.europa.eu/eurostat> [dostęp: 01.02.2020].

Najbardziej spektakularną z nich wydaje się propozycja Komisji Europejskiej dotycząca ustanowienia parytetu płci w zarządach i radach nadzorczych spółek publicznych, tak aby do 2020 roku kobiety stanowiły w nich 40% członków³.

W literaturze przedmiotu wymienia się wiele argumentów przemawiających za zwiększonym udziałem kobiet w organach kierowniczych, które dzieli się na społeczne i ekonomiczne (Campbell, Minguez-Vera, 2010; Bohdanowicz, 2010). Do tych pierwszych zalicza się twierdzenie, że nie można dyskryminować członków organów statutowych ze względu na płeć. Zwraca się również uwagę na to, że grupy zdywersyfikowane charakteryzują się szerszym wykształceniem i większą kreatywnością. Podnoszone argumenty ekonomiczne to poprawa wyników finansowych spółek wraz ze zwiększeniem się reprezentacji kobiet w ich organach kierowniczych (Catalyst, 2004; Campbell, Minguez-Vera, 2008; Carter, Wagner, 2011; Bear, Rahman, Post, 2010; Lisowska, Zachorowska, Sznajder, Grabowska, 2014, s. 4, 21–29 oraz Bohdanowicz, 2011). Jednakże część badań empirycznych przeczy tej tezie (Adams, Ferreira, 2009; Lee, James, 2007; Adams, Gupta, Leeth, 2009; Ahern, Dittmar, 2012) lub wskazuje na brak istotnych relacji między tymi zjawiskami (Rose, 2007; Farrel, Hersch, 2005; Wang, Clift, 2009; Kompa, Mentel, Witkowska, 2016; Kompa, 2018, 2019; Kompa, Witkowska, 2017, 2018 oraz Witkowska, Kompa, Wiśniewski, 2019, s. 190–206).

Celem prowadzonych analiz jest zbadanie występowania zależności między udziałem kobiet w zarządach i radach nadzorczych a wynikami finansowymi wybranych spółek, notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Badania dotyczą dużych spółek w latach 2010–2015 i realizowane są w trzech etapach, w których określimy frakcje kobiet w organach

³ Regulacje te mają dotyczyć jedynie dużych przedsiębiorstw, ale za niezastosowanie się do przepisów mają grozić wysokie grzywny, http://europa.eu/rapid/press-release_IP-12-1205_pl.htm [dostęp: 07.06.2017]. Warto zauważyć, że idea ta nie jest powszechnie popierana w Europie, np. nie została uchwalona w Szwecji (Radwan, 2010), a sam pomysł jest poddawany krytyce m.in. wskazując, że narzucanie parytetu i zwiększanie reprezentacji kobiet we władzach spółek może być sprzeczne z interesami właścicieli, a także może stanowić przejaw dyskryminacji mężczyzn (Oplustil, 2011, s. 10–11). Jednakże parytety płci ustanowiono m.in. w Norwegii, Szwajcarii, Belgii, Niemczech i Francji.

statutowych analizowanych spółek publicznych, przeprowadzimy syntetyczną ocenę ich wyników finansowych i sprawdzimy, czy między oboma zjawiskami występuje zależność korelacyjna.

2. Aktywność zawodowa kobiet w Polsce

Analizując strukturę demograficzną w Polsce, należy zauważyć, że 52% mieszkańców to kobiety, co jest związane z faktem, że mężczyźni średnio żyją o kilka lat krócej. W roku 2010 w Polsce aktywnych zawodowo było 17,1 mln osób, a w 2015 liczba ta wzrosła do 17,4 mln, natomiast w 2017 roku obserwuje się spadek liczby zatrudnionych, mimo że stopa bezrobocia spadła z 12,4% w 2010 roku do 6,6% w 2017 roku (GUS, 2019, s. 91). W badanym okresie stosunek liczby aktywnych zawodowo kobiet i mężczyzn prawie nie zmieniał się i kobiety stanowiły 45% wszystkich zatrudnionych.

W IV kwartale 2017 roku pracowało w Polsce 16,4 mln osób, w tym 7,3 mln kobiet (44,6% ogółu pracujących). Przy czym 3,5% pracujących kobiet pomagało bezpłatnie członkom rodzin, podczas gdy dla mężczyzn odsetek ten wyniósł 1,5%. Mężczyźni przede wszystkim pracowali na własny rachunek (22,3%) lub jako pracownicy najemni w sektorze prywatnym (59,1%). Natomiast kobiet zatrudnionych w sektorze publicznym było 33,2%, w sektorze prywatnym 50,9%, a pracujących na własny rachunek 12,4%. Przy czym kobiety częściej pracują w sektorze publicznym (65,3%) niż mężczyźni. Najwięcej mężczyzn (25,6%) pracowało w przetwórstwie przemysłowym i stanowili oni 68,7% zatrudnionych w tej sekcji. Natomiast najwięcej kobiet (17,6%) zatrudniała sekcja uwzględniająca handel, co stanowiło 55,3% pracujących. Najbardziej sfeminizowanymi były: opieka zdrowotna i pomoc społeczna oraz edukacja, w których pracuje 24,7% kobiet, co stanowi 80,3% ogółu pracowników w tych sekcjach (GUS, 2019, s. 48)⁴.

⁴ W III kwartale 2019 r. odnotowano wzrost zatrudnienia do 16,6 mln, w tym 7,7 mln kobiet, które stanowiły 44,7% ogółu zatrudnionych, <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/>

Tabela 1. Wskaźnik zatrudnienia w Polsce w latach 2010–2015 i 2019 z podziałem na grupy wiekowe i płeć

Wiek	Rok	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2019 IIIQ
15–24	Ogółem	26,4	24,9	24,7	24,2	25,8	26,0	32,8
	Mężczyźni	30,5	29,6	29,3	28,6	30,0	30,5	37,3
	Kobiety	22,1	20,0	19,9	19,5	21,3	21,3	28,1
25–54	Ogółem	77,2	77,3	77,2	77,0	78,4	79,5	83,3
	Mężczyźni	82,5	83,0	82,9	82,7	83,9	84,9	89,4
	Kobiety	71,7	71,5	71,4	71,2	72,7	73,9	77,0
55–64	Ogółem	34,1	36,9	38,7	40,6	42,5	44,3	50,5
	Mężczyźni	45,2	47,8	49,3	51,3	53,1	54,1	62,6
	Kobiety	24,2	27,2	29,2	31,0	32,9	35,5	39,5

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Tabela 2. Wskaźniki aktywności zawodowej w Polsce w latach 2010–2019 z podziałem na płeć oraz miejsce zamieszkania

Rok	Miasto			Wieś		
	Ogółem	Kobiety	Mężczyźni	Ogółem	Kobiety	Mężczyźni
2010	49,7	43,4	56,9	50,4	41,8	59,1
2011	50,1	43,5	57,5	50,4	41,6	59,4
2012	50,1	43,7	57,5	50,4	41,5	59,4
2013	50,1	43,7	57,4	50,3	41,3	59,4
2014	51,4	44,8	58,8	50,9	42,2	59,8
2015	52,2	45,9	59,4	51,6	42,7	60,6
2019 III Q	56,5	49,2	64,9	56,9	47,5	66,6

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Miernikiem określającym odsetek ludności (w wieku od 15–64 lata) pracującej zawodowo jest wskaźnik zatrudnienia. Jak wynika z danych przedstawionych w tabeli 1, zatrudnienie w kolejnych latach wykazywało tendencję

rynek-pracy/pracujacy-bezrobotni-bierni-zawodowo-wg-bael/aktywnosc-ekonomiczna-ludnosci-polski-iii-kwartal-2019-roku,4,35.html [dostęp: 5.02.2020].

rosnącą. Największą aktywnością zawodową charakteryzują się osoby w wieku 25–54 lata, natomiast najmniej aktywni są najmłodsi (tj. 15–24 lata) mieszkańcy Polski. We wszystkich badanych latach wskaźnik zatrudnienia kobiet był niższy od wskaźnika zatrudnienia mężczyzn. Najniższe różnice w wartościach wskaźników obserwuje się w najmłodszej grupie wiekowej (8,4%–9,6%), w grupie drugiej zróżnicowanie to jest nieco wyższe (od 10,8% w 2010 do 12,4% w 2019), a grupa najstarszych pracowników jest najbardziej zróżnicowana (18,6%–23,1%).

Biorąc pod uwagę miejsce zamieszkania (tabela 2), zauważa się, że więcej kobiet pracuje w miastach niż na wsiach, a dla mężczyzn zachodzi zależność odwrotna. Widoczne jest znaczne zróżnicowanie w poziomie zatrudnienia w poszczególnych sektorach gospodarki (tabela 3), bowiem najwięcej osób pracuje w usługach (57–58% ogółu zatrudnionych w tych trzech sektorach), a najmniej w rolnictwie (12–13%). Przy czym liczba kobiet zatrudnionych w usługach jest o wiele wyższa od liczby mężczyzn, stanowią one bowiem 56–57% zatrudnionych w tym sektorze. Generalnie 71–73% wszystkich kobiet zatrudnionych w tych trzech sektorach pracuje w usługach (w rolnictwie jest ich 10–13%, a w przemyśle 16%). Jak zatem widać, w pozostałych dwóch sektorach proporcja jest odwrotna, tzn. pracujących w tych działach mężczyzn jest znacznie więcej niż kobiet. Warto odnotować, że struktura zatrudnienia nie ulega istotnym zmianom w czasie, co potwierdza istnienie segregacji zawodowej i branżowej⁵.

Wzrost liczby aktywnych zawodowo kobiet nie przekłada się bezpośrednio na zmianę ich pozycji zawodowej, bowiem obejmują one głównie stanowiska urzędnicze, a także w usługach hotelarskich i gastronomicznych, służbie zdrowia i edukacji. Zjawiska tego nie można wytłumaczyć niższym wykształceniem kobiet, bowiem przez cały badany okres ponad 63% wszystkich absolwentów wyższych uczelni to kobiety (tabela 4).

⁵ Wskaźnik segregacji zawodowej oblicza się jako średnią różnicę w udziale obu płci wśród aplikujących do pracy w poszczególnych zawodach, odniesioną do liczby zatrudnionych ogółem (klasyfikacja ISCO), a segregacja sektorowa jest określana dla poszczególnych sektorów. W Polsce obserwuje się segregację zawodową (25,5) oraz branżową (19,4), por. Kupczyk, 2009.

Tabela 3. Liczba zatrudnionych w wyróżnionych sektorach gospodarki polskiej z podziałem na płeć (w tys. osób)

Sektory gospodarki		2010	2011	2012	2013	2014	2015
Rolnictwo	Mężczyźni	1144	1162	1148	1110	1094	1104
	Kobiety	875	846	813	757	726	746
	Ogółem	2019	2008	1961	1867	1820	1850
Przemysł	Mężczyźni	3575	3633	3625	3638	3670	3711
	Kobiety	1110	1139	1115	1114	1166	1185
	Ogółem	4685	4772	4740	4752	4836	4896
Usługi	Mężczyźni	3842	3850	3874	3888	3995	4022
	Kobiety	4916	4927	5009	5052	5183	5267
	Ogółem	8758	8777	8883	8940	9178	9289
Razem	Mężczyźni	8561	8645	8647	8636	8759	8837
	Kobiety	6901	6912	6937	6923	7075	7198
	Ogółem	15 462	15 557	15 584	15 559	15 834	16 035

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Tabela 4. Absolwenci wyższych uczelni publicznych i niepublicznych z podziałem na płeć

Rok	Ogółem	Mężczyźni	Kobiety	Udział kobiet (w %)
2010	474 552	162 541	312 011	65,75
2011	492 646	168 234	324 412	65,85
2012	484 999	168 162	316 837	65,33
2013	454 986	157 152	297 834	65,46
2014	424 317	148 378	275 939	65,03
2015	394 987	139 055	255 932	64,80
2019	327 714	119 799	207 915	63,44

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Biorąc pod uwagę kierunki studiów, w jakich kształcą się kobiety (tabela 5), zauważa się, że w badanym okresie kobiety w większości kończyły ekonomię i administrację, pedagogikę, nauki społeczne i humanistyczne oraz medycynę. Natomiast najmniej absolwentek studiowało weterynarię i usługi transportowe,

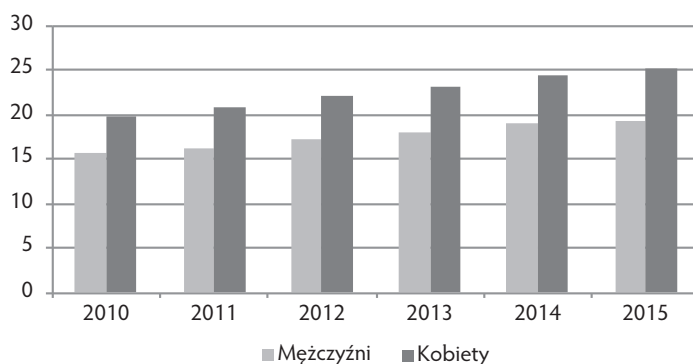
a także informatykę, opiekę społeczną, ochronę i bezpieczeństwo oraz rolnictwo, leśnictwo i rybactwo. Ukończone kierunki studiów determinują zawody, w jakich podejmowana jest później praca zarobkowa, co prowadzi do feminizacji niektórych z nich.

Tabela 5. Liczba absolwentek uczelni według kierunków studiów w latach 2010–2014

Kierunki studiów	Liczba	Kierunki studiów	Liczba
Pedagogiczne	269 589	Biologia	33 870
Humanistyczne	130 094	Weterynaria	2257
Artystyczne	23 748	Usługi dla ludności	65 795
Społeczne	198 482	Ochrona środowiska	16 148
Prawo	25 667	Usługi transportowe	3246
Medycyna	153 571	Ochrona i bezpieczeństwo	13 903
Rolnictwo, leśnictwo i rybactwo	19 842	Ekonomia i administracja	391 171
Dziennikarstwo i informacja	21 021	Architektura i budownictwo	33 737
Matematyka i statystyka	14 324	Fizyka	23 625
Informatyka	8482	Inżynierijno-techniczny	34 555
Opieka społeczna	8265	Produkcja i przetwórstwo	35 641

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Rysunek 1. Aktywność zawodowa absolwentów uczelni wyższych



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Z rysunku 1 wynika, że coraz więcej osób kończących studia na wyższych uczelniach podejmuje pracę. Przy czym większą procentowo część wykształconych osób pracujących zawodowo stanowią kobiety – w 2010 roku 19,7% wykształconych kobiet było aktywnych zawodowo, natomiast w roku 2015 wskaźnik ten wyniósł już 25,1%. W kolejnych latach można zauważyć zwiększającą się rozpiętość pomiędzy wartościami wskaźnika, wyznaczonymi dla obu płci. W 2010 roku różnica pomiędzy odsetkiem zatrudnionych z wyższym wykształceniem kobiet i mężczyzn wynosiła 4 p.p., a w 2015 zwiększyła się do poziomu 5,9 p.p. Według danych GUS, w III kwartale 2019 roku wśród pracujących zawodowo kobiet, 46,2% legitymowało się wyższym wykształceniem, a wśród mężczyzn odsetek ten wyniósł 28,6%. Warto też zauważyć, że pracownicy z wyższym wykształceniem stanowili 36,5% ogółu zatrudnionych, a wśród nich 56,6% to kobiety.

Warto odnotować, że obowiązki domowe i opiekuńcze stanowią istotne ograniczenie dla rozwoju kariery zawodowej, a ich ciężar spoczywa głównie na kobietach. W pracy (Czapiński, Panek, 2015) za główną przyczynę nieposzukiwania pracy podano:

- w przypadku kobiet: opiekę nad dziećmi (44%, w 2011 r. było to 50,8%), prace domowe i opiekę nad osobami chorymi, niepełnosprawnymi lub w podeszłym wieku (14,4%);
- w przypadku mężczyzn: utratę wiary w możliwość jej znalezienia (31% w 2011 r. było to 24,2%) i stan zdrowia (26%), a także chęć zachowania prawa do otrzymywania świadczeń społecznych (4,6% wobec 1,8% w grupie bezrobotnych kobiet, w 2011 r. odsetki te wynosiły odpowiednio 9,4% i 1,9%)⁶.

Przeprowadzone badanie czasu pracy płatnej i bezpłatnej (tj. w domu) wśród kobiet i mężczyzn na kierowniczych stanowiskach (Zwiech, 2008) wykazało, że średnia liczba godzin pracy zawodowej kobiet wynosi 185 godzin i 20 minut w miesiącu, natomiast mężczyzn 203 godziny i 5 minut. Co więcej, kobiety,

⁶ Warto również odnotować, że mężczyźni częściej niż kobiety przyznają wprost, że nie chce im się pracować (odpowiednio 3,8% i 1,8% bezrobotnych).

zajmujące wysokie stanowiska, średnio dziennie poświęcają na obowiązki domowe 2 godziny 50 minut, a mężczyźni tylko 1 godzinę 30 minut. Okazało się również, że kobiety pracują przez 30 dni w miesiącu ponad 9 godzin dziennie, natomiast mężczyźni 8 godzin i 20 minut. Wynika to z faktu, iż większość aktywnych zawodowo kobiet nie zmienia podziału obowiązków domowych i opiekuńczych, co jest jednym z głównych powodów nierównych szans obu płci w robieniu kariery zawodowej.

Można również zauważyć, że pracodawcy są mniej skłonni do zatrudniania kobiet, ponieważ obawiają się ich mniejszego zaangażowania i dyspozycyjności w pracy. W literaturze określa się to mianem kary za macierzyństwo (*motherhood penalty*), która polega na tym, że pracodawcy niechętnie przyjmują do pracy kobiety (zwłaszcza młode) w obawie przed ich możliwym macierzyństwem. Z powodu istniejących na rynku pracy barier kobiety albo rezygnują z życia rodzinnego na rzecz pracy zarobkowej, albo opóźniają decyzję o założeniu rodziny lub podejmują prace mniej płatne, aby pogodzić obowiązki zawodowe i rodzinne.

