

PRACE NAUKOWE

Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu

RESEARCH PAPERS

of Wrocław University of Economics

Nr 451

Finanse publiczne



Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu
Wrocław 2016

Redakcja wydawnicza: Agnieszka Flasińska
Redakcja techniczna: Barbara Łopusiewicz
Korekta: Justyna Mroczkowska
Łamanie: Małgorzata Myszowska
Projekt okładki: Beata Dębska

Informacje o naborze artykułów i zasadach recenzowania
znajdują się na stronach internetowych
www.pracnaukowe.ue.wroc.pl
www.wydawnictwo.ue.wroc.pl

Publikacja udostępniona na licencji Creative Commons
Uznanie autorstwa-Użycie niekomercyjne-Bez utworów zależnych 3.0 Polska
(CC BY-NC-ND 3.0 PL)



© Copyright by Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu
Wrocław 2016

ISSN 1899-319
e-ISSN 2392-0041

ISBN 978-83-7695-618-3

Wersja pierwotna: publikacja drukowana

Zamówienia na opublikowane prace należy składać na adres:
Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu
ul. Komandorska 118/120, 53-345 Wrocław
tel./fax 71 36 80 602; e-mail: econbook@ue.wroc.pl
www.ksiegarnia.ue.wroc.pl

Druk i oprawa: TOTEM

Spis treści

Wstęp	9
Tomasz Banasik, Katarzyna Brzozowska-Rup: Metodologiczne aspekty oceny oddziaływania OFE na rozwój gospodarczy w Polsce / Methodological aspects of assessment of Pension Funds influence on the economic development of Poland	11
Krzysztof Berbeka: Polityka klimatyczna w warunkach kryzysu finansowego / The climate policy in the conditions of financial crisis	27
Marcin Brycz: ATP-pension fund's investments and consumption in Sweden 1961–1994. Past example, but problem still not resolved / Inwestycje funduszy emerytalnych ATP a konsumpcja w Szwecji (1961–1994). Miniony przypadek, lecz problem wciąż aktualny	40
Agnieszka Deresz, Marian Podstawka: Zróżnicowanie obciążeń fiskalnych dochodów osób fizycznych w Polsce / Differentiation of tax burden on individual taxpayers in Poland.....	52
Marek Dylewski: Instrumenty stabilizowania długoterminowej równowagi finansowej JST / Instruments for stabilizing the long-term financial balance of LGU	64
Beata Zofia Filipiak: Dylematy pomiaru potencjału finansowego jednostek samorządu terytorialnego – dobór czynników i ich pomiar / Dilemmas of measuring the potential financial – selection of factors and their measurement	75
Mateusz Folwarski: Czynniki wpływające na rozwój sieci bankomatów w krajach Europy Środkowej / Factors affecting the development of the ATM network in Central Europe	89
Maria Magdalena Golec: Zmiany regulacyjne w sektorze Spółdzielczych Kas Oszczędnościowo-Kredytowych i ich ocena / Regulatory changes in the cooperative savings and credit unions and their evaluation	99
Marcin Gospodarowicz: Efektywność wspierania rozwoju przedsiębiorczości ze środków UE w gminach na obszarach wiejskich w Polsce w latach 2007–2013 / Efficiency of entrepreneurship support from EU funds in rural communes in Poland (2007–2013).....	110
Gabriela Gurgul: Kierunki kreacji marki i zmiany w zarządzaniu produktami bankowymi wobec tła gospodarczo-politycznego oraz oczekiwań klientów detalicznych / Directions of brand creation and changes in managing banking products (against an economic and political background and expectations of retail customers)	122