3. Zróżnicowanie płac kobiet i mężczyzn

Wynagrodzenia uzyskiwane przez kobiety i mężczyzn nie są jednakowe, czasem nawet na tym samym stanowisku pracy. Badanie struktury wynagrodzeń prowadzi się na podstawie wskaźnika zróżnicowania wynagrodzeń kobiet i mężczyzn (*gender pay gap*), który obliczany jest na bazie przeciętnych stawek godzinowych wynagrodzeń ogółem brutto za czas opłacony. Jest to wyrażona w procentach względna różnica między przeciętną godzinową stawką wynagrodzenia brutto mężczyzn i kobiet wyznaczona w stosunku do przeciętnej godzinowej stawki wynagrodzenia brutto mężczyzn.

Na podstawie analizy danych z tabeli 6 można zauważyć, że implikowane płcią różnice w płacach godzinowych są większe w sektorze prywatnym niż w publicznym. Podobnie jak zróżnicowanie mediany wynagrodzeń miesięcznych, podczas gdy różnice przeciętnych miesięcznych wynagrodzeń w obu

sektorach są identyczne. Można także zauważyć, że niemal we wszystkich wyróżnionych w tabeli 7 zawodach kobiety mają niższe stawki godzinowe niż mężczyźni. Wyjątek stanowią sprzątacze biurowca i pracownik ochrony fizycznej bez licencji, które są najniżej wycenianymi zawodami, a różnica wynosi od 3 gr do 67 gr za godzinę. Natomiast w przypadku głównego księgowego mężczyźni zarabiają przeciętnie o 15,91 zł więcej za godzinę niż kobiety.

Tabela 6. Procentowe wynagrodzenia kobiet i mężczyzn obliczone w stosunku do wynagrodzenia ogółem w październiku 2014 roku

Wynagrodzenia brutto	Sektor publiczny		Różnica płac	Sektor prywatny		Różnica płac
	Mężczyźni	Kobiety		Mężczyźni	Kobiety	
przeciętne miesięczne	113,9	92,3	21,6	108,9	87,3	21,6
przeciętne godzinowe	107,9	95,2	12,7	108,2	88,0	20,2
miesięczne – mediana	109,1	95,8	13,3	109,5	87,9	21,6

Źródło: opracowanie własne na podstawie GUS 2016.

Tabela 7. Przeciętne godzinowe wynagrodzenie brutto pracowników zatrudnionych według płci oraz wybranych zawodów w październiku 2014 roku

Zawód	Mężczyźni	Kobiety	Zawód	Mężczyźni	Kobiety
Główny księgowy	50,27	34,36	Kucharz	12,64	12,11
Lekarz – medycyna rodzinna	46,90	43,62	Kierowca autobusu	16,92	16,36
Pielęgniarka	19,40	19,12	Szwacz	12,58	11,66
Kierowca samochodu ciężarowego	14,95	14,49	Pracownik ochrony fizycznej bez licencji	9,92	9,95
Specjalista bankowości	33,46	25,98	Ślusarz	18,15	16,05
Przedstawiciel handlowy	26,45	24,77	Ogrodnik terenów zieleni	14,21	13,13
Księgowy	24,38	21,6	Sekretarka	16,50	17,30
Nauczyciel przedszkola	30,13	29,46	Sprzątacze biurowca	11,01	11,68
Magazynier	16,14	14,59	Sprzedawca	14,10	11,88
Specjalista administracji publicznej				29,18	25,99

Źródło: opracowanie własne na podstawie GUS 2016.

4. Ocena sytuacji kobiet na polskim rynku pracy

Wprawdzie według prawa możliwości rozwoju są takie same dla obu płci, jednak kobiety wciąż zajmują niższe, niedające satysfakcji stanowiska. Bariery zawodowe określane jako lepka podłoga, szklany sufit czy ruchome schody często są ledwie dostrzegalne w przedsiębiorstwach. Badania kierowników i dyrektorów w 33 krajach wykazały, że potencjał zawodowy kobiet jest ograniczany przez obowiązki domowe i macierzyńskie. Taką opinię wyraziło 52% ankietowanych w Polsce, natomiast 41% zapytanych osób uważa, że wychowywanie dzieci nie wpływa na karierę zawodową. Badanie (Dzwonkowska-Godula, 2008, s. 71) wykazuje, że kobiety czują się ograniczone w kreowaniu karier zawodowych. W konsekwencji zauważa się:

- nierówny dostęp obu płci do stanowisk kierowniczych,
- stereotypy panujące na temat kobiet, które sprawiają, że organizacje nie chcą ich zatrudniać na stanowiskach managerskich⁷,
- dominację kobiet w dziedzinach mniej prestiżowych i mniej płatnych,
- dyskryminację płacową za pracę równej wartości,
- dyskryminację ze względu na wiek,
- większe bezpieczeństwo zatrudnienia, jakie uzyskują mężczyźni,
- przyjmowanie do pracy mężczyzn bez wymaganego doświadczenia.

Należy zatem stwierdzić, że mimo istniejących w Polsce regulacji prawnych na rzecz równego traktowania obu płci na rynku pracy, wciąż występują implikowane płcią nierówności zarówno płacowe, jak i w sferze dostępu do miejsc pracy oraz stanowisk.

⁷ W społeczeństwie funkcjonują stereotypy, że kobiety reagują zbyt emocjonalnie, są mniej odważne niż mężczyźni, nie wierzą w siebie, nie są nastawione na dominację ani na sukces czy awans, nie mają odpowiednich kwalifikacji oraz godzą się na mniejsze wynagrodzenie. Podkreśla się też zróżnicowanie cech obu płci. Na przykład z uwagi na zdolności manualne, zatrudnia się kobiety na niskopłatnych i żmudnych stanowiskach przy taśmach produkcyjnych. Podczas gdy te same umiejętności są niezbędne w pracy chirurga, którą stereotypowo przypisuje się mężczyznom, Mandal, 2000.

Równouprawnienia obu płci w poszczególnych krajach mierzone jest od 2006 roku za pomocą *Global Gender Gap Index*, który wyznaczany jest przy uwzględnieniu czterech grup tematycznych, tj. udział w gospodarce i polityce kraju, poziom edukacji oraz zdrowie. Pierwsze miejsce w rankingu zajmuje kraj o najmniejszym zróżnicowaniu w traktowaniu obu płci. Wartość tego indeksu dla Polski systematycznie rośnie od 0,704 w 2010 roku do 0,728 w 2018 roku (*Global Gender Gap Report*, 2010 i 2018). W porównaniu z innymi państwami Polska w tych latach plasuje się powyżej średniej globalnej.

5. Cechy kobiet i mężczyzn jako managerów

Rynek pracy, a szczególnie sprawowanie funkcji kierowniczych, wymaga od pracowników posiadania pewnych cech i umiejętności. Wielokrotnie w literaturze przedmiotu wskazuje się na różnice między cechami kobiet i mężczyzn, spośród których za istotne dla managerów uważa się umiejętności werbalne, matematyczne oraz wyobraźnię przestrzenną.

Zauważono, że mężczyźni lepiej radzą sobie ze znajdowaniem analogii, natomiast kobiety rzadziej jąkają się, wysławiają się płynniej oraz rzadziej mają problemy z zaburzeniami mowy. Wprawdzie wyobraźnia jest zwykle lepiej rozwinięta u mężczyzn niż u kobiet, natomiast zdolności matematyczne są u obu płci podobne. Zauważono, że w testach matematycznych, polegających na rozumowaniu, kobiety uzyskują lepsze wyniki niż mężczyźni, natomiast w testach z geometrii czy statystyki lepiej wypadają mężczyźni (Vinnicombe, Colwill, 1999, s. 48–50).

Uważa się, że kobiety posiadają lepsze zdolności komunikacyjne, częściej się uśmiechają, nawiązują kontakt wzrokowy i odbierają więcej sygnałów niewerbalnych. Kobiety mają tendencję (często uważaną za wadę) do łagodzenia formy wypowiedzi przez zmienianie rozkazu w prośbę lub eufemizację swoich opinii. Na ich niekorzyść działa zadawanie pytań na końcu wypowiedzi bądź negocjowanie swoich słów, przez co objawia się ich niepewność i obniża się ich prestiż. Uważa się je wtedy za mniej inteligentne oraz gorzej wykształcone.

W badaniu (Vinnicombe, Colwill, 1999) dotyczącym różnic między płciami w porozumiewaniu się odkryto, że mężczyźni częściej niż kobiety używają języka kolokwialnego, zaimków w trzeciej osobie, formy rozkazującej, slangu oraz języka agresywnego. Mężczyźni częściej powołują się w swoich wypowiedziach na autorytety, mają tendencję do przerywania czyjejś wypowiedzi oraz do zmieniania tematu dyskusji. Kobiety natomiast mają tendencję do wypowiadania się w sposób, który sprzyja uczestnictwu i porozumiewaniu się, częściej powołują się na własne doświadczenia oraz lepiej słuchają i są bardziej otwarte niż mężczyźni.

W literaturze wskazuje się na odmienne dla obu płci style zarządzania – męski utożsamia się z pozbawionym emocji, analitycznym, hierarchicznym, kładącym nacisk na współzawodnictwo i kontrolę. W przypadku kobiet managerów akcent położony jest na współdziałanie i pracę zespołową. Na podstawie badania dotyczącego stylów kierowania kobiet i mężczyzn Eagly i Johnson (1990) sformułowali następujące wnioski:

- mężczyźni mają tendencję do tworzenia stylu autokratycznego, opartego na dyrektywach, a kobiety podkreślają współuczestnictwo, dlatego ich styl zarządzania określa się jako bardziej demokratyczny;
- w warunkach prowadzonego badania mężczyźni lepiej skupiali się na wykonaniu zadania oraz lepiej organizowali czynności. Natomiast kobiety bardziej skupiały się na stosunkach międzyludzkich niż mężczyźni oraz bardziej dbały o morale i dobro współpracowników.

Jednakże obserwacje te pochodzą z badań, a podobnych zjawisk nie udało się zaobserwować w warunkach rzeczywistych.

Wiele kobiet uważa, że inni decydują o ich szczęściu i życiu, co obniża ich pewność siebie i stanowi barierę w zdobyciu lepszego stanowiska. Natomiast kobiety, które znajdują się w podobnych sytuacjach jak mężczyźni i np. zarządzają przedsiębiorstwem, nie różnią się od nich pod względem władzy jednostkowej. Władzę interpersonalną zdobywa się przez wpływanie na innych ludzi podkreślając pewność siebie poprzez komunikację werbalną i niewerbalną oraz przez informowanie ich o swojej pozycji. Można zauważyć spore różnice u kobiet i mężczyzn w zdobywaniu władzy interpersonalnej. Kobiety

mają inne zdolności do porozumiewania się, są mniej stanowcze oraz w ich komunikacji niewerbalnej często przejawia się brak pewności siebie. Mężczyźni zdecydowanie dominują w komunikacji z kobietami przez używanie agresywniejszego języka, przerywanie im wypowiedzi oraz sprawiając wrażenie silniejszego, np. przez przyjęcie odpowiedniej pozycji ciała. Kobiety gorzej radzą sobie ze zdobywaniem uznania i przywilejów niż mężczyźni. Ponadto wykazano, iż kobiety są bardziej uległe od mężczyzn. Jeśli chodzi o zarządzanie instytucjonalne, uważa się, że kobiety i mężczyźni są równie skuteczni.

Zaproponowany przez Welcha i Welch (2005) opis lidera wskazuje głównie na otwartość oraz umiejętności porozumiewania się, łączy ze sobą cechy przypisywane kobietom i mężczyznom. Wskazuje, iż dobry lider słucha podwładnych, pyta ich o opinię, buduje zaufanie oraz stwarza przyjemną, optymistyczną atmosferę. Dotyczy to wcześniej opisanego kobiecego stylu kierowania. Dobry lider powinien również podejmować stanowcze decyzje, wpływać na działania innych i potrafić podjąć ryzyko, co z kolei przypisuje się męskiemu stylowi zarządzania.

6. Wyniki badań empirycznych

Celem realizowanych badań jest sprawdzenie występowania zależności między odsetkiem kobiet w organach statutowych spółek i ich sytuacją, mierzoną wskaźnikami finansowymi. Badaniu poddano 31 spółek publicznych, które są spółkami Skarbu Państwa lub należały do indeksu WIG30⁸. Przy czym wybrane spółki podzielono na dwie grupy, tj. banki (7) i pozostałe spółki (24) z uwagi na znaczny stopień feminizacji tych pierwszych. Przyjęto przy tym założenie, że wspomnianą zależność można zaobserwować przynajmniej z półrocznym przesunięciem. Dlatego też skład zarządów i rad nadzorczych spółek

⁸ WIG30 według rewizji z grudnia 2016 r. Wybór spółek podyktowany został uwzględnieniem w badaniu dużych jednostek, do których adresowany był projekt tzw. dyrektywy kwotowej, tj. zatrudniających ponad 250 pracowników przy obrotach 50 mln € lub spółek z sumą bilansową powyżej 43 mln €.

określano na dzień 30 czerwca każdego roku, natomiast wartości wskaźników finansowych pochodziły z raportów na koniec roku. Wszystkie dane pochodzą z bazy Notoria Serwis. W analizach uwzględniono tylko te spółki, dla których był dostępny pełen zestaw niezbędnych danych.

6.1. Struktura zatrudnienia w organach kierowniczych spółek publicznych

Istniejąca w Unii Europejskiej polityka równoważenia pozycji obu płci na rynku pracy przejawia się m.in. w proponowanej przez Komisję Europejską dyrektywie kwotowej, adresowanej do dużych spółek publicznych. W związku z tym od lat monitoruje się sytuację w kierownictwie spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Jak widać (tabela 8), obserwuje się większy udział kobiet w radach nadzorczych niż w zarządach spółek, podobnie jak wzrost odsetka kobiet w tych pierwszych jest bardziej spektakularny. Widoczny jest też większy odsetek kobiet w organach kierowniczych spółek notowanych na rynku NewConnect niż na głównym parkiecie. Jednakże osiągnięcie 40-procentowego parytetu w 2020 roku wydaje się niemożliwe. W wielu źródłach literaturowych autorzy posługują się pojęciem „masy krytycznej”, którą określa się jako obecność przynajmniej trzech lub 30% kobiet w organach kierowniczych, ale i tego poziomu nie osiągnięto w badanych latach na żadnym rynku ani dla żadnego segmentu rynku głównego, które tworzą spółki wchodzące w skład portfeli indeksów: WIG20, mWIG40 i sWIG80 (Witkowska, Kompa, Wiśniewski, 2019), chociaż w badanej grupie można znaleźć spółki, w których liczba kobiet osiągnęła lub przekroczyła masę krytyczną w pojedynczych okresach.

Syntetyczny opis dotyczący liczby kobiet łącznie w zarządach i radach nadzorczych banków przedstawiono w tabeli 9. Wynika z niego, że biorąc pod uwagę wszystkie banki i okresy badania, najwięcej, tj. 17 przypadków na 42, to trzy panie w organach zarządczych, ale w 20 przypadkach liczba pań wynosi co najwyżej dwie. W badanym okresie widoczny jest wzrost liczby kobiet w organach kierowniczych banków, co potwierdza wzrost średniej

arytmetycznej i mediany. Warto odnotować, że wśród analizowanych banków nie ma takiego, w którym brakowałoby kobiet w managementie w całym okresie badania, chociaż w banku BZWBK nie było kobiet w latach 2012 i 2013, a w PKOBP w 2010 roku (tabela Z1). Najwięcej kobiet w analizowanych latach było w ALIOR Banku, z wyjątkiem 2010 roku, kiedy to maksymalną liczbę odnotowano dla INGBSK i w 2013 roku – kiedy prym wiodł bank PEKAO. Najmniej pań w zarządach i radach nadzorczych miały banki BZWBK i PKOBP. Analizując frakcję kobiet w managementie, należy stwierdzić, że jedynie INGBSK i ALIOR Bank odznaczają się 20-procentowym i większym udziałem kobiet we wszystkich okresach. Przy czym jedynie w tym ostatnim odnotowano w latach 2014 i 2015 przekroczenie tzw. masy krytycznej, a najmniejszy udział kobiet w managementie widoczny jest w ostatnim roku analizy. Najmniejszy odsetek kobiet odnotowano w banku BZWK z największą, tj. 12,5-procentową reprezentacją w 2015 roku. We wszystkich bankach z wyjątkiem INGBSK wzrastał udział kobiet w kierownictwie rozumianym jako oba organy statutowe razem wzięte.

Tabela 8. Średni odsetek kobiet w organach kierowniczych spółek notowanych na GPW z podziałem na rynek główny i NewConnect

	Zarządy		Rady nadzorcze	
	Rynek główny	NewConnect	Rynek główny	NewConnect
2010	10,8	11,0	10,7	17,9
2011	10,6	14,2	10,6	15,3
2012	12,0	14,1	11,2	19,8
2013	11,5	14,5	11,4	18,9
2014	12,0	14,0	13,3	21,5
2015	11,6	14,0	14,2	22,3
2016	11,1	13,8	15,1	23,5
2017	11,2	14,6	15,1	23,5
2018	11,5	14,9	15,2	23,2

Źródło: Witkowska, Kompa, Wiśniewski, 2019.