Mariusz Hamulczuk, Marcin Idzik: Zgodność i predyktywność testów koniunktury bankowej z koniunkturą ogólnogospodarczą / Compliance and forecasting of the surveys of the banking situation with the overall economic situation.....	134
Aneta Kargol-Wasiluk, Adam Wyszowski: Preferencje podatkowe wspierające działalność B + R w ramach podatków dochodowych w Polsce i w Wielkiej Brytanii / Tax incentives supporting R&D activities in Poland and in the United Kingdom.....	145
Krzysztof Kil, Radosław Ślusarczyk: Determinanty marży odsetkowej banków w Polsce w okresie pokryzysowym / Determinants of banks' net interest margins in Poland.....	162
Julitta Koćwin: Sytuacja konsumenta na rynku szarej bankowości / The consumer situation on the informal banking market.....	175
Magdalena Kogut-Jaworska: Pomoc publiczna i jej szczególne znaczenie w systemie wsparcia publicznego w Polsce / Public aid and its particular role in the system of state aid in Poland.....	187
Agnieszka Kristof: Skarb Państwa w roli właściciela przedsiębiorstw / State treasury as the owner of companies.....	198
Justyna Kujawska: Wpływ struktury finansowania na wyniki funkcjonowania systemów opieki zdrowotnej w krajach Unii Europejskiej / The impact of financing structure on the healthcare systems outcomes in the European Union countries.....	207
Elwira Leśna-Wierszolicz: IKE i IKZE jako dobrowolne formy gromadzenia oszczędności emerytalnych / Individual retirement accounts and individual retirement security accounts as voluntary forms of pension savings.....	219
Marta Maier: System zabezpieczenia emerytalnego a starzenie się społeczeństwa w Polsce / Pension security system and aging society in Poland.....	230
Dariusz Malinowski, Marcin Krawczyk: Oddziaływanie ekspansji fiskalnej wspomaganej przez monetarną na produkcję – ujęcie teoretyczne i na przykładzie wybranych gospodarek / The impact of money accommodated fiscal expansion on production – theory and experience of selected countries.....	240
Paweł Marszałek: Disintermediation of banks – causes and consequences / Dezintermediacja banków – przyczyny i konsekwencje.....	256
Małgorzata Mazurek-Chwiejczak: Wydajny fiskalnie system podatkowy – w poszukiwaniu modelowych rozwiązań / The fiscally efficient tax system – in search of model solutions.....	268
Dominika Mierzwa, Ewa Błaszke: Źródła finansowania zewnętrznego jednostek samorządu terytorialnego na przykładzie miasta Wrocławia / The sources of external funding of local government entities on the example of the city of Wrocław.....	280

Elżbieta Izabela Misiewicz: Zmiany przepisów o jednym procencie należnego podatku dochodowego od osób fizycznych a zachowanie podatników / Changes in one percent of the tax regulations and tax-payers behaviour...	291
Monika Pasternak-Malicka: Funkcja fiskalna podatku od towarów i usług a znieczulenie podatkowe / Tax illusion and its impact on the fiscal function of the taxation of goods and services	301
Jacek Pera: Ocena wpływu zadłużenia zagranicznego na ryzyko kredytowe Polski w modelu roszczeń warunkowych / Impact of foreign debt on Polish credit risk in the model of contingent claims approach	314
Elwira Pindyk: Wpływ zmiany systemu opodatkowania nieruchomości od osób fizycznych na budżet gminy / Impact of changes in taxation of real estates of individuals on district's budget.....	329
Piotr Podsiadło: Pomoc publiczna w formie gwarancji – analiza jakościowa i ilościowa z perspektywy polityki fiskalnej / State aid in the form of guarantees – qualitative and quantitative analysis from the perspective of fiscal policy.....	347
Magdalena Rękas: Ulgi na dzieci jako instrument polityki rodzinnej a niska dzietność w Polsce / Relief for children as an instrument of family policy and low fertility in Poland	360
Katarzyna Rola: Wpływ podatku akcyzowego na konsumpcję alkoholi / Impact of excise tax on alcohol products consumption	374
Alicja Sekuła, Roman Fandrejewski: Naruszenie dyscypliny finansów publicznych w zakresie wykorzystania subwencji ogólnej / The violation of public finance discipline with respect to the use of general grant	385
Tomasz Sobczak: Rola krajowych oszczędności w poglądach wybranych ekonomistów Polski międzywojennej / The role of domestic savings in views of chosen economists of interwar-Poland.....	398
Błażej Socha: Działalność innowacyjna a wyniki finansowe przedsiębiorstw / Innovation and financial performance	411
Małgorzata Sosińska-Wit, Karolina Gałazka: Aktywność inwestycyjna mikro-, małych i średnich przedsiębiorstw w województwie lubelskim / Investment activity of micro-, small and medium-sized enterprises in the region of Lublin	420
Michał Sosnowski: Transfer pricing issues in taxation of related entities / Problematyka cen transferowych w opodatkowaniu podmiotów powiązanych.....	431
Wacława Starzyńska: Metody statystyczne w analizie rynku zamówień publicznych / Statistical methods in analysis of public procurements	448
Małgorzata Szczepaniak: Nierównowaga finansów publicznych w Polsce na tle krajów Europy Środkowo-Wschodniej i UE 28 / Conditions of public finances' imbalance in Poland compared to the countries of Central and Eastern Europe and all European countries (EU 28).....	457