Tabela 9. Porównanie liczby kobiet w kierownictwie banków

Liczba kobiet w kierownictwie	Lata						Suma
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	
0	1	0	1	1	0	0	3
1	3	3	2	0	0	0	8
2	2	2	1	2	2	0	9
3	1	2	3	3	3	5	17
4	0	0	0	1	2	1	4
6	0	0	0	0	0	1	1
maks.	3	3	3	4	4	6	21
min.	0	1	0	0	2	3	7
średnia	1,43	1,86	1,86	2,43	3,00	3,57	14,14
odchylenie standardowe	0,90	0,83	1,12	1,18	0,76	1,05	4,61
mediana	1	2	2	3	3	3	

Źródło: obliczenia własne na podstawie: Kmiecik 2017.

Tabela 10. Porównanie liczby kobiet w kierownictwie pozostałych spółek

Liczba kobiet w kierownictwie	Lata						Suma
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	
0	5	4	4	4	8	6	31
1	11	10	10	11	8	10	60
2	6	10	8	6	4	2	36
3	1	0	1	3	3	4	12
4	1	0	1	0	1	0	3
5	0	0	0	0	0	2	2
maks.	4	2	4	3	4	5	17
min.	0	0	0	0	0	0	0
średnia	1,25	1,25	1,38	1,33	1,21	1,50	7,92
odchylenie standardowe	0,97	0,72	0,95	0,90	1,15	1,44	4,72
mediana	1	1	1	1	1	1	

Źródło: obliczenia własne na podstawie: Kmiecik 2017.

W pozostałych 24 analizowanych spółkach sytuacja jest bardziej zróżnicowana (tabela Z2), bowiem w dwóch z nich, LPP i SYNTHOS, nie było żadnej kobiety w managementie spółek przez cały sześcioletni okres badania. Najwięcej, bo po pięć pań odnotowano w 2015 roku w dwóch spółkach, tzn. TAURON i ORANGE. Warto zauważyć, że wśród analizowanych spółek niebędących bankami nie widać tendencji do zwiększania się liczby kobiet w organach statutowych. Świadczy o tym stała wartość mediany i zbliżone wartości średnich arytmetycznych obliczone dla wszystkich lat analizy. Najwięcej spółek, w których brakowało kobiet w zarządach i radach nadzorczych, odnotowano w 2014 roku, kiedy to w jednej trzeciej spółek, tj. 8 badanych, nie było ani jednej kobiety (tabela 10). Rok później sytuacja nieco się poprawiła i dotyczyło to jednej czwartej spółek, a i tak najlepsza sytuacja oznacza po cztery spółki (tj. jedna szósta wszystkich badanych) bez kobiet w kierownictwie w latach 2011–2013. Jednakże w większości przypadków (tj. biorąc pod uwagę zarówno wszystkie spółki, jak i okresy analizy) liczba kobiet w organach statutowych spółek jest niewielka i sytuacja jest znacząco gorsza niż w przypadku banków. Wystarczy zauważyć, że największa liczba przypadków (42%) to tylko jedna kobieta w managementie, a w 88% przypadków liczba pań nie przekraczała dwóch.

Trzydziestoprocentową i większą reprezentację kobiet w pozostałych badanych spółkach odnotowano jedynie w sześciu przypadkach (co stanowi 4% wszystkich danych) dla spółek KER w 2010 roku, PGNiG w 2012 roku, PGE w 2013 i 2014 roku, TAURON i PCE w 2015 roku. Średni odsetek kobiet łącznie w zarządach i radach nadzorczych dla grupy tych spółek wynosi w poszczególnych latach między 10% a 12% i praktycznie jest na stałym poziomie, bowiem przyrost średniej w 2015 roku w stosunku do 2010 wynosi 0,1 p.p. Warto zauważyć, że tylko 11 spółek na 24 odnotowało zwiększony (a 11 spółek – zmniejszony) odsetek kobiet w managementie. Największy przyrost zaobserwowano dla spółki ENEA – 20,1 p.p. w ciągu sześciu lat, a ORANGE i JSW zwiększyły reprezentację kobiet o ponad 10 p.p. Natomiast największy spadek odnotowano dla GPW w Warszawie o 36,4 p.p. i Grupy Azoty o 18,3 p.p., które są spółkami Skarbu Państwa. Spadki o 10 p.p. i więcej miały również spółki CCC, BDZ i KER.

6.2. Ocena sytuacji finansowej spółek

Badanie standingu analizowanych spółek w każdym rozpatrywanym okresie przeprowadzono na podstawie wyznaczonych dla każdej z nich syntetycznych mierników rozwoju⁹. Do ich obliczenia wykorzystano po 12 wskaźników finansowych, których dobór został przeprowadzony oddzielnie dla banków i pozostałych spółek. W tabeli 11 wymieniono wszystkie wykorzystane wskaźniki finansowe, oznaczając przez X grupy spółek, w jakich zostały zastosowane, oraz określając, jaki jest wpływ danego wskaźnika na standing spółki – stymulanty (S) lub destymulanty (D).

Tabela 11. Lista wskaźników finansowych

Nazwa wskaźnika	Banki	Pozostałe	Wpływ
Wskaźnik płynności bieżącej	X	X	S
Wskaźnik płynności szybkiej		X	S
Wskaźnik ogólnego zadłużenia		X	D
Wskaźnik kapitału własnego	X		S
Rentowność kapitału własnego	X	X	S
Rentowność aktywów	X	X	S
Wskaźnik rentowności netto		X	S
Marża zysku operacyjnego	X		S
Wskaźnik aktywów przychodowych	X		S
Wskaźnik rotacji należności		X	D
Wskaźnik rotacji zapasów		X	D
Wskaźnik rotacji zobowiązań		X	D
Wskaźnik rotacji aktywów		X	S
Produktywność majątku trwałego	X		S
Koszty działania / Aktywa	X		D
Koszty działania / Wynik na działalności bankowej	X		D

⁹ Idea syntetycznego miernika rozwoju wywodzi się z pracy: Hellwig, 1968, natomiast zastosowanie tego miernika w ocenie standingu jednostek gospodarczych można znaleźć w wielu opracowaniach, m.in. Łuniewska, Tarczyński, 2006; Łuniewska, 2008; Kompa i in., 2016; Kompa, Witkowska, 2017 i 2018; Kompa, 2018, 2019; Witkowska, Kompa, Matuszewska-Janica, 2019, s. 199.

Nazwa wskaźnika	Banki	Pozostałe	Wpływ
Koszty działania / Dochody z działalności podstawowej	X		D
Mnożnik zysku P/E	X	X	S
Wskaźnik P/BV	X	X	S

Źródło: opracowanie własne.

Wartości mierników syntetycznych (zob. Załączniki, tabele Z3 i Z4) pozwoliły na utworzenie rankingu spółek (od najlepszych, co oznacza pierwszą pozycję w rankingu, do najgorszych). Następnie, na podstawie średniej wartości mierników i ich odchylenia standardowego, wyróżniono cztery klastry, do których pogrupowano poszczególne spółki (tabele 12 i 13).

Tabela 12. Wyniki grupowania banków

2010	2011	2012	2013	2014	2015	Klaster
PKOBP	BZWBK	BZWBK	BZWBK	BZWBK	BZWBK	I
BZWBK	PKOBP	PKOBP	PKOBP	MBANK	PEKAO	II
PEKAO	PEKAO	PEKAO	PEKAO	PEKAO	INGBSK	
INGBSK	INGBSK	MBANK	MBANK	MILL	MBANK	
MILL	MBANK	INGBSK	INGBSK	PKOBP	MILL	III
MBANK	MILL	MILL	MILL	INGBSK	PKOBP	
ALIOR	ALIOR	ALIOR	ALIOR	ALIOR	ALIOR	IV

Źródło: obliczenia własne.

W przypadku banków w ciągu sześciu analizowanych lat poszczególne spółki w zasadzie zachowały swoje pozycje – ALIOR we wszystkich latach był na ostatniej pozycji, natomiast BZWBK w latach 2011–2015 utrzymał pozycję pierwszą, tworząc jednoelementowy klaster. Bank PEKAO w całym okresie badania znajdował się w drugim klastrze wraz z dwoma innymi bankami, natomiast bank Millenium (MILL) znajdował się w trzecim klastrze we wszystkich latach z wyjątkiem roku 2014. W przypadku pozostałych spółek pozycje rankingowe ulegały większym zmianom w kolejnych latach. W pierwszym klastrze znajdowało się od dwóch do czterech spółek, a CDPROJ znalazł się wśród najlepszych spółek przez cztery lata, GPW, LPP i KER – trzy

razy, a KGHM i CCC po dwa razy. Przy czym CDPROJ i KGHM odnotowały również w jednym roku obecność w grupie najsłabszych spółek. Z kolei w ostatnim klastrze (oprócz wspomnianych) znalazły się spółki: GTC – przez cztery lata, ORANGE, JSW i LOTOS – dwukrotnie, PCE i PKN w jednym z analizowanych lat. Jedyną spółką, która utrzymała się w tej samej (trzeciej) klasie przez wszystkie lata, jest TAURON.

Tabela 13. Wyniki grupowania pozostałych spółek

2010	2011	2012	2013	2014	2015	Klaster
KGHM	KGHM	LPP	CDPROJ	GPW	CDPROJ	I
KER	KER	KER	GPW	CDPROJ	GPW	
CCC	GPW	CDPROJ	LPP	LPP	SYNTH	II
JSW	SYNTH	KGHM	CCC	CCC	KER	
CYFRPL	CDPROJ	CCC	PGE	SYNTH	PGNiG	
LWB	LPP	GPW	CYFRPL	PGE	LPP	
GPW	CCC	SYNTHOS	KGHM	ENEA	CCC	
SYNTH	JSW	CYFRPL	KER	PGNiG	AZOTY	
ENEA	ENEA	LWB	JSW	BDZ	PKPCAR	
LPP	LWB	JSW	AZOTY	PKPCAR	GTC	
PGE	PCE	BDZ	ENEA	LWB	PKN	
AZOTY	PKPCAR	PGE	PKPCAR	ASSECO	EURO	
ASSECO	CYFRPL	PKPCAR	SYNTH	KGHM	PCE	III
BDZ	PGE	ENEA	LWB	CYFRPL	ASSECO	
PGNiG	BDZ	AZOTY	ASSECO	AZOTY	CYFRPL	
GTC	AZOTY	PCE	PGNiG	TAURON	ENEA	
TAURON	ASSECO	ASSECO	PKN	PCE	PGE	
EURO	EURO	PGNiG	PCE	EURO	ORANGE	
PKPCAR	PGNiG	PKN	LOTOS	KER	LWB	
PKN	TAURON	EURO	TAURON	ORANGE	BDZ	
ORANGE	PKN	TAURON	EURO	LOTOS	LOTOS	
LOTOS	ORANGE	LOTOS	BDZ	JSW	TAURON	
PCE	LOTOS	ORANGE	ORANGE	PKN	KGHM	IV
CDPROJ	GTC	GTC	GTC	GTC	JSW	

Źródło: obliczenia własne.

6.3. Badanie zależności między obecnością kobiet w organach statutowych i wynikami spółek

W celu stwierdzenia występowania zależności między analizowanymi zjawiskami obliczono współczynniki korelacji:

- liniowej Pearsona między odsetkiem kobiet w organach kierowniczych a obliczonymi wartościami miernika rozwoju w pomiarze współbieżnym i opóźnionym¹⁰ oraz dla zmian w pomiarach obu zjawisk, obliczonych jako ich przyrosty bezwzględne;
- rang Spearmana między pozycjami poszczególnych spółek w rankingach, utworzonych na podstawie oceny sytuacji finansowej i odsetka kobiet w kierownictwie spółek.

Zbadano również istotność wyznaczonych współczynników korelacji, przyjmując do weryfikacji hipotezy zerowej o występowaniu istotnej zależności między badanymi zjawiskami poziom istotności 0,05. Wyniki badania dla banków i pozostałych spółek zestawiono w tabelach 14–15, w których pogrubioną czcionką oznaczono statystycznie istotne zależności¹¹.

Z przeprowadzonych badań wynika, że istotne zależności między udziałem kobiet w organach statutowych i wynikami finansowymi spółek, mierzone współczynnikiem korelacji liniowej, pojawiają się jedynie w przypadku banków, zarówno w pomiarze współbieżnym, jak i opóźnionym dla wszystkich okresów badania. W przypadku wykorzystania współczynnika korelacji rang Spearmana otrzymano istotne zależności dla banków w latach 2010–2013 oraz dla pozostałych spółek w 2015 roku. Wszystkie, statystycznie istotne,

¹⁰ Pomiar współbieżny zachodzi wtedy, gdy odczyt udziału kobiet w organach kierowniczych i odczyt standingu finansowego odbywa się w tym samym roku badania i oznacza opóźniony o pół roku pomiar odsetka kobiet w stosunku do pomiaru ratingu finansowego. Pomiar opóźniony ma miejsce wtedy, gdy odczyt standingu finansowego odbywa się w roku następnym po roku pomiaru frakcji kobiet w organach kierowniczych i oznacza przesunięty o półtora roku pomiar ratingu finansowego.

¹¹ Podobne badania dotyczące wszystkich analizowanych spółek z uwzględnieniem pięciu, wspólnych dla wszystkich spółek, wskaźników finansowych przedstawiono w pracy Kompa, 2019.

współczynniki korelacji są ujemne, co oznacza, że zwiększony udział kobiet w organach statutowych spółek nie przyczynia się do poprawy ich standingu.

Tabela 14. Wartości współczynników korelacji Pearsona i statystyk testowych

Pomiar frakcji kobiet	Okres badania						
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2010–2015
Banki							
Współbieżny	-0,7283	-0,6288	-0,6566	-0,6252	-0,6698	-0,6394	-0,6756
Statystyka t	-2,3763	-3,7934	-4,0834	-3,7571	-4,2309	-3,9003	-5,7958
Opóźniony		-0,5455	-0,7971	-0,6566	-0,7116	-0,5022	-0,6523
Statystyka t		-3,0526	-6,1911	-4,0834	-4,7512	-2,7241	-4,9438
Przyrosty		-0,2912	-0,0502	0,5265	0,2588	-0,4744	-0,0127
Statystyka t		-0,6807	-0,1123	1,3846	0,5990	-1,2052	-0,0611
Pozostałe spółki							
Współbieżny	0,0429	0,2375	0,2003	0,0750	-0,0807	-0,1144	0,0660
Statystyka t	0,2012	1,1467	0,9587	0,3528	-0,3799	-0,5399	0,7888
Opóźniony		0,2674	0,2402	0,1867	0,1061	-0,1334	0,1369
Statystyka t		1,3018	1,1607	0,8913	0,5007	-0,6314	1,4360
Przyrosty		-0,1412	-0,0022	0,2526	-0,2361	0,1504	0,0583
Statystyka t		-0,6688	-0,0102	1,2244	-1,1397	0,7133	0,6065

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 15. Wartości współczynników korelacji rang Spearmana i statystyk testowych

Wartości		2010	2011	2012	2013	2014	2015
współczynnik	Banki	-0,7143	-0,7946	-0,7500	-0,6786	-0,5982	-0,4732
Statystyka t		-2,2822	-2,9269	-2,5355	-2,0657	-1,6693	-1,2011
współczynnik	Pozostałe spółki	-0,1467	-0,0411	0,0689	0,0096	-0,1487	-0,4283
Statystyka t		-0,6958	-0,1929	0,3240	0,0449	-0,7053	-2,2229

		2010	2011	2012	2013	2014	2015
Banki	współczynnik	-0,7143	-0,7946	-0,7500	-0,6786	-0,5982	-0,4732
	<i>statystyka t</i>	-2,2822	-2,9269	-2,5355	-2,0657	-1,6693	-1,2011
Pozostałe spółki	współczynnik	-0,1467	-0,0411	0,0689	0,0096	-0,1487	-0,4283
	<i>statystyka t</i>	-0,6958	-0,1929	0,3240	0,0449	-0,7053	-2,2229

Źródło: obliczenia własne.

Zakładając, że uzyskane wyniki mogą być obciążone sytuacjami braku kobiet w organach kierowniczych, współczynniki korelacji Pearsona obliczono dla 22 spółek niebędących bankami, pomijając spółki LPP i SYNTHOS, w których przez wszystkie lata badania była zerowa reprezentacja kobiet. Oprócz tego wyznaczono te współczynniki, traktując każdą obserwację jako oddzielny przypadek, usuwając przypadki z zerowym udziałem kobiet (dla banków pozostawiono 39 obserwacji, dla pozostałych spółek – 114). Kolejnym krokiem było uwzględnienie w organach kierowniczej tzw. masy krytycznej, którą na potrzeby naszego badania obniżyliśmy do 20% udziału kobiet w zarządzaniu, bowiem istnieją tylko pojedyncze przypadki, kiedy frakcja kobiet osiąga lub przekracza poziom 30%. Zatem dla banków i pozostałych spółek wyznaczono współczynniki korelacji liniowej Pearsona dla wszystkich przypadków, w których frakcja kobiet wyniosła przynajmniej 20% (dla banków 16, dla pozostałych spółek 24 obserwacje). W dalszych rozważaniach przyjęliśmy, że na wyniki finansowe w krótkim okresie czasu mają wpływ jedynie członkowie zarządów spółek. Zatem wyróżniliśmy te spółki, w zarządach których przynajmniej w jednym z badanych okresów zasiadała kobieta, co pozwoliło wyróżnić sześć banków i 15 pozostałych spółek. Kolejne ograniczenie polegało na usunięciu dla poszczególnych spółek okresów z zerowym udziałem kobiet w organach statutowych (pięć przypadków spółek niebędących bankami), a dalej ograniczono się wyłącznie do tych przypadków, w których odnotowano obecność przynajmniej jednej kobiety w zarządzie, co pozwoliło na wyróżnienie 24 i 49 obserwacji odpowiednio dla banków i pozostałych spółek.