Joanna Śmiechowicz, Paulina Kozak: Diagnoza skutków polityki podatkowej gmin w Polsce w latach 2003–2015 / The issue of maximization of own revenue potential and the tax policy of municipalities in Poland in the years 2003–2015	468
Tomasz Śmietanka: Gospodarka finansowa gmin Grójec, Kozienice, Szydłowiec w latach 2003–2016 jako czynnik rozwoju lokalnego / Financial economy of the communes Kozienice, Grójec, Szydłowiec in the years 2003–2016 as a factor of sustainability development at the local level	479
Anna Świrska: Skuteczność mechanizmu subwencjonowania w wyrównywaniu sytuacji dochodowej gmin / Effectiveness of the subsidizing mechanism in equalizing the income situation of municipalities.....	497
Malgorzata Twarowska: Wpływ dodatkowego opodatkowania sektora finansowego na napływ zagranicznych inwestycji bezpośrednich w krajach UE / Impact of additional financial sector taxation on the Foreign Direct Investment inflow in the EU countries	509
Maciej Woźniak, Robert Lisowski: Ocena związku preferencji podatkowych z poziomem inwestycji przedsiębiorstw w Polsce / Evaluation of relationship between fiscal instruments and investments of companies in Poland	520
Mariusz Zieliński: Klienci i pracownicy jako beneficjenci działań CSR w sektorze bankowym w Polsce / Customers and employees as recipients of CSR activities in the banking sector in Poland	533
Arkadiusz Żabiński, Elżbieta Pohulak-Żołędowska: Fiskalne uwarunkowania budowy systemu podatkowego w wybranych krajach / Fiscal stimulants of creation of tax system in chosen countries	543

Wstęp

Publikacja *Finanse publiczne* została wydana w ramach Prac Naukowych Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu. Poszczególne jej części stanowią dorobek pracowników naukowych najbardziej liczących się w Polsce ośrodków naukowych. Przedstawione opracowania odnoszą się do całego spektrum problemów naukowo-badawczych związanych z finansami publicznymi i polityką fiskalną. Poszczególni autorzy prezentują wyniki swoich badań teoretycznych i empirycznych w zakresie zarządzania dochodami i wydatkami budżetu centralnego oraz budżetów jednostek samorządu terytorialnego, w kontekście zarówno reformy finansów publicznych, reformy systemu emerytalnego, pomocy publicznej, jak i teoretycznych podstaw realizacji wyznaczonych celów przez narzędzia polityki fiskalnej.

Niniejsza publikacja jest adresowana do środowisk naukowych i studentów wyższych uczelni oraz osób, które w praktyce gospodarczej mają styczność ze stroną dochodową lub wydatkową polityki fiskalnej.