Tabela 16. Wartości współczynników korelacji Pearsona i statystyk testowych

Pomiar frakcji kobiet	Okres badania						
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2010–2015
Pozostałe spółki z pominięciem spółek LPP i SYNTHOS							
Współbieżny	–0,0366	–0,2298	–0,0824	0,1359	0,3331	–0,2622	–0,0095
Statystyka <i>t</i>	–0,1640	–1,0559	–0,3697	0,6134	1,5799	–1,2149	–0,1087
Opóźniony		–0,3481	–0,1266	–0,0481	0,2464	0,0133	–0,0613
Statystyka <i>t</i>		–1,6605	–0,5710	–0,2154	1,1369	0,0595	–0,6385
Pozostałe spółki, w zarządach których zasiadała przynajmniej jedna kobieta							
Współbieżny	0,2884	0,0881	0,1822	0,2765	0,3627	–0,2365	0,1667
Statystyka <i>t</i>	1,0859	0,3188	0,6680	1,0375	1,4032	–0,8776	1,5861
Opóźniony		–0,2810	0,1849	0,0616	0,2863	–0,0021	0,0376
Statystyka <i>t</i>		–1,0557	0,6783	0,2224	1,0772	–0,0076	0,3215
Banki, w zarządach których zasiadała przynajmniej jedna kobieta							
Współbieżny	–0,6320	–0,5788	–0,6203	–0,6572	–0,7251	–0,7370	–0,6431
Statystyka <i>t</i>	–1,6309	–1,4197	–1,5817	–1,7440	–2,1060	–2,1808	–4,8970
Opóźniony		–0,4466	–0,7722	–0,7369	–0,7277	–0,7491	–0,6611
Statystyka <i>t</i>		–0,9983	–2,4309	–2,1803	–2,1221	–2,2616	–4,6620

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 17. Wartości współczynników korelacji Pearsona i statystyk testowych

Wartości	Banki, lata 2010–2015	Pozostałe spółki, lata 2010–2015
Obserwacje obejmujące niezerową reprezentację kobiet w kierownictwie		
współczynnik	–0,6217	0,0620
Statystyka <i>t</i>	–4,8277	0,6576
Obserwacje spółek, w zarządach których zasiadała przynajmniej jedna kobieta z pominięciem przypadków zerowej reprezentacji kobiet w kierownictwie		
współczynnik	–0,5922	0,1835
Statystyka <i>t</i>	–4,1572	1,7003
Obserwacje obejmujące niezerową reprezentację kobiet w zarządach		
współczynnik	–0,6352	0,0989
Statystyka <i>t</i>	–3,8573	0,6817
Obserwacje dla 20% i większej reprezentacji kobiet w kierownictwie spółek		
współczynnik	–0,2708	–0,0630
Statystyka <i>t</i>	–1,0526	–0,2950

Źródło: obliczenia własne.

Jak widać w tabelach 16 i 17, ograniczenie obserwacji przez wyeliminowanie przypadków braku kobiet w organach statutowych spółek lub uwzględnienie jedynie tych przypadków, kiedy w zarządach spółek była przynajmniej jedna kobieta, nie wprowadziło zmian w ocenie występujących zależności między badanymi zjawiskami. Innymi słowy, spółki niebędące bankami nie wykazują istotnych zależności, bowiem wszystkie wyznaczone współczynniki korelacji liniowej Pearsona nieistotnie różnią się od zera. Natomiast w bankach zależności te są istotne dla banków, w zarządach których zasiadała przynajmniej jedna kobieta, jeśli zostały wyznaczone dla pojedynczych lat oraz dla obserwacji uwzględniających jedynie przypadki osiągnięcia 20-procentowej masy krytycznej w kierownictwie banków. W pozostałych przypadkach wyznaczone współczynniki korelacji dla całego okresu badania są istotnie ujemne.

7. Podsumowanie

Niniejsze opracowanie zarysowuje sytuację kobiet na rynku pracy w Polsce oraz omawia rezultaty badań nad występowaniem zależności między frakcją kobiet w organach statutowych i wynikami spółek publicznych. Na podstawie danych statystycznych wykazano, że kobiety w Polsce są niemal tak samo aktywne zawodowo jak mężczyźni. Pewne różnice w zatrudnieniu można znaleźć, uwzględniając miejsce zamieszkania oraz sektor, bowiem jest ich relatywnie mało w rolnictwie i przemyśle, za to dominują w usługach. Pokazano również, że wśród absolwentów wyższych uczelni większość stanowią kobiety, ale najczęściej wybierają kierunki studiów, które kojarzą się z tradycyjnie pojmowanymi predyspozycjami kobiet, tj. tylko niewielka ich reprezentacja wybiera kierunki studiów pozwalające wykonywać zawody zwyczajowo uznawane za „męskie”. Wskazano również na występujące w Polsce nierówności płacowe implikowane płcią.

Przedstawiona analiza pozwala twierdzić, że w Polsce zarówno kobiety, jak i mężczyźni są odpowiednio wykształceni, aby podjąć pracę na tych samych stanowiskach. Natomiast kobiety, oprócz pracy zawodowej, muszą podołać

obowiązkom rodzinnym, co ogranicza ich aktywność zawodową oraz dostęp do wyższych stanowisk kierowniczych. Sprawia również, że kobiety często podejmują gorzej płatne prace, aby godzić obowiązki zawodowe z domowymi.

Przeprowadzone badania dla 31 spółek notowanych na GPW w Warszawie w sześcioletnim okresie wykazały, że udział kobiet w organach statutowych tych spółek jest w większości z nich niewielki. Może to świadczyć o istnieniu ograniczeń w awansowaniu kobiet na najwyższe stanowiska. Warto przy tym odnotować znaczną różnicę w procentowym udziale kobiet w zarządach i radach nadzorczych banków i pozostałych spółek. Z czego można wnioskować, że w bankach kobiety mają większe możliwości rozwoju niż w innych sektorach, co pewnie wiąże się ze znaczącym udziałem pracujących kobiet w finansach.

W badaniach nie stwierdzono istotnej dodatniej zależności między frakcją kobiet w organach kierowniczych największych spółek notowanych na GPW w Warszawie i ich wynikami finansowymi. W większości badanych przypadków zależności te okazały się nieistotne statystycznie, a dla banków – ujemne i statystycznie istotne. Takie wyniki mogą być konsekwencją niskiego udziału kobiet w managementcie, tj. nieosiągnięcie tzw. masy krytycznej i krótkiego okresu badania. Zróżnicowanie wyników uzyskanych dla dwóch utworzonych prób może wynikać z faktu, że mierniki taksonomiczne były oddzielnie budowane dla każdej z nich na podstawie innych zestawów zmiennych diagnostycznych, uwzględniające specyfikę działalności spółek wziętych do badania.

Bibliografia

- Adams R.B., Ferreira D. (2009). *Women in the Boardroom and Their Impact on Governance and Performance*, „Journal of Financial Economics”, vol. 94, s. 291–309.
- Adams S.M., Gupta A., Leeth J.D. (2009). *Are Female Executives Over-Represented in Precarious Leadership Positions?*, „British Journal of Management”, vol. 20(1), s. 1–12.
- Ahern K.R., Dittmar A.K. (2012). *The Change of the Boards: the Impact on Firm Valuation of Mandated Female Board Representation*, „The Quarterly Journal of Economics”, vol. 127, s. 137–197.

- Bear S., Rahman N., Post C. (2010). *The Impact of Board Diversity and Gender Composition on Corporate Social Responsibility and Firm Reputation*, „Journal of Business Ethics”, vol. 97, s. 207–221.
- Bohdanowicz L. (2010). *Kobiety w radach nadzorczych spółek publicznych – pokonywanie barier*, „Przegląd Corporate Governance”, nr 3(23), s. 23–33.
- Bohdanowicz L. (2011). *Zróżnicowanie organów statutowych pod względem płci a wyniki finansowe polskich spółek publicznych*, „Acta Universitatis Nicolai Copernici, Ekonomia”, z. 403, s. 105–117.
- Campbell K., Minguez-Vera A. (2008). *Gender Diversity in the Boardroom and Firm Financial Performance*, „Journal of Business Ethics”, vol. 83, s. 435–451.
- Campbell K., Minguez-Vera A. (2010). *Female Board Appointments and Firm Valuation: Short and Long-Term Effects*, „Journal of Management and Governance”, vol. 14, s. 37–59.
- Carter N.M., Wagner H.M. (2011). *The Bottom Line: Corporate Performance and Women's Representation on Boards (2004–2008)*, New York: Catalyst.
- Catalyst (2004). *The Bottom Line: Connecting Corporate Performance and Gender Diversity*, New York: Catalyst.
- Czapiński J., Panek T. (red.) (2015). *Diagnoza społeczna 2015. Warunki i jakość życia Polaków*, „Contemporary Economics”, vol. 9(4).
- Dzwonkowska-Godula K. (2008). *Postawy studentów wybranych kierunków studiów wobec nierówności płci w Polsce*, „Kultura i Społeczeństwo”, vol. 52(3), s. 53–77.
- Eagly A., Johnson B.T. (1990). *Gender and Leadership Style: a Meta-Analysis*, „Psychological Bulletin”, vol. 108(2), s. 233–256.
- Farrel K.A., Hersch P.L. (2005). *Additions to Corporate Boards: the Effect of Gender*, „Journal of Corporate Finance”, vol. 11, s. 85–106.
- Global Gender Gap Report* (2010). World Economic Forum.
- Global Gender Gap Report* (2018). World Economic Forum.
- GUS (2016). *Różnice w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn w Polsce*, Warszawa.
- GUS (2019). *Rynek pracy w 2017 r.*, Warszawa.
- Hellwig Z. (1968). *Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę kwalifikowanych kadr*, „Przegląd Statystyczny”, nr 4, s. 307–327.
- Kmieciak A. (2017). *Kobiety w zarządach spółek giełdowych*, Uniwersytet Łódzki, praca magisterska napisana pod kierunkiem D. Witkowskiej.

- Kompa K. (2018). *Parytet płci w kierownictwie spółek giełdowych a zmiany w sytuacji finansowej firm w latach 2010–2013*, „Przedsiębiorczość i Zarządzanie”, t. 19, z. 3, cz. 2, s. 135–150.
- Kompa K. (2019). *Zmiany w kierownictwie spółek giełdowych a zmiany ich sytuacji finansowej*, w: *Zarządzanie w warunkach ryzyka*, A. Śliwiński (red.), Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH, s. 187–206.
- Kompa K., Witkowska D. (2017). *Czy obecność kobiet w kierownictwie wpływa na rentowność kapitału własnego spółek notowanych na GPW?*, „Zarządzanie i Finanse”, t. 3, s. 5–20.
- Kompa K., Witkowska D. (2018). *Gender Diversity in the Boardrooms of Public Companies in Poland: Changes and Implications*, „Montenegrin Journal of Economics”, vol. 14(1), s. 79–92.
- Kompa K., Mentel G., Witkowska D. (2016). *Czy obecność kobiet we władzach spółek giełdowych wpływa na poprawę sytuacji finansowej tych spółek*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych”, t. 17(3), s. 84–94.
- Kupczyk T. (2009). *Kobiety w zarządzaniu i czynniki ich sukcesów*, Wrocław: Wydawnictwo Wyższej Szkoły Handlowej.
- Lee P.M., James E.H.J. (2007). *She’s-e-os: Gender Effects and Investor Reactions to the Announcements of Top Executive Appointments*, „Strategic Management Journal”, vol. 28(3), s. 227–241.
- Lisowska E., Zachorowska M., Sznajder A., Grabowska M. (2014). *Więcej kobiet w zarządzaniu – to się opłaca*, seria: *Równość w biznesie*, Raport na zlecenie Ministerstwa Pracy i Polityki Społecznej, Warszawa.
- Łuniewska M. (2008). *Ekonometria finansowa. Analiza rynku kapitałowego*, Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Łuniewska M., Tarczyński W. (2006). *Metody wielowymiarowej analizy porównawczej na rynku kapitałowym*, Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Mandal E. (2000). *Podmiotowe i interpersonalne konsekwencje stereotypów związanych z płcią*, Katowice: Wydawnictwo Uniwersytetu Śląskiego.
- Oplustil K. (2011). *Ekspertyza na temat zielonej księgi Komisji Europejskiej pt. „Unijne ramy ładu korporacyjnego”*, „Opinie i Ekspertyzy” OE-173, Biuro Analiz i Dokumentacji, Kancelaria Senatu, Warszawa, czerwiec 2011.
- Radwan A. (2010). *Corporate Governance w spółnicy – parytet równości również na parkiecie?*, „Przegląd Corporate Governance”, vol. 3(23), s. 15–21.

- Rose C. (2007). *Does Female Board Representation Influence Firm Performance? The Danish Evidence*, „Corporate Governance. An International Review”, vol. 15(2), s. 404–413.
- Vinnicombe S., Colwill N.L. (1999). *Kobieta w zarządzaniu*, Wrocław: Astrum.
- Wang Y., Clift B. (2009). *Is There A Business Case For Board Diversity?*, „Pacific Accounting Review”, vol. 21(2), s. 88–193.
- Welch J., Welch S. (2005). *Winning znaczy zwyciężać*, Warszawa: Studio EMKA.
- Witkowska D., Kompa K., Matuszewska-Janica A. (2019). *Sytuacja kobiet na rynku pracy. Wybrane aspekty*, Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Witkowska D., Kompa K., Wiśniewski T. (2019). *Różnorodność władz spółek giełdowych*, „Parkiet”, t. 57, s. 15.
- Zwiech P. (2008). *Obciążenie obowiązkami zawodowymi i domowymi menedżerek i menedżerów w Polsce – wyniki badań ankietowych*, Białystok: Wydawnictwo Wyższej Szkoły Ekonomicznej w Białymstoku.

Załączniki

Tabela Z1. Liczba i odsetek kobiet w kierownictwie poszczególnych banków

Oznaczenia banków	Lata											
	2010		2011		2012		2013		2014		2015	
	L.	%	L.	%	L.	%	L.	%	L.	%	L.	%
ALIOR	2	20,0	3	25,0	3	25,0	3	27,3	4	40,0	6	40,0
BZWBK	1	5,0	1	4,3	0	0,0	0	0,0	2	10,0	3	12,5
INGBSK	3	21,4	3	25,0	3	23,1	3	23,1	3	21,4	3	20,0
MBANK	2	11,8	2	11,8	1	5,9	2	11,8	3	15,8	3	15,8
MILL	1	5,3	2	10,5	2	10,5	3	15,8	3	15,8	3	16,7
PEKAO	1	6,3	1	6,7	3	21,4	4	26,7	4	26,7	4	25,0
PKOBP	0	0,0	1	6,3	1	6,7	2	13,3	2	12,5	3	20,0

Uwaga: L. oznacza liczbę kobiet łącznie w zarządach i radach nadzorczych, % zaś frakcję.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Kmiecik, 2017.

Tabela Z2. Liczba i odsetek kobiet w kierownictwie pozostałych spółek

Oznaczenia spółek	Lata											
	2010		2011		2012		2013		2014		2015	
	L.	%	L.	%	L.	%	L.	%	L.	%	L.	%
ASSECO	1	5,0	1	5,6	1	4,8	1	5,0	0	0,0	0	0,0
AZOTY	3	25,0	2	16,7	2	15,4	1	7,7	1	6,7	1	6,7
CCC	1	10,0	1	10,0	1	9,1	1	9,1	1	11,1	0	0,0
CDPROJ	1	14,3	1	10,0	1	10,0	1	10,0	1	10,0	1	9,1
CYFRPL	1	11,1	1	11,1	1	11,1	1	11,1	1	9,1	1	9,1
ENEA	1	7,1	2	16,7	2	15,4	3	23,1	3	25,0	3	27,3
EURO	1	8,3	1	8,3	1	8,3	1	8,3	1	8,3	1	7,7
GTC	0	0,0	0	0,0	0	0,0	1	5,6	1	5,6	1	5,3
JSW	0	0,0	0	0,0	0	0,0	0	0,0	0	0,0	2	12,5
KER	2	40,0	2	28,6	2	25,0	2	25,0	2	25,0	2	25,0
KGHM	0	0,0	1	6,3	2	15,4	2	16,7	1	7,1	1	7,7
LPP	0	0,0	0	0,0	0	0,0	0	0,0	0	0,0	0	0,0
LOTOS	2	16,7	1	10,0	2	22,2	2	18,2	3	27,3	3	25,0

Oznaczenia spółek	Lata											
	2010		2011		2012		2013		2014		2015	
	L.	%	L.	%	L.	%	L.	%	L.	%	L.	%
LWB	1	10,0	1	10,0	1	9,1	0	0,0	0	0,0	1	11,1
ORANGE	1	5,6	2	11,1	1	5,6	2	9,5	3	15,0	5	21,7
PGE	2	14,3	2	16,7	3	25,0	3	33,3	4	30,8	3	23,1
PGNiG	2	16,7	2	16,7	4	30,8	3	25,0	2	18,2	1	9,1
PKN	1	6,7	2	13,3	1	6,7	1	8,3	1	7,1	1	7,1
PKPCAR	2	13,3	1	9,1	1	8,3	2	13,3	0	0,0	1	7,1
SYNTH	0	0,0	0	0,0	0	0,0	0	0,0	0	0,0	0	0,0
TAURONP	2	15,4	2	15,4	2	15,4	2	16,7	2	14,3	5	35,7
PCE	1	11,1	1	10,0	1	11,1	1	11,1	2	20,0	3	30,0
BDZ	1	11,1	2	22,2	2	22,2	1	11,1	0	0,0	0	0,0
GPW	4	36,4	2	18,2	2	18,2	1	8,3	0	0,0	0	0,0

Uwaga: L. oznacza liczbę kobiet łącznie w zarządach i radach nadzorczych, % zaś frakcję.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Kmiecik, 2017.

Tabela Z3. Wartości mierników syntetycznych banków

BANK	2010	2011	2012	2013	2014	2015
ALIOR	0,0198	0,1527	0,0116	0,1064	0,0953	0,1090
BZWBK	0,6276	0,7024	0,5316	0,5496	0,4662	0,5513
INGBSK	0,4469	0,4009	0,3229	0,1539	0,1033	0,2937
MBANK	0,3399	0,2555	0,3924	0,4723	0,4374	0,2935
MILL	0,4126	0,2243	0,2646	0,2783	0,3275	0,2651
PEKAO	0,5014	0,4751	0,4474	0,4739	0,3673	0,3780
PKOBP	0,6706	0,5572	0,4811	0,5159	0,2841	0,1539

Źródło: obliczenia własne.

Tabela Z4. Wartości mierników syntetycznych pozostałych spółek

SPÓŁKA	2010	2011	2012	2013	2014	2015
ASSECO	0,1480	0,1872	0,2272	0,2171	0,1879	0,1775
BDZ	0,1581	0,1909	0,2583	0,2464	0,1836	0,1116
CCC	0,2830	0,2677	0,3659	0,3264	0,2584	0,2206

cd. tabeli Z4

SPÓŁKA	2010	2011	2012	2013	2014	2015
CDPROJ	-0,0511	0,2829	0,4017	0,3714	0,2687	0,4360
CYFRPL	0,2413	0,2191	0,3129	0,2692	0,1851	0,1765
ENEA	0,2042	0,2405	0,2635	0,2439	0,2269	0,1515
EURO	0,1194	0,1816	0,1977	0,1660	0,1434	0,1831
GPW	0,1409	-0,1903	-0,2184	-0,1997	-0,1069	0,3130
AZOTY	0,2474	0,2663	0,3070	0,2469	0,0772	0,2204
GTC	0,2888	0,3501	0,4296	0,2484	0,1227	0,2042
JSW	0,3026	0,3679	0,3837	0,2644	0,1871	-0,0518
KER	0,1987	0,2706	0,4332	0,3397	0,2632	0,2426
KGHM	0,0820	0,1248	0,1728	0,1919	0,0827	0,0758
LOTOS	0,2255	0,2349	0,3077	0,2323	0,1920	0,1040
LPP	0,0846	0,1505	0,1123	0,1076	0,1030	0,2228
LWB	0,1645	0,2166	0,2895	0,2800	0,2455	0,1310
ORANGE	0,1440	0,1758	0,2163	0,2168	0,2170	0,1376
PCE	0,0939	0,1515	0,2030	0,2110	0,0717	0,1822
PGE	0,1103	0,2206	0,2698	0,2407	0,2001	0,1393
PGNiG	0,2209	0,3040	0,3265	0,2399	0,2509	0,2269
PKN	0,1375	0,1604	0,1903	0,1796	0,1716	0,1904
PKPCAR	0,0586	0,2266	0,2395	0,2019	0,1562	0,2091
SYNTH	0,1462	0,2073	0,2999	0,1239	0,2067	0,2681
TAURONP	0,2212	0,3195	0,3554	0,3572	0,3083	0,1037

Źródło: obliczenia własne.

Rozdział 10

CZY SĄSIEDZTWO MA WPŁYW NA CENY NIERUCHOMOŚCI? MODELOWANIE PRZESTRZENNE CEN MIESZKAŃ W WARSZAWIE

1. Wstęp

W swoim artykule z 1970 roku, amerykański geograf Waldo Tobler zwrócił uwagę na fakt, że „wszystko jest związane ze wszystkim innym, ale w pobliżu rzeczy są bardziej związane niż rzeczy odległe” (Tobler, 1970, s. 236). Myśl ta na przestrzeni ostatniego pół wieku została zapamiętana jako pierwsze prawo geografii Toblera (Annamoradnejad, Safarrad, Annamoradnejad, Habibi, 2019) oraz niejednokrotnie służyła jako punkt wyjścia dla budowy oraz weryfikacji rozmaitych hipotez badawczych. Wspomnieć można tu m.in. badania na gruncie osiągnięć w edukacji, aktywności na rynku pracy czy przestępczości (Dietz, 2002). Obserwacja ta nie pozostała bez wpływu na dorobek ekonomii

oraz jej nauki pomocniczej – ekonometrii. W ramach tej drugiej rozwinął się oddzielny nurt w obszarze badań ilościowych znany szerzej jako ekonometria przestrzenna (*spatial econometrics*).

Jednym z obszarów zastosowań ekonometrii przestrzennej jest identyfikacja źródeł zmienności cen nieruchomości – zarówno gruntów, jak i mieszkań (Krause, Bitter, 2012). O ważkości tego zagadnienia decyduje m.in. wielkość kapitału, jaki jest powiązany z rynkiem nieruchomości. Według *Raportu o sytuacji na rynku nieruchomości mieszkaniowych i komercyjnych w Polsce w 2018 r.* przygotowanego przez Departament Analiz Ekonomicznych Narodowego Banku Polskiego, szacowana wartość majątku nieruchomości mieszkaniowych w Polsce na koniec 2018 roku wyniosła ponad 3,8 bln zł¹. Problemem badawczym, jaki ekonomiści próbują zgłębić, jest to, czy sąsiedztwo ma wpływ na ceny nieruchomości. Choć intuicja dostarcza wielu argumentów na potwierdzenie tej hipotezy, zadaniem ekonometryków jest potwierdzenie jej na gruncie ilościowym.

Praca jest poświęcona identyfikacji charakterystyk wpływających na ceny nieruchomości mieszkaniowych. Oprócz właściwości lokali (takich jak m.in.: powierzchnia, liczba pokoi czy też piętro, na którym znajduje się lokal) oraz budynków (m.in. rok budowy oraz liczba pięter) badaniu podlegają również zależności przestrzenne, które kwantyfikowane są z wykorzystaniem narzędzi ekonometrii przestrzennej. W badaniu wykorzystano również dwie zmienne charakteryzujące położenie mieszkań na mapie Warszawy: dzielnica, w obrębie której znajduje się lokal, oraz odległość od najbliższej stacji metra. Celem wykorzystania pierwszej z nich jest próba weryfikacji hipotezy zakładającej odmienny charakter poszczególnych dzielnic, niezależny wyłącznie od współrzędnych geograficznych i jego wpływ na ceny nieruchomości. Druga zmienna stanowi instrument dla jakości dostępnej infrastruktury miejskiej. Jej włączenie do modelu ma na celu weryfikację hipotezy, czy rzeczywiście można postrzegać ją jako taki właśnie instrument, wpływający pozytywnie na poziom cen lokali

¹ https://www.nbp.pl/publikacje/rynek_nieruchomosci/raport_2018.pdf [dostęp: 06.02.2020].

mieszkalnych. Wykorzystane dane opisują ruch transakcyjny na warszawskim rynku nieruchomości w drugiej połowie 2018 roku.

Praca zbudowana jest następująco: podrozdział drugi poświęcony jest przeglądowi literatury zarówno z obszaru modelowania przestrzennego, jak i badań skupiających się na identyfikowaniu czynników wpływających na ceny mieszkań. Kolejno przedstawiony zostanie zbiór danych, który poddano analizie. Następnie zaprezentowano narzędzia ekonometryczne, które wykorzystano w niniejszej pracy. Piąty podrozdział dotyczy wyników przeprowadzonych analiz. Dalsza część pracy poświęcona jest interpretacjom oraz weryfikacji jakości zbudowanych modeli. Ostatni podrozdział zawiera wnioski oraz wskazuje kierunki dalszych prac.

2. Przegląd literatury

Lokalizacja oraz sąsiedztwo zdają się w naturalny sposób wpływać na cenę nieruchomości. Przekonanie to odnajduje odzwierciedlenie w metodologii wyceny nieruchomości zarówno w Polsce, jak i zagranicą (Cymerman, Filipiak-Kowszyk, 2015; Krause, Bitter, 2012).

Hedoniczne modele regresji są powszechnie wykorzystywane w szacowaniu cen nieruchomości (Copiello, 2020; Annamoradnejad i in., 2019). Głównym założeniem leżącym u ich podstaw jest postrzeganie wartości dobra jako sumy wartości jego charakterystyk składowych, tzw. nośników użyteczności (*utility-bearing attributes*; Rosen, 1974). Standardowy hedoniczny model cen opiera się na modelu regresji estymowanym za pomocą MNK i można zapisać go następująco:

$$Y = X\beta + \varepsilon, \quad (1)$$

gdzie: zmienną objaśnianą Y jest cena nieruchomości, zmiennymi objaśniającymi X są zaś wspomniane nośniki użyteczności.

Historia wykorzystania efektów przestrzennych w modelowaniu ekonometrycznym sięga przełomu lat 70. i 80. XX wieku, kiedy to Goodman (1978)

oraz Li i Brown (1980) badali wpływ bezpośredniego sąsiedztwa na ceny nieruchomości. Z kolei na przełomie lat 80. i 90. nastąpił intensywny rozwój ekonometrycznych metod modelowania przestrzennego (Anselin, 1988). Pace i Gilley w swojej pracy (1997) dowodzą, że bezpośrednio modelowanie zależności przestrzennych poprawia efektywność i dokładność oszacowań. W pracy Osland (2010) odnaleźć można użyteczny przegląd ekonometrycznych modeli przestrzennych z zastosowaniem w obszarze wyceny norweskich nieruchomości. Autor wskazuje, iż przestrzenny model opóźnień (*spatial lag model* – SLM / SAR) oraz model przestrzenny błędu (*spatial error model* – SEM) charakteryzują się zarówno lepszym dopasowaniem, jak i dokładnością oszacowań niż w przypadku regresji liniowej. Podobnych wniosków dostarczają prace Bourassa, Cantoni, Hoesli (2010) oraz Palma, Cappello, De Iaco, Pellegrino (2018).

Celem wykorzystania modeli przestrzennych jest nie tylko identyfikacja istotności wpływu wybranych czynników na ceny nieruchomości, ale także i bardziej precyzyjny pomiar ich wpływu. Cohen i Coughlin w swojej pracy (2008) porównują model przestrzennych opóźnień, autoregresyjny model opóźnień, model uogólniony oraz model oparty na metodzie najmniejszych kwadratów dla problemu wpływu hałasu związanego z sąsiedztwem lotniska na ceny mieszkań w Atlancie. Choć oszacowania pomiędzy tymi modelami nie różnią się znacznie, okazuje się, że metoda najmniejszych kwadratów pomijając czynnik mnożnika przestrzennego znacznie nie doszacowuje wpływ hałasu na ceny mieszkań. Podobnych wniosków w obszarze wpływu jakości lokalnego szkolnictwa na ceny mieszkań dostarcza praca Brasingtona i Haurina (2006).

Wang, Chang, Wang swoje badanie (2019) poświęcili identyfikacji czynników wpływających na ceny mieszkań w mieście Taitung (Tajwan). Na podstawie 3 533 transakcji z lat 2013–2017, wykorzystując modele SLM oraz SAR, badacze weryfikują wpływ na cenę m.in.: powierzchni lokalu, jego piętra, wieku budynku, sąsiedztwa drogi, odległości od kolejki, odległości od szkół i parku. W pracy Hui, Chau, Pun, Law (2007) można odnaleźć zastosowanie modeli SEM i SAR na zbiorze 2 957 obserwacji – celem analizy była identyfikacja wpływu czynników środowiskowych na kształtowanie się cen nieruchomości. Wśród nich wymienić należy widok z okna, jakość powietrza

czy natężenie hałasu. Ceccato i Wilhelmsson (2019) z kolei dowodzą na przykładzie Sztokholmu, że bliskość nieruchomości względem miejsc o wysokiej koncentracji zachowań przestępczych wpływa negatywnie na ceny mieszkań – każdy kilometr oddalenia od takiego niebezpiecznego miejsca podwyższa cenę lokalu o 3 000 euro (Ceccato, Wilhelmsson, 2019). W wielu opracowaniach weryfikacji podlega też hipoteza o wpływie sieci komunikacji miejskiej na kształtowanie się cen nieruchomości. Problemem tym zajmowali się m.in. Yang, Zhou, Shyr, Huo (2019), Henneberry (1998). Również obecność infrastruktury miejskiej w bezpośrednim sąsiedztwie mieszkań jest przedmiotem zainteresowania badaczy. Zhang, Zhou, Hui, Wen (2019) udało się potwierdzić pozytywny wpływ bliskości centrów handlowych na wysokość cen mieszkań. Ważnym czynnikiem przy wyborze miejsca zamieszkania, nie tylko ze względów praktycznych, jest bliskość obiektów użyteczności publicznej – brak potrzeby korzystania ze spalinowych środków transportu pozytywnie wpływa na środowisko naturalne. Yang, Wang, Zhou, Wang w swojej pracy (2018) wnioskuje, iż bliskość placówek sportowych, kulturalnych i szkół pozytywnie wpływa na cenę pobliskich nieruchomości, szpitali zaś negatywnie. Jako istotny czynnik decydujący o poziomie cen nieruchomości wskazywana jest jakość pobliskich placówek oświatowych (Peng, 2019).

Bogaty przegląd literatury z zakresu czynników wpływających na ceny nieruchomości w Malezji, w podziale na czynniki: charakterystyki budynku, lokalacja, sąsiedztwo, jakość życia, odnaleźć można w pracy Hilmi, Masri, Nawawia, Sipan (2016).

3. Dane

Analizowany zbiór danych obejmuje 12 241 transakcji kupna-sprzedaży lokali mieszkalnych na terenie miasta stołecznego Warszawy w okresie lipiec–grudzień 2018. Transakcje pochodzą z rynku pierwotnego oraz wtórnego. Analizie poddano nieruchomości o powierzchni przekraczającej 15 m² oraz wyłączono obserwacje zawierające braki danych (stanowiły one łącznie <1%

wszystkich obserwacji). Zmienne wchodzące w skład zbioru danych opisano w tabeli 1.

Tabela 1. Zmienne w analizowanym zbiorze danych

Nazwa	Typ	Opis
prxm	ciągła	cena metra kwadratowego mieszkania [w PLN]
mar_pri	binarna	rodzaj rynku (1 – pierwotny; 0 – wtórny)
prx	ciągła	cena nieruchomości [w PLN]
buy_f	binarna	typ kupującego (1 – osoba fizyczna; 0 – osoba prawna)
sel_f	binarna	typ sprzedającego (1 – osoba fizyczna; 0 – osoba prawna)
bld_yr	ciągła	rok powstania budynku
bld_flru	licznikowa	liczba nadziemnych pięter budynku
bld_fld	licznikowa	liczba podziemnych pięter budynku
dis	nominalna	dzielnica; ta podzielona zostanie na następujące zmienne binarne: <i>d_.BA</i> (Białołęka), <i>d_.BO</i> (Bemowo), <i>d_.BY</i> (Bielany), <i>d_.MW</i> (Mokotów), <i>d_.OA</i> (Ochota), <i>d_.PC</i> (Praga Północ), <i>d_.PE</i> (Praga Południe), <i>d_.RW</i> (Rembertów), <i>d_.SE</i> (Śródmieście – kategoria referencyjna), <i>d_.TK</i> (Targówek), <i>d_.US</i> (Ursus), <i>d_.UW</i> (Ursynów), <i>d_.WA</i> (Wola), <i>d_.WR</i> (Wawer), <i>d_.WS</i> (Wesoła), <i>d_.WW</i> (Wilanów), <i>d_.WY</i> (Włochy), <i>d_.ZZ</i> (Żoliborz)
loc_flr	licznikowa	piętro, na którym znajduje się lokal
loc_rms	licznikowa	liczba pokoi w lokalu
loc_spa	ciągła	powierzchnia lokalu [w m ²]
par	binarna	do lokalu przynależy garaż / miejsce postojowe (1 – tak; 0 – nie)
cel	binarna	do mieszkania przynależy piwnica / komórka lokatorska (1 – tak; 0 – nie)
bal	binarna	mieszkanie posiada balkon (1 – tak; 0 – nie)
odl_m	ciągła	odległość od najbliższej stacji metra [w km]
lat	ciągła	szerokość geograficzna
lon	ciągła	długość geograficzna

Źródło: opracowanie własne.

Statystyki opisowe zmiennych zawartych w zbiorze danych zawiera tabela 2. W przypadku zmiennych binarnych jedyną wykorzystaną statystyką jest wartość średnia, która odzwierciedla frakcję *jedynek* w próbie.

Tabela 2. Statystyki opisowe analizowanego zbioru danych

Zmienna	Obs.	Średnia	Odchylenie	Mediana	Minimum	Maksimum
prxm	12 241	8 823	2 897	8 306	1 244	47 618
prx	12 241	512 589	437 858	420 000	26 450	14 787 000
bld_yr	12 241	2000	27	2016	1860	2018
bld_flru	12 241	7	5	6	1	55
bld_flrd	12 241	1	1	1	0	4
loc_flr	12 241	4	3	3	-1	52
loc_rms	12 241	3	1	3	1	12
loc_spa	12 241	56,7	25,3	51,2	15,5	363,9
odl_m	12 241	3,1	2,7	2,5	0,0	15,6
mar_pri	12 241	0,53	-	-	-	-
buy_f	12 241	0,65	-	-	-	-
sel_f	12 241	0,98	-	-	-	-
par	12 241	0,42	-	-	-	-
cel	12 241	0,21	-	-	-	-
bal	12 241	0,52	-	-	-	-
d_.BA	12 241	0,12	-	-	-	-
d_.BO	12 241	0,05	-	-	-	-
d_.BY	12 241	0,05	-	-	-	-
d_.MW	12 241	0,16	-	-	-	-
d_.OA	12 241	0,05	-	-	-	-
d_.PC	12 241	0,03	-	-	-	-
d_.PE	12 241	0,11	-	-	-	-
d_.RW	12 241	0,00	-	-	-	-
d_.SE	12 241	0,05	-	-	-	-
d_.TK	12 241	0,06	-	-	-	-
d_.US	12 241	0,04	-	-	-	-
d_.UW	12 241	0,04	-	-	-	-
d_.WA	12 241	0,11	-	-	-	-
d_.WR	12 241	0,02	-	-	-	-
d_.WS	12 241	0,01	-	-	-	-
d_.WW	12 241	0,05	-	-	-	-
d_.WY	12 241	0,03	-	-	-	-
d_.ZZ	12 241	0,02	-	-	-	-

Źródło: opracowanie własne.