Poszczególne fragmenty książki były recenzowane przez profesorów uniwersytetów, w większości kierowników katedr finansów, katedr ekonomii oraz polityki ekonomicznej, którym chciałbym podziękować za rzetelne recenzje. Składam również wyrazy uznania pracownikom Katedry Ekonomii i Polityki Ekonomicznej Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu oraz pracownikom Wydawnictwa za wiele wysiłku i zaangażowanie, dzięki któremu powstała ta publikacja.

Mam głębokie przekonanie, że książka *Finanse publiczne*, którą oddajemy w Państwa ręce, będzie inspiracją do dalszych badań i dociekań naukowych oraz do powstania równie inspirujących opracowań w przyszłości.

Jerzy Sokołowski

Tomasz Banasik, Katarzyna Brzozowska-Rup

Politechnika Świętokrzyska
e-mails: skarb@tu.kielce.pl; krup@tu.kielce.pl

METODOLOGICZNE ASPEKTY OCENY ODDZIAŁYWANIA OFE NA ROZWÓJ GOSPODARCZY W POLSCE

METHODOLOGICAL ASPECTS OF ASSESSMENT OF PENSION FUNDS INFLUENCE ON THE ECONOMIC DEVELOPMENT OF POLAND

DOI: 10.15611/pn.2016.451.01

Streszczenie: W związku z różnorodnością opinii na temat działalności i funkcjonowania Otwartych Funduszy Emerytalnych w artykule podjęta została próba weryfikacji hipotezy zakładającej, że Otwarte Fundusze Emerytalne miały pozytywny wpływ na rozwój gospodarczy kraju w latach 2000–2013. Jako narzędzie umożliwiające weryfikację postawionej hipotezy zastosowano technikę modelowania zgodnego według koncepcji Zygmunta Zielińskiego oraz analizę kointegracji wybranych szeregów. W analizie empirycznej wykorzystano szeregi czasowe poziomu PKB *per capita* oraz wartości aktywów netto w przeliczeniu na mieszkańca, odpowiednio, jako miary rozwoju gospodarczego oraz efektywności OFE. Uzyskane wyniki pozwalają twierdzić, że OFE miało pozytywny, o charakterze długookresowym, wpływ na rozwój gospodarczy kraju.

Słowa kluczowe: rynek kapitałowy, oszczędności, rozwój gospodarczy, szeregi czasowe, model zgodny.

Summary: The analysis described in the paper confirms essential, positive influence of Pension Funds investment effectiveness on the economic development of the country. The results of examined co-integration prove the long-term nature of cause-and-effect relations between the development level of Pension Funds and economic development of the country. Statistical quality of the presented models is of such a high level that it can guarantee the correctness and essence of the conclusions presented in the paper. The authors are aware of the fact that the presented research does not entirely explore the issue and it should require further investigation. In the course of further research it should be essential to answer the question whether the 2014 year reform of the social insurance system has had any influence on relations studied in the presented paper. Continuation of such research depends, however, on the fact whether Pension Funds will continue their activity in the nearest future.

Keywords: capital market, savings, economic development, congruent model.

1. Wstęp

Działalność funduszy emerytalnych można rozpatrywać w dwóch aspektach: społecznym i ekonomicznym. Przedmiotem rozważań w niniejszym artykule jest aspekt ekonomiczny. Ekonomiczne aspekty działalności OFE należy rozpatrywać w kontekście wpływu funduszy emerytalnych na rozwój gospodarczy. Fundusze emerytalne mogą wpływać na rozwój gospodarczy w sposób bezpośredni, jako inwestor instytucjonalny na rynku kapitałowym, a także pośredni, przez mobilizowanie oszczędności gospodarstw domowych.