Jak wynika z tabeli 2, w zbiorze znajduje się 12 241 obserwacji. Średnio mieszkanie w Warszawie w tym czasie kosztowało nieco ponad pół miliona PLN (mediana: 420 tys. PLN). Najwyższa transakcja opiewała na kwotę niemal 15 mln PLN. Lokale będące przedmiotem transakcji mieszczą się w budynkach o liczbie kondygnacji od 1 do 55 (budynkiem o największej liczbie kondygnacji w Warszawie jest wieżowiec pod adresem Żłota 44). Lokale ujęte w zbiorze danych mają od 1 do 12 pokoi i mieszczą się w budynkach, których budowę datuje się na lata 1860–2018. Średnia wielkość mieszkania to niecałe 57 m² (przy medianie ok. 51 m²), a cena 1 m² wahała się od 1 244 PLN do 47 618 PLN przy średniej na poziomie 8 823 PLN. Przeciętna odległość mieszkań od najbliższej stacji metra to 3 100 m, przy medianie 2 500 m. Najwięcej lokali występujących w poniższym badaniu mieści się na Mokotowie i Białolece.

4. Modele

Oprócz klasycznej MNK, która służy tu jako punkt odniesienia, w badaniu zastosowano metody opierające się na wykorzystaniu koncepcji zależności przestrzennych (*spatial dependence*). Ujmowanie zależności przestrzennych w hedonicznych modelach cen nieruchomości wymaga starannej pracy badacza, jako że statystyka przestrzenna łamie część założeń przyjmowanych przez MNK (Yang i in., 2019). Do dwóch najpopularniejszych modeli z obszaru ekonometrii przestrzennej należy zaliczyć model z rozkładem opóźnień przestrzennych (*spatial lag model* – SLM / SAR) oraz model błędów przestrzennych (*spatial error model* – SEM).

Centralnym pojęciem ekonometrii przestrzennej jest przestrzenna macierz wag W , która odzwierciedla schemat powiązań przestrzennych poszczególnych obiektów między sobą. Jest ona macierzą kwadratową o wymiarze równym liczbie obserwacji – jej i -ty wiersz należy interpretować jako wektor wag, które określają wpływ poszczególnych obserwacji na i -tą obserwację. Diagonała wypełniona zerami wyraża założenie, iż obserwacje nie wpływają bezpośrednio

na siebie. Oddzielną sekcję poświęconą konstrukcji macierzy W poświęcił w swojej pracy Arbia (2014).

Model z rozkładem opóźnień przestrzennych (SLM / SAR) pozwala na ujęcie wpływu obserwacji, w tym przypadku cen nieruchomości, na zmienną objaśnianą w tymże modelu. Modele opóźnień usiłują uchwycić przestrzenną zależność na rynku nieruchomości – czyli wpływ cen sprzedaży pobliskich nieruchomości na poziom cen ich sąsiadów. Model SLM ujmuje w swojej postaci endogeniczne efekty interakcyjne w ramach zmiennej zależnej i ma postać:

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon, \quad (2)$$

gdzie: W jest przestrzenną macierzą wag, która określa strukturę przestrzenną, na jakiej powinien opierać się model, oraz określa sąsiedztwo dla każdej obserwacji ujętej w zbiorze danych, WY jest przestrzennie opóźnioną zmienną zależną, zaś ρ jest parametrem dla zależności przestrzennej. W przypadku, w którym $\rho = 0$, model SLM redukuje się do podstawowego hedonicznego modelu cen (1).

Model SLM pozwala na weryfikację hipotezy przyjmującej, że cena nieruchomości, oprócz czynników dla niej charakterystycznych, zależy od cen okolicznych nieruchomości. W literaturze z obszaru nieruchomości ten rodzaj interakcji nazywany jest efektem przylegania (*adjacency effect*; Can, 1990). Wśród wielu z potencjalnych jego wytłumaczeń wymienić należy przede wszystkim traktowanie przez kupujących i sprzedających podobnych transakcji jako punkt odniesienia przy ustalaniu ceny (Osland, 2010).

Model błędów przestrzennych (SEM) powstał z myślą o poprawnym ujęciu autokorelacji przestrzennej reszt, która narusza podstawowe założenie metody najmniejszych kwadratów. Przez ujęcie przestrzennej autokorelacji w założeniach model SEM umożliwia eliminację obciążenia związanego z pominięciem mniej kluczowych objaśniających zmiennych przestrzennych. Ma on postać:

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (3)$$

$$\varepsilon = \lambda W \varepsilon + u, \quad (4)$$

gdzie: W jest przestrzenną macierzą wag, u jest składnikiem losowym nieskorelowanym ze składnikami losowymi pozostałych obserwacji oraz $u \sim N(0, \sigma^2 I)$. Model ten można też ująć następująco:

$$Y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1} u. \quad (5)$$

Z wyrażenia (5) wynika, iż wartość zmiennej zależnej dla każdej obserwacji zależy od składnika stochastycznego sąsiednich obserwacji przez mnożnik $(I - \rho W)^{-1}$. Im mniejsza wartość $|\rho|$, tym słabsze oddziaływanie mnożnika. Podobnie jak w przypadku modelu SLM, jeśli $\lambda = 0$, model SEM redukuje się do podstawowego hedonicznego modelu cen (1).

Model SEM pozwala na ujęcie w modelu zmienności cen nieruchomości wynikającej z oddziaływania czynników, które nie zostały ujęte w formule modelu. Jeśli jednak oszacowana postać β istotnie różni się od oszacowania MNK, może wskazywać to na niepoprawną specyfikację modelu, a autokorelacja przestrzenna reszt może być jedynie symptomem problemu pominiętych zmiennych (Osland, 2010).

Modelem, który zawiera w sobie oba źródła zmienności, które mogą być modelowane za pomocą technik przestrzennych, jest model SARAR, jego postać przedstawia się następująco:

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon \quad (6)$$

$$\varepsilon = \lambda W \varepsilon + u, \quad (7)$$

gdzie oznaczenia są analogiczne jak dla modeli SEM i SLM. Stosowany jest w przypadku, gdy modele zakładające jedno źródło zmienności przestrzennej w niewystarczającym stopniu usuwają autokorelację przestrzenną reszt.

5. Wyniki

Pierwszym elementem badania jest analiza graficzna rozkładu cen nieruchomości na mapie miasta stołecznego Warszawy. Przeprowadzona została ona na podstawie rysunku 1. Poszczególne punkty na mapie reprezentują lokale mieszkalne, które stanowią kolejne obserwacje w analizowanym zbiorze danych. Ich kolor świadczy o miejscu zajmowanym na siatce decylowej rozkładu ceny lokalu w przeliczeniu na metr kwadratowy. Odcień jasny został przyporządkowany do pierwszego decyla, w którym znalazło się 10% najtańszych mieszkań, będących przedmiotem transakcji w rozpatrywanym okresie, ciemny zaś do dziesiątego decyla, charakterystycznego dla 10% najdroższych mieszkań. Czarne punkty na mapie reprezentują stacje warszawskiego metra, oddane do użytku do września 2019 roku. Zarówno przy analizie graficznej, jak i przy wykorzystaniu modeli należy pamiętać, że trzy ostatnie, północne stacje drugiej linii metra oddane zostały do użytku już po zamknięciu okna czasowego analizowanego zbioru danych (lipiec–grudzień 2018, podczas gdy stacje metra: Szwedzka, Targówek Mieszkaniowy oraz Trocka oddano do użytku 15 września 2019 r.). Niemniej jednak zakłada się, że długofalowa inwestycja, jaką jest metro, oddziaływała na ceny mieszkań jeszcze przed oddaniem do użytku ostatnich jego stacji.

Rysunek 1 zdaje się obrazowo potwierdzać hipotezy, do weryfikacji których do modeli włączono wspomniane we wstępie dwie zmienne przestrzenne – *dzielnica* oraz *odległość od najbliższej stacji metra*.

Stacje metra, których bliskość stanowić ma instrument dla jakości dostępnej infrastruktury miejskiej, rzeczywiście zdają się skupiać w swoim sąsiedztwie częściej punkty ciemne niż jasne. Intuicja, która stoi za hipotezą badawczą, przyjmuje, że nawet jeśli wokół danej stacji metra nie występuje dobrze rozwinięta infrastruktura (jak parki, placówki oświatowe, centra handlowe), to przez bliskość metra można sprawnie się do takiego miejsca udać. Dwoma większymi skupiskami ciemnych punktów na mapie Warszawy, które nie znajdują się w bezpośrednim sąsiedztwie metra, są: Miasteczko Wilanów znajdujące się

w południowej części miasta oraz Saska Kępa tuż przy prawym brzegu Wisły. Nawet na cieszącej się złą sławą Pradze Północ dwie najdawniej oddane do użytku stacje II linii metra (czwarty i piąty czarny punkt od lewej) zdają się skupiać jedyne ciemne punkty znajdujące się na terenie tej dzielnicy.

Rysunek 1. Wizualizacja analizowanego zbioru danych



Źródło: opracowanie własne.

Zaprezentowany na rysunku 1 podział na dzielnice potwierdza drugą z weryfikowanych hipotez: poszczególne dzielnice charakteryzują się odmienną specyfiką, niezależną wyłącznie od współrzędnych geograficznych, która przekłada się na ceny nieruchomości. W tym przypadku przez specyfikę należy rozumieć nie tylko uwarunkowania infrastrukturalne jak obecność parków, miejsc rozrywki czy kawiarni, ale także i uwarunkowania historyczne (skala

zniszczeń poniesionych podczas II wojny światowej) oraz funkcjonalne („sypialne dzielnice” po prawej stronie Wisły oraz rozwinięte usługowo Śródmieście czy Mokotów). Dość wyraźnie granice te zarysowują się w miejscu styku Ochoty i Mokotowa (gdzie po stronie Mokotowa znajdują się ciemne punkty, po stronie Ochoty zaś jaśniejsze) oraz Bemowa i Żoliborza (przy czym „droższą” dzielnicą jest Żoliborz).

Punktem wyjścia dla modelowania przestrzennego była budowa klasycznego modelu regresji MNK, w którym zmienną objaśnianą była cena metra kwadratowego nieruchomości. Dobór zmiennych objaśnianych podyktowany został wcześniejszymi pracami badaczy (Przekop, Przekop, 2018), które zostały wykorzystane przy budowie zaprezentowanego w podrozdziale trzecim zbioru danych. Model regresji charakteryzuje się istotnością na poziomie $\alpha = 0,01$ i nie występuje w nim problem współliniowości. Problem heteroskedastyczności rozwiązano, wykorzystując odporny estymator HAC, który wskazał na istotność wszystkich zmiennych objaśniających w modelu. Oszacowania modelu MNK, SEM, SLM oraz SARAR odnaleźć można w tabeli 3.

Tabela 3. Wyniki estymacji modeli

	MNK		SEM		SLM		SARAR	
	β_i	p-val	β_i	p-val	β_i	p-val	β_i	p-val
(Intercept)	-8 291	0,000	-27 941	0,000	-27 941	0,000	-27 963	0,000
mar_pri	-758	0,000	-875	0,000	-875	0,000	-867	0,000
bld_yr	11	0,000	20	0,000	20	0,000	20	0,000
bld_flrd	437	0,000	682	0,000	682	0,000	664	0,000
loc_flr	181	0,000	112	0,000	112	0,000	113	0,000
loc_rms	-819	0,000	-536	0,000	-536	0,000	-541	0,000
loc_spa	37	0,000	19	0,000	19	0,000	19	0,000
cel	414	0,000	193	0,000	193	0,000	200	0,000
d_BA	-5 597	0,000	-5 495	0,000	-5 495	0,000	-4 995	0,000
d_BO	-4 151	0,000	-4 128	0,000	-4 128	0,000	-3 838	0,000
d_BY	-4 389	0,000	-3 274	0,000	-3 274	0,000	-3 160	0,000
d_MW	-3 836	0,000	-2 592	0,000	-2 592	0,000	-2 551	0,000
d_OA	-3 587	0,000	-3 137	0,000	-3 137	0,000	-2 979	0,000

	MNK		SEM		SLM		SARAR	
	β_i	p-val	β_i	p-val	β_i	p-val	β_i	p-val
d_PC	-4 380	0,000	-3 806	0,000	-3 806	0,000	-3 434	0,000
d_PE	-4 593	0,000	-4 016	0,000	-4 016	0,000	-3 756	0,000
d_RW	-5 140	0,000	-6 141	0,000	-6 141	0,000	-5 559	0,000
d_TK	-5 540	0,000	-4 514	0,000	-4 514	0,000	-4 230	0,000
d_US	-4 514	0,000	-4 735	0,000	-4 735	0,000	-4 380	0,000
d_UW	-4 785	0,000	-4 169	0,000	-4 169	0,000	-3 931	0,000
d_WA	-3 568	0,000	-2 564	0,000	-2 564	0,000	-2 556	0,000
d_WR	-4 566	0,000	-4 453	0,000	-4 453	0,000	-4 144	0,000
d_WS	-4 586	0,000	-5 903	0,000	-5 903	0,000	-5 651	0,000
d_WW	-4 743	0,000	-3 750	0,000	-3 750	0,000	-3 642	0,000
d_WY	-4 616	0,000	-4 317	0,000	-4 317	0,000	-4 052	0,000
d_ZZ	-3 770	0,000	-2 283	0,000	-2 283	0,000	-2 278	0,000
odl_m	-242	0,000	-124	0,000	-124	0,000	-107	0,000
Moran I	0,026	0,000	0,001	0,345	0,001	0,345	-0,002	0,690

Źródło: opracowanie własne.

W ostatniej kolumnie tabeli 3 znajdują się wyniki testu Morana I, który służy testowaniu występowania autokorelacji przestrzennej (Arbia, 2014). Wynika z niego, iż dla modelu MNK należy odrzucić hipotezę zerową mówiącą o braku korelacji przestrzennej reszt na rzecz hipotezy alternatywnej mówiącej o jej występowaniu. Z rezultatów analogicznych testów dla modeli SEM, SLM i SARAR wynika, że konstrukcja tych modeli pozwala na usunięcie problemu autokorelacji reszt oraz ujęcie efektów przestrzennych. Wskazuje to na potrzebę dalszego wykorzystania modeli przestrzennych, jako że estymator MNK traci swoją efektywność, co wpływa na poziom statystyk testowych t oraz F .

Modele SEM, SLM i SARAR oszacowane zostały za pomocą metody największej wiarygodności. Z testów ilorazu wiarygodności wynika, iż na poziomie istotności $\alpha = 0,01$ (p -value na poziomie 0,002) model SARAR charakteryzuje się lepszym dopasowaniem do próby niż w przypadku modeli SEM oraz SLM. Świadczy to o istotnym wpływie zarówno czynnika związanego z autokorelacją reszt, jak i opóźnień przestrzennych cen nieruchomości. Wszystkie trzy modele

przestrzenne odwołują się do identycznej macierzy W , która oparta została na koncepcji k -najbliższych sąsiadów. W macierzy tej dla każdej obserwacji oznaczono 11 najbliższych sąsiadów. Wybór liczby sąsiadów podyktowany jest przez praktykę rzeczoznawców majątkowych zobowiązanych w swoich wyceinach do powołania się na *kilkanaście nieruchomości podobnych* przy metodzie korygowania ceny średniej (Dz.U. z 2004 r., Nr 207).

Z analizy oszacowań wektora parametrów β wynika, że oszacowania dla poszczególnych zmiennych nie różnią się znacząco, co świadczy o poprawnej specyfikacji modeli przestrzennych i braku problemu pominiętych istotnych zmiennych.

6. Interpretacje

Choć w przypadku regresji liniowej interpretacja oszacowań jest stosunkowo prosta, o tyle w przypadku modeli z rozkładem opóźnień, wpływ poszczególnych regresorów na zmienną zależną jest bardziej złożony. Wynika to bezpośrednio z udziału macierzy W w procesie estymacji parametrów – wykorzystując ją, zakłada się, że zmiana obserwowanej wartości w jednym punkcie może wpływać na punkty sąsiednie. W konsekwencji tak wywołana zmiana może na zasadzie sprzężenia zwrotnego wpłynąć ponownie na punkt, w którym powstał pierwotny efekt, i tak kolejno, aż do momentu wygaśnięcia impulsu. Aby w syntetyczny sposób interpretować efekt zmian poszczególnych zmiennych objaśniających w modelach przestrzennych, wykorzystuje się trzy miary. Pierwszą z nich jest *efekt bezpośredni* – określa on wpływ jednostkowego wzrostu zmiennej objaśniającej dla danej obserwacji na zmienną objaśnianą dla tej samej obserwacji. Drugą z nich jest *efekt pośredni* – określa on wpływ jednostkowego wzrostu zmiennej objaśniającej dla danej obserwacji na zmienną objaśnianą w pozostałych regionach łącznie. Ostatnią z nich jest *efekt całkowity*, który stanowi sumę dwóch poprzednich. Wpływ poszczególnych zmiennych objaśniających na poziom cen metra kwadratowego mieszkania dla modelu liniowego, SLM oraz SARAR zawarto w tabeli 4.

Tabela 4. Efekty zmiennych objaśniających na zmienną zależną

	MNK	SLM			SARAR		
		bezpośr.	pośr.	całk.	bezpośr.	pośr.	całk.
mar_pri	-758	-565	-1 142	-1 707	-868	-129	-997
bld_yr	11	9	19	28	20	3	22
bld_fldr	437	221	447	668	664	98	763
loc_flr	181	94	190	284	113	17	129
loc_rms	-819	-596	-1 207	-1 803	-542	-80	-622
loc_spa	37	22	45	68	19	3	22
cel	414	272	550	822	200	30	229
d_BA	-5 597	-1 736	-3 513	-5 250	-5 000	-741	-5 741
d_BO	-4 151	-1 360	-2 751	-4 111	-3 842	-569	-4 411
d_BY	-4 389	-1 259	-2 547	-3 806	-3 163	-469	-3 632
d_MW	-3 836	-1 091	-2 207	-3 298	-2 554	-378	-2 932
d_OA	-3 587	-1 134	-2 294	-3 427	-2 982	-442	-3 424
d_PC	-4 380	-1 104	-2 235	-3 339	-3 437	-509	-3 947
d_PE	-4 593	-1 438	-2 910	-4 348	-3 760	-557	-4 317
d_RW	-5 140	-1 780	-3 601	-5 380	-5 564	-825	-6 389
d_TK	-5 540	-1 598	-3 234	-4 833	-4 234	-627	-4 862
d_US	-4 514	-1 563	-3 162	-4 725	-4 384	-650	-5 034
d_UW	-4 785	-1 532	-3 101	-4 633	-3 935	-583	-4 518
d_WA	-3 568	-1 103	-2 231	-3 334	-2 559	-379	-2 938
d_WR	-4 566	-1 487	-3 010	-4 497	-4 149	-615	-4 763
d_WS	-4 586	-2 412	-4 880	-7 292	-5 657	-838	-6 495
d_WW	-4 743	-1 570	-3 177	-4 747	-3 646	-540	-4 186
d_WY	-4 616	-1 492	-3 019	-4 511	-4 056	-601	-4 657
d_ZZ	-3 770	-1 013	-2 051	-3 064	-2 280	-338	-2 618
odl_m	-242	-50	-101	-150	-107	-16	-123

Źródło: opracowanie własne.

Choć estymator MNK jest nieefektywny z uwagi na zdiagnozowaną już autokorelację przestrzenną i nie należy interpretować poszczególnych oszacowań parametrów, te jedynie zestawiamy z efektami wyznaczonymi z modelu SARAR. Ciekawym zjawiskiem jest relacja pomiędzy poszczególnymi efektami

dla modeli SLM i SARAR. Po pierwsze, wpływ większości zmiennych na ceny mieszkań w przypadku modelu SLM jest większy co do wartości bezwzględnej niż przy modelu SARAR. Po drugie, w przypadku modelu SLM efekt pośredni wszystkich zmiennych jest większy co do wartości bezwzględnej niż efekt bezpośredni. Zdaje się to być wbrew intuicji i może wynikać z przypisania zmienności związanej z korelacją przestrzenną składnika losowego zmienności wynikającej z autoregresji cen w modelu SAR. Zarówno test ilorazu wiarygodności, jak i test I Morana prowadzi do wniosku, iż oba źródła zmienności są statystycznie istotne, stąd dalszym interpretacjom poddano model SARAR.

Mieszkanie pochodzące z rynku pierwotnego charakteryzuje się o 868 PLN niższą ceną za metr kwadratowy niż w przypadku rynku wtórnego (dla MNK efekt ten to -758 PLN). Fakt pochodzenia mieszkania z rynku pierwotnego obniża ceny okolicznych mieszkań łącznie o 129 PLN za metr kwadratowy. Analogiczna interpretacja obowiązuje dla pozostałych zmiennych objaśniających. Wiek budynku negatywnie wpływa na cenę mieszkań, przynależność podziemnej hali garażowej wpływa pozytywnie, kondygnacja lokalu wpływa pozytywnie, liczba pokoi (przy niezmienionej powierzchni) wpływa negatywnie, powierzchnia (całego lokalu) wpływa pozytywnie (na cenę metra kwadratowego), przynależność komórki lokatorskiej wpływa pozytywnie.

W przypadku zmiennych: *dzielnica* (dis) oraz *odległość od najbliższej stacji metra* (odl_m), które są obiektem rozpatrywanych w pracy hipotez badawczych, oszacowane modele wskazują na ich statystyczną istotność. Kategorią referencyjną dla zmiennej *dzielnica* jest Śródmieście. Wyniki oszacowań parametrów dla pozostałych dzielnic wskazują, że ceny w Śródmieściu są o co najmniej 2 280 PLN wyższe niż w przypadku kolejnej pod względem wysokości ceny za metr kwadratowy dzielnicy – Żoliborza. Zatem, niezależnie od czynników przestrzennych, fakt umiejscowienia lokalu mieszkalnego w konkretnej dzielnicy ma statystycznie istotny wpływ na cenę nieruchomości. W przypadku odległości od najbliższej stacji metra, ta również ma statystycznie istotny wpływ na kształtowanie się cen mieszkań. Wraz z każdym kilometrem oddalenia mieszkania od stacji cena metra kwadratowego lokalu spada o 107 PLN (dla MNK efekt ten to -242 PLN). W przypadku oddalenia o każdy kolejny kilometr,

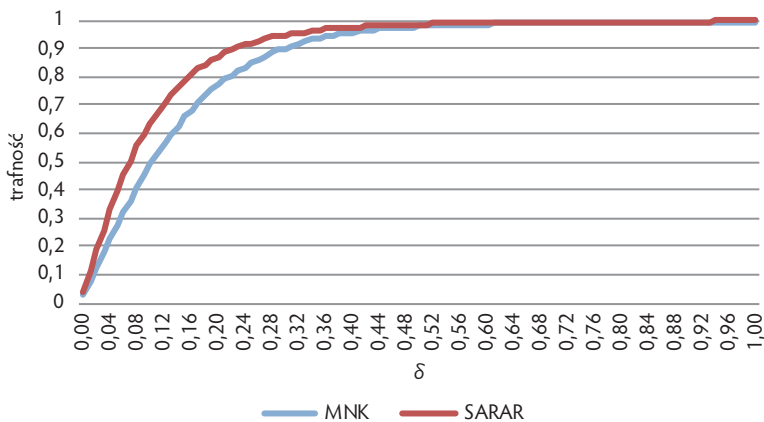
niższa cena metra kwadratowego mieszkania oddziałuje na swoich sąsiadów, obniżając cenę metra kwadratowego dla wszystkich sąsiadów łącznie o 16 PLN.

Choć jakość modeli przestrzennych potwierdzona została testem F oraz LR , weryfikacji poddano również ich trafność. Ta mierzona jest na potrzeby tej pracy jako wartość skumulowana modułów błędów względnych prognoz, co można zapisać następująco:

$$trafność_{\delta} = \frac{\sum_{i=1}^n 1(|\hat{Y}_i - Y_i| / Y_i > \delta)}{n}, \tag{8}$$

gdzie: n jest liczbą obserwacji, a $1()$ funkcją indykatorową. Wykres kształtowania się miary (8) przedstawia rysunek 2. Poziom miary $trafność_{\delta}$ w zależności od wybranych δ ukazuje tabela 5.

Rysunek 2. Trafność modeli MNK i SARAR



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 5. Trafność modeli dla wybranych δ

	1%	5%	10%	20%	>20%	maks. błąd
MNK	8%	27%	49%	77%	23%	805%
SARAR	11%	40%	64%	87%	13%	680%

Źródło: opracowanie własne.

Zarówno z rysunku 2, jak i tabeli 5 wynika, iż pod względem trafności model SARAR przewyższa model MNK. Błąd predykcji nieprzekraczający 1% wartości mieszkania zdarza się w przypadku 8% prognoz dla modelu MNK i 11% dla modelu SARAR. W przypadku błędu na poziomie 5% jest to odpowiednio: 27% i 40%.

7. Wnioski i kierunki dalszych prac

W pracy udało się zidentyfikować czynniki mające wpływ na kształtowanie się cen nieruchomości mieszkaniowych na rynku warszawskim w drugiej połowie 2018 roku. Wśród istotnych czynników należy wspomnieć m.in. dzielnicę, w której znajduje się nieruchomość, oraz odległość od metra. Udało się przy tym potwierdzić hipotezę o pozytywnym wpływie bliskości stacji metra, które nie tylko skupiają w swoim otoczeniu infrastrukturę podnoszącą jakość życia, ale także umożliwiają sprawny dojazd do niej. Ponadto udało się potwierdzić, że fakt lokalizacji mieszkania w poszczególnych dzielnicach wpływa na cenę nieruchomości, nawet jeśli utrzymywane są pod kontrolą interakcje przestrzenne.

W badaniu konieczne okazało się wykorzystanie narzędzi ekonometrii przestrzennej w wyniku zidentyfikowania autokorelacji przestrzennej. W tym celu obok modelu MNK oszacowano modele SEM, SLM i SARAR.

Wśród potencjalnych kierunków dalszych prac wymienić można wykorzystanie bardziej złożonych modeli przestrzennych, takich jak modele SDEM czy GNS, które zakładają dodatkową możliwość ujęcia bezpośredniego wpływu cech wybranych nieruchomości na ceny sąsiednich lokali. Ponadto wskazane są pogłębione badania nad doбором postaci macierzy W oraz stabilnością oszacowań modeli przestrzennych. Atrakcyjnym kierunkiem dalszych prac jest rozszerzanie zbioru danych o nowe obserwacje oraz regresory, takie jak np. koncentracja zachowań przestępczych w miejscach sąsiadujących z poszczególnymi nieruchomościami.

Bibliografia

- Annamoradnejad R., Safarrad T., Annamoradnejad I., Habibi J. (2019). *Using Web Mining in the Analysis of Housing Prices: a Case study of Tehran*, „5th International Conference on Web Research (ICWR)”, s. 55–60.
- Anselin L. (1988). *Spatial econometrics: Methods and Models*, Dordrecht: Kluwer Academic.
- Bourassa S.C., Cantoni E., Hoesli M. (2010). *Predicting House Prices with Spatial Dependence: a Comparison of Alternative Methods*, „Journal of Real Estate Research”, vol. 32, s. 139–160.
- Arbia G. (2014). *A Primer for Spatial Econometrics with Applications in R*, Palgrave Macmillan.
- Brasington D., Haurin D.R. (2006). *Educational Outcomes and House Values: a Test of the Value Added Approach*, „Journal of Regional Science”, vol. 46, s. 245–268.
- Can A. (1990). *The Measurement of Neighborhood Dynamics in Urban House Prices*, „Economic Geography”, vol. 66, s. 254–72.
- Cohen J.P., Coughlin C.C. (2008). *Spatial Hedonic Models of Airport Noise, Proximity, and Housing Prices*, „Journal of Regional Science”, vol. 48, s. 859–878.
- Cymerman R., Filipiak-Kowszyk D. (2015). *Wycena nieruchomości: przegląd procedur wyceny i ich zastosowania. Opłaty od nieruchomości*, Gdańsk: Wydawnictwo Polskiego Internetowego Informatora Geodezyjnego.
- Dietz R.D. (2002). *The Estimation of Neighborhood Effects in the Social Sciences: an Interdisciplinary Approach*, „Social Science Research”, vol. 31, s. 539–575.
- Goodman A.C. (1978). *Hedonic Prices, Price Indices and Housing Markets*, „Journal of Urban Economics”, vol. 5, s. 471–484.
- Henneberry J. (1998). *Transport Investment and House Prices*, „Journal of Property Valuation and Investment”, vol. 16, s. 144–158.
- Hilmi M., Masri M., Nawawia b A.H., Sipan b I. (2016). *Review of Building, Locational, Neighbourhood Qualities Affecting House Prices in Malaysia*, „Procedia – Social and Behavioral Sciences”, vol. 234, s. 452–460.
- Hui E., Chau C.K., Pun L., Law M.Y. (2007). *Measuring the Neighboring and Environmental Effects on Residential Property Value: Using Spatial Weighting Matrix*, „Building and Environment”, vol. 42, s. 2333–2343.

- Krause A.L., Bitter C. (2012). *Spatial Econometrics, Land Values and Sustainability: Trends in Real Estate Valuation Research*, „Cities”, vol. 29, s. S19-S25.
- Li M., Brown H. (1980). *Micro-Neighborhood Externalities and Hedonic Housing Prices*, „Land Economics”, vol. 56, s. 125–141.
- Osland L. (2010). *An Application of Spatial Econometrics in Relation to Hedonic House Price Modeling*, „Journal of Real Estate Research”, vol. 32, s. 289–320.
- Pace R.K., Gilley O.W. (1997). *Using the Spatial Configuration of the Data to Improve Estimation*, „Journal of Real Estate Finance and Economics”, vol. 14, s. 333–340.
- Palma M., Cappello C., De Iaco S., Pellegrino D. (2018). *The Residential Real Estate Market in Italy: a Spatio-Temporal Analysis*, „Quality & Quantity”, vol. 53, s. 1–22.
- Peng T.C. (2019). *Does the School Input Quality Matter to Nearby Property Prices in Taipei Metropolis? An Application of Spatial Analyses*, „International Journal of Housing Markets and Analysis”, vol. 12, s. 865–883.
- Przekop D., Przekop K. (2018). *Ekonometryczna analiza determinantów cen nieruchomości na pierwotnym i wtórnym rynku lokali mieszkalnych m.st. Warszawy*, „Wycena nieruchomości i przedsiębiorstw”, vol. 7, s. 23–28.
- Rosen S. (1974). *Hedonic Prices and Implicit Markets: Product differentiation in pure competition*, „Journal of Political Economy”, vol. 82, s. 34–55.
- Tobler A.W.R. (1970). *A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region*, „Economic Geography”, vol. 46, s. 234–240.
- Wang W.C., Chang Y.J., Wang H.C. (2019). *An Application of the Spatial Autocorrelation Method on the Change of Real Estate Prices in Taitung City*, „International Journal of Geo-Information”, vol. 8, s. 249–269.
- Yang L., Wang B., Zhou J., Wang X. (2018). *Walking Accessibility and Property Prices*, „Transportation Research Part D”, vol. 62, s. 551–562.
- Yang L., Zhou J., Shyr O.F., Huo D. (2019). *Does Bus Accessibility Affect Property Prices?*, „Cities”, vol. 84, s. 56–65.
- Zhang L., Zhou J., Hui E., Wen H. (2019). *The Effects of a Shopping Mall on Housing Prices: a Case Study in Hangzhou*, „International Journal of Strategic Property Management”, vol. 23, s. 65–80.

Źródła internetowe

Ceccato V., Wilhelmsson M. (2019). *Do Crime Hot Spots Affect Housing Prices?*, „Nordic Journal of Criminology”, <https://doi.org/10.1080/2578983X.2019.1662595> [dostęp: 06.02.2020].

Copiello S. (2020). *Spatial Dependence of Housing Values in Northeastern Italy*, „Cities”, vol. 96, <https://doi.org/10.1016/j.cities.2019.102444> [dostęp: 06.02.2020].

https://www.nbp.pl/publikacje/rynek_nieruchomosci/raport_2018.pdf [dostęp: 06.02.2020].

Akty prawne

Rozporządzenie Rady Ministrów z 21 września 2004 roku w sprawie wyceny nieruchomości i sporządzania operatu szacunkowego (Dz.U. z 2004 r., Nr 207, poz. 2109 ze zm.).

Rozdział 11

MIKROEKONOMETRIA A SPRAWA POLSKA

1. Wstęp

W świecie akademickim przyjęło się, że o wartości naukowca świadczy liczba i jakość opublikowanych przez niego tekstów. Liczba artykułów w znakomitych czasopismach; rozdziałów w monografiach wydanych przez najlepsze wydawnictwa; czasem również podręczników i innych materiałów dydaktycznych. Niedocenianym aspektem aktywności naukowej pozostaje, moim zdaniem, umiejętność inspirowania innych naukowców do prowadzenia samodzielnych badań, badawcza charyzma, interdyscyplinarność. Stąd pomysł napisania krótkiego i z konieczności niekompletnego przeglądu najciekawszych aktualnych zastosowań modeli zmiennej jakościowej w polskiej literaturze ekonomicznej, z naciskiem na te zaproponowane przez młodych naukowców związanych z Profesorem Markiem Gruszczyńskim: uczestników seminariów dyplomowych i doktoranckich, współpracowników, prelegentów na seminariach Zakładu Ekonometrii Stosowanej.

W swoich kolejnych książkach Profesor bardzo kompetentnie omawia modele zmiennej jakościowej, koncentrując się na zastosowaniach finansowych i pokrewnych. Jeszcze przed ich wydaniem, źródłem cennych przykładów dla studentów ekonometrii stosowanej i mikroekonometrii był jego przeglądowy artykuł *Uporządkowany model logitowy: zastosowania biznesowe i finansowe* z 2007 roku. Nie podejmując rękawicy w zakresie tychże zastosowań, chciałabym przedstawić krótką listę wybranych aplikacji z innych dziedzin, którymi zajmował się Profesor w trakcie swej długiej i owocnej kariery akademickiej: na rynku pracy, w badaniach innowacji, w analizach wdrażania dobrych praktyk w spółkach giełdowych... Większość z nich bezpośrednio – jako promotor, recenzent lub uczestnik seminarium naukowego – lub pośrednio, przez swoje publikacje, zainspirował Profesora. Mam nadzieję, że ten cząstkowy wybór zastosowań metod mikroekonometrii w najnowszej polskiej literaturze ukaże ich uniwersalny charakter.

2. Rynek pracy

Spora grupa młodych współpracowników i podopiecznych z seminariów dyplomowych Profesora zainteresowała się zastosowaniami metod mikroekometrycznych w analizach rynku pracy. Olga Zajkowska (seminarium magisterskie Profesora, rocznik 2010) kontynuuje badania rozpoczęte w pracy magisterskiej, koncentrując się na skuteczności pracy zdalnej i elastycznego czasu pracy jako narzędzi godzenia ról zawodowych i rodzinnych przez kobiety z małymi dziećmi (Zajkowska, 2014). Dostępność elastycznych form zatrudnienia definiuje jako zmienne binarne przyjmujące wartość 1, jeśli osoba pracująca może skorzystać z możliwości wykonywania części obowiązków w domu (praca zdalna) lub możliwości wyboru momentu rozpoczęcia i zakończenia dnia pracy (elastyczny czas pracy). Autorka wnioskuje, że mimo iż obie formy zatrudnienia prezentowane są jako rozwiązania wspierające powrót na rynek pracy matek małych dzieci, po uwzględnieniu prawdopodobieństwa wykonywania pracy zarobkowej, faktycznymi adresatami omawianych elastycznych form zatrudnienia nie

są młode matki, ale raczej mężczyźni, a każde dodatkowe dziecko w rodzinie dodatkowo zmniejsza prawdopodobieństwo ich wykorzystania.

Wdzięcznym obszarem zastosowań metod mikroekonometrii okazał się program Rodzina 500+. Jak informuje na swoich stronach internetowych Ministerstwo Rodziny, Pracy i Polityki Społecznej, „Program Rodzina 500+ jest finansowym fundamentem wsparcia rodzin. Program wszedł w życie 1 kwietnia 2016 roku i przyczynił się do znacznej poprawy sytuacji materialnej rodzin, wzmocnił je i nadał należny priorytet”¹. Jego wpływ na rynek pracy nie jest przez Ministerstwo deklarowany, choć można przypuszczać, że dodatkowe dochody rodziny skierują część rodziców, zwłaszcza matek, poza rynek pracy.

Filip Premik (seminarium magisterskie Profesora, rocznik 2014) analizuje dane z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności w celu ustalenia wpływu tego programu na podaż pracy kobiet (Premik, 2017). Dochodzi do wniosku, że w kwartałach następujących bezpośrednio po wprowadzeniu w życie programu Rodzina 500+ miał on niewielki wpływ na podaż pracy. Autor zaobserwował niewielki wzrost liczby godzin przepracowanych przez matki dzieci w wieku szkolnym objęte programem i ciekawy efekt substytucji w rodzinach z małymi dziećmi polegający na jednoczesnym niewielkim spadku prawdopodobieństwa podjęcia pracy przez matki oraz niewielkim wzroście liczby godzin przepracowanych przez ojców.

Inne badania malują nieco mniej optymistyczny kształt zależności między programem Rodzina 500+ a podażą pracy. Michał Myck szacuje na podstawie danych z badania budżetów domowych, że w długim okresie program ten może skłonić nawet 240 tys. osób do opuszczenia rynku pracy, a efekt ten będzie najwyraźniej zauważalny w przypadku kobiet mniej wykształconych, pochodzących z małych miast i wsi (Myck, 2016). Inny zespół – Iga Magda, Aneta Kiełczewska i Nicola Brandt – posługując się danymi BAEL, stwierdza, że udział kobiet z dziećmi w rynku pracy zmniejszył się po wprowadzeniu programu Rodzina 500+ w porównaniu z kobietami bezdzietnymi, potwierdzając jednocześnie wnioski z poprzedniego cytowanego badania, że spadek aktywności

¹ <https://www.gov.pl/web/rodzina/rodzina-500-plus> [dostęp: 8.02.2020].

zawodowej dotyczy szczególnie kobiet słabiej wykształconych i spoza dużych miast (Magda, Kiełczewska, Brandt, 2018).

Kolejnym ciekawym zastosowaniem klasycznych metod mikroekonometrii na rynku pracy jest analiza czynników wpływających na zamiar emigracji zarobkowej z Polski, opublikowana w redagowanej przez Profesora „Gospodarce Narodowej” (Baranowski, Gądek, Stelmasiak, Wójcik, 2016). Autorzy wykorzystują dane z badania *Diagnoza Społeczna* z lat 2013 i 2015, koncentrując się na deklarowanych przez respondentów zamiarach emigracji zarobkowej. Wyniki otrzymane przy zastosowaniu modeli logitowych dowodzą, że kluczowymi czynnikami sprzyjającymi wyrażeniu deklaracji o zamiarze emigracji zarobkowej jest formalny status bezrobotnego, znajomość przynajmniej jednego języka obcego, pozyskanie w minionym roku nowych kwalifikacji, brak silnych więzów rodzinnych oraz szeroko rozumiane niezadowolenie (z sytuacji w kraju, miejscu zamieszkania, własnej sytuacji finansowej).

Intrygującym obszarem zastosowań modeli logitowych są próby oszacowania zakresu szarej strefy na rynku pracy oraz jej wpływu na całą gospodarkę przez badanie czynników determinujących pracę „na czarno” (Arendt, Grabowski, Kukulak-Dolata, 2019). Autorzy identyfikują geograficzne (powiatowe) zróżnicowanie wyników, co przypisują różnicom w percepcji norm społecznych w poszczególnych powiatach. Wskazują też, że na prawdopodobieństwo podjęcia pracy „poza systemem” ma wpływ, kulturowo i historycznie uwarunkowany, mniej lub bardziej formalny charakter instytucji.

3. Ład korporacyjny

Kolejnym nurtem zainteresowań naukowych Profesora był ład korporacyjny, zwłaszcza wyzwania związane z wprowadzaniem jego zasad w Polsce (Aluchna, Gruszczyński, 2008). Wraz ze współautorką tego artykułu wróciliśmy do tematu w 2016 roku, badając stopień, w jakim spółki notowane na warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych stosowały się do zasad ładu korporacyjnego w latach 2008–2014 (Aluchna, Tomczyk, 2016). Wyniki wskazują

na stopniowe zwiększanie zaangażowania polskich spółek giełdowych we wdrażanie dobrych praktyk, nadal jednak poszczególne zasady adaptowane są przez firmy wybiórczo, a ogólny odsetek spółek spełniających najwyższe standardy ładu korporacyjnego (38% w 2014 r.) jest odległy od standardów zachodnich.

W nieco większym zespole (Aluchna, Krejner-Nowecka, Tomczyk, 2016) zajęliśmy się także wybranym elementem ładu korporacyjnego: zapisami o równowadze płci we władzach spółek. Na podstawie danych o 100 największych polskich spółkach sprawdziliśmy, jak w latach 2008–2014 kształtowały się zależności między koncentracją własności i formą własności firmy a obecnością choćby jednej kobiety w radzie nadzorczej. Posłużyliśmy się w tym celu binarnym modelem logitowym oraz modelem tobitowym, dochodząc do wniosku, że jedynym czynnikiem wpływającym w sposób statystycznie istotny zarówno na sam fakt obecności kobiet w radach nadzorczych, jak i ich liczbę, jest typ głównego udziałowca. Spółki stanowiące własność Skarbu Państwa cechują się największym prawdopodobieństwem zatrudnienia kobiet w radach nadzorczych. Wskazujemy jednak, że w zaledwie połowie spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie znajdziemy przynajmniej jedną kobietę w radzie nadzorczej, a średni udział kobiet w radach to 11%. Równość płci w tym aspekcie, mimo promowania przez GPW dobrych praktyk, pozostawia wiele do życzenia i plasuje Polskę znacznie poniżej standardów unijnych. Podsumowując, wyzwania dostrzeżone przez Autorów artykułu z 2008 roku i podkreślone już w tytule ich opracowania, zachowały aktualność osiem lat później, a i obecnie pozostają w sferze zainteresowania polskich ekonomistów. O światowych standardach w zakresie zatrudniania kobiet na kierowniczych stanowiskach, sytuacji w Polsce na tle świata oraz związkach między udziałem kobiet w zarządach i radach nadzorczych a wynikami finansowymi spółek giełdowych pisze w tym tomie Dorota Witkowska.

4. Innowacje

Techniki mikroekonometryczne w analizach innowacyjności polskich przedsiębiorstw stosuje regularny uczestnik seminariów naukowych Zakładu Ekonometrii Stosowanej, Wojciech Grabowski. W pracach publikowanych z Łukaszem Arendtem (Arendt, Grabowski, 2018, 2019) wykorzystują wielomianowe modele probitowe do ustalenia czynników determinujących poziom innowacyjności przedsiębiorstw oraz analizy związków między innowacjami, zastosowaniem technik informacyjnych (ICT, *Information and Communication Technologies*) i wydajnością pracy. Stwierdzają, że ICT oraz innowacje mają charakter komplementarny: techniki informacyjne same w sobie nie zwiększają wydajności pracy, ale wsparte aktywnością innowacyjną – tak.

Pokrewny temat analizują Tomasz Brodzicki i Dorota Ciołek w redagowanej przez Profesora „Gospodarce Narodowej” (Brodzicki, Ciołek, 2016). Za pomocą modelu logitowego identyfikują czynniki wpływające na aktywność eksportową polskich firm produkcyjnych, potwierdzając, że zgodnie z wcześniejszymi badaniami są to przede wszystkim wielkość firmy, obszar jej działalności (prawdopodobieństwo zyskania statusu eksportera jest niższe dla firm produkcyjnych niż dla handlowych, ale wyższe niż dla usługowych), obecność kapitału zagranicznego oraz właśnie innowacyjność, szczególnie w zakresie innowacji procesowych i organizacyjnych.

5. Przykłady inne, a nie mniej ważne

Niekiedy nie jest łatwo sklasyfikować ciekawy tekst jako należący lub nie do kategorii „zastosowania technik mikroekonometrycznych w ekonomii”. Pierwszy dylemat dotyczy dychotomii teoria – praktyka. Szttywne obstawanie przy „zastosowaniach” zmusiłoby mnie do pominięcia w tym krótkim przeglądzie bardzo wartościowych prac naszego kolegi, byłego wieloletniego członka Zakładu Ekonometrii Stosowanej, Marcina Owczarczuka. Publikował on

znakomite artykuły na temat teorii estymatorów *maximum score* w modelach z jakościową zmienną objaśnianą (Owczarczuk, 2009, 2015).

Inny dylemat dotyczy klasyfikacji metod jako należących do dziedziny mikroekonometrii lub innych obszarów – *data mining*? *Randomized controlled trials*? Przykładem pierwszego zastosowania – i to do tematyki szczególnie Profesorowi bliskiej, bo predykcji upadłości przedsiębiorstw – jest artykuł Anety Ptak-Chmielewskiej z Instytutu Statystyki i Demografii SGH, w którym obok regresji logistycznej stosowane są też drzewa decyzyjne, sieci neuronowe, wzmacnianie gradientowe (*gradient boosting*) i metoda wektorów nośnych (*support vector machines*; Ptak-Chmielewska, 2019). Autorka dochodzi do wniosku, że o upadłości małego przedsiębiorstwa decydują głównie czynniki o charakterze finansowym, a poza tym obszarem – jedynie sektor jego działalności i wielkość zatrudnienia. Zauważa też, że skomplikowane modele, zarówno z obszaru klasycznej statystyki, jak i *data mining*, nie poprawiają znacząco mocy predykcyjnej modeli prognozujących upadłość małych przedsiębiorstw.

Przykładem innej grupy metod stawiających ekonomistów przed dylematem, czy można je nazwać mikroekonometrią, to *randomized controlled trials*. Metody te znalazły się ostatnio w świetle reflektorów po przyznaniu Nagrody Szwedzkiego Banku Narodowego w dziedzinie nauk ekonomicznych ku pamięci Alfreda Nobla (potocznie zwanej „nagrodą Nobla z ekonomii”) trójce badaczy – Abhijitowi Banerjee, Esther Duflo i Michaelowi Kremerowi – za „eksperymentalne podejście do łagodzenia światowego ubóstwa”. Ich badania, koncentrujące się na skuteczności indywidualnie oferowanej pomocy w walce z ubóstwem w skali globalnej, dowodzą nie tylko niesłychanie wszechstronnego zakresu zastosowań szeroko rozumianej mikroekonometrii, ale i jej społecznej wagi i odpowiedzialności.

Bibliografia

- Aluchna M., Gruszczyński M. (2008). *Challenges of Corporate Governance in Poland*, w: *Corporate Governance in the 21st Century*, K.V. Lowery (red.), New York: Nova Science Publishers, s. 155–171.
- Aluchna M., Tomczyk E. (2016). *Best Practice in Practice: the Case of the Corporate Governance Code at the Warsaw Stock Exchange*, w: *Corporate Governance: Principles, Practices and Challenges*, E. Klein (red.), New York: Nova Science Publishers, s. 159–179.
- Aluchna M., Krejner-Nowecka A., Tomczyk E. (2016). *Women on Boards and Shareholder Structure*, w: *New Challenges of Economic and Business Development 2016: Society, Innovations and Collaborative Economy*, University of Latvia, s. 33–45.
- Arendt Ł., Grabowski W. (2018). *Impact of ICT Utilization on Innovations and on Labor Productivity: Micro-Level Analysis for Poland*, w: *Modeling Innovation Sustainability and Technologies*, A. Dias, B. Salmelin, D. Pereira, M. Sales Dias (red.), Springer, s. 225–247.
- Arendt Ł., Grabowski W. (2009). *The Role of Firm-Level Factors and Regional Innovation Capabilities for Polish SMEs*, „Journal of Entrepreneurship, Management and Innovation”, vol. 15, issue 3, s. 11–44.
- Arendt Ł., Grabowski W., Kukulak-Dolata I. (2019). *County-Level Patterns of Undeclared Work: an Empirical Analysis of a Highly Diversified Region in the European Union*, „Social Indicators Research”.
- Baranowski P., Gądek A., Stelmasiak D., Wójcik S. (2016). *Wyjechać czy zostać? Determinanty zamiarów emigracji zarobkowej z Polski*, „Gospodarka Narodowa”, nr 4(284), s. 69–89.
- Brodzicki T., Ciołek D. (2016). *Determinanty działalności eksportowej polskich firm produkcyjnych*, „Gospodarka Narodowa”, nr 2(282), s. 59–76.
- Gruszczyński M. (2007). *Uporządkowany model logitowy: zastosowania biznesowe i finansowe*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia”, nr 6, s. 83–90.
- Magda I., Kielczewska A., Brandt N. (2018). *The „Family 500+” Child Allowance and Female Labour Supply in Poland*, „IBS Working Paper”, 01.
- Myck M. (2016). *Estimating Labour Supply Response to the Introduction of the Family 500+ Programme*, „CenEA Working Paper Series” WP01/16.

- Owczarczuk M. (2009). *Maximum Score Type Estimators*, „Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics”, vol. 1, s. 7–34.
- Owczarczuk M. (2015). *Improving the Effectiveness of Maximum Score Estimators for Binary Regression Models*, „Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics”, vol. 7, s. 205–217.
- Ptak-Chmielewska A. (2019). *Predicting Micro-Enterprise Failures Using Data Mining Techniques*, „Journal of Risk and Financial Management”, vol. 12(30). DOI:10.3390/jrfm12010030.
- Zajkowska O. (2014). *Czy elastyczne formy zatrudnienia służą polskim matkom? Analiza mikroekonometryczna*, „Studia Ekonomiczne”, vol. 196, s. 126–131.

Źródła internetowe

- Premik F. (2017). *Child Support Instruments and Labor Supply: Evidence from a Large Scale Child Benefit Program*, referat na 9th Nordic Econometrics Meeting, Bank of Estonia, https://www.nbp.pl/badania/konferencje/2017/summer/papers/9_Premik.pdf. [dostęp: 28.01.2020].
- Undeclared Work: An Empirical Analysis of a Highly Diversified Region in the European Union*, „Social Indicators Research”, <https://doi.org/10.1007/s11205-019-02243-4>. [dostęp: 5.02.2020].

SPIS TREŚCI

Listy gratulacyjne	5
Życie uchwycone w obiektywie aparatu fotograficznego	13
<i>Emilia Tomczyk</i>	
Słowo wstępne od redaktora	21
<i>Bartosz Witkowski</i>	
O Panu Profesorze	25
<i>Emilia Tomczyk</i>	
Profesor Marek Gruszczyński – życiorys akademicki	27
<i>Tomasz Kuszewski, Bartosz Witkowski</i>	
Rozdział 1. Wśród wielu prognozowania w gospodarce	41
<i>Andrzej Sławiński</i>	
Rozdział 2. Czy stracone dekady Japonii świadczą o stopniowym zmierzchu dotychczasowego modelu centralnej bankowości?	57
<i>Jacek Kotłowski</i>	
Rozdział 3. Zastosowanie metod mikroekonometrycznych w modelowaniu funkcji reakcji banku centralnego	77
<i>Krzysztof Kompa, Patryk Krupa</i>	
Rozdział 4. Stabilność współczynnika β szacowanego w oknach przesuwnych dla wybranych spółek giełdowych	105
<i>Krzysztof Jajuga</i>	
Rozdział 5. Mathematical Methods on the Financial Market: Past Developments and Contemporary Challenges	133
<i>Małgorzata Iwanicz-Drozdowska</i>	
Rozdział 6. Przegląd badań z zakresu predykcji bankructwa – od modelu Altmana do współczesności	151
<i>Rumiana Górską, Piotr Staszkievicz</i>	
Rozdział 7. Ograniczenia modeli postaltmanowskich. Nurt badań inspirowany dorobkiem prof. Marka Gruszczyńskiego	163

Andrzej Torój

Rozdział 8. Regionalne cykle rentowności polskich przedsiębiorstw:
bayesowska analiza przestrzennego modelu przełącznikowego 181

Dorota Witkowska

Rozdział 9. Czy obecność kobiet w organach statutowych ma wpływ
na wyniki finansowe dużych spółek publicznych w Polsce? 197

Damian Przekop, Karolina Przekop

Rozdział 10. Czy sąsiedztwo ma wpływ na ceny nieruchomości?
Modelowanie przestrzenne cen mieszkań w Warszawie 231

Emilia Tomczyk

Rozdział 11. Mikroekonometria a sprawa polska 253