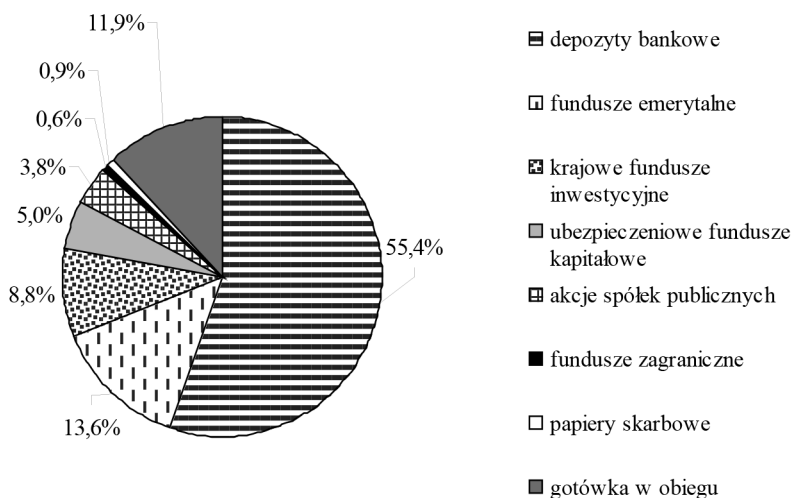
Fundusze emerytalne inwestują oszczędności swoich członków i przyczyniają się tym samym do rozwoju gospodarki oraz zwiększenia zatrudnienia. Część oszczędności gromadzona w funduszach emerytalnych lokowana jest w akcje przedsiębiorstw notowanych na giełdzie papierów wartościowych lub prywatyzowanych za jej pośrednictwem (pierwsza oferta publiczna). Dopływ tego kapitału umożliwia podmiotom gospodarczym zwiększenie inwestycji, szybszy rozwój i modernizację, zwiększenie zatrudnienia, wzrost wydajności pracy i wynagrodzeń. W efekcie umiejętna transformacja oszczędności emerytalnych w długoterminowy kapitał inwestycyjny na rynku kapitałowym powinna przyczynić się do poprawy koniunktury w gospodarce.

Fundusze emerytalne odgrywają doniosłą rolę na rynku kapitałowym. OFE gromadzą znaczne zasoby środków finansowych i dlatego są jednymi z największych inwestorów instytucjonalnych angażującymi oszczędności swoich członków w zróżnicowany zestaw prawnie zdefiniowanych instrumentów finansowych¹. Efektem oddziaływania funduszy emerytalnych na rynek kapitałowy jest dostarczanie za pośrednictwem tego rynku zasobów finansowych na inwestycje w duże projekty, które w przeciwnym razie byłyby trudne do sfinansowania. Zakłada się, że obecność funduszy emerytalnych na rynku kapitałowym oddziałuje na sposób funkcjonowania systemu finansowego kraju. Skoro fundusze emerytalne są w stanie angażować ogromne środki na finansowanie licznych inwestycji, wiele przedsiębiorstw będzie postrzegać te fundusze jako alternatywne, w stosunku do banków i innych instytucji finansowych, źródło dostarczające potrzebnego kapitału. Kapitał ten dostarczany jest w wyniku zakupu akcji tych przedsiębiorstw i emitowanych przez nie obligacji lub innych papierów dłużnych. Innymi słowy, w gospodarce dodatkowa część środków finansowych krążyć będzie z pominięciem typowych pośredników finansowych, gdyż gromadzone oszczędności przepływać będą bezpośrednio z funduszy emerytalnych do inwestorów. Taki stan rzeczy może pobudzać wzrost inwestycji w gospodarce, a co za tym idzie – wzrost PKB [Banasik i in. (red.) 2013].

¹ Na koniec 2013 r. aktywa netto OFE działających w Polsce ukształtowały się na poziomie 299,3 mld zł, co stanowiło 18,6% w relacji do PKB. Dla porównania, w innych państwach członkowskich OECD, takich jak Holandia, Islandia i Australia, relacja ta wynosiła, odpowiednio, 166,3, 148,7 i 103,3% [OECD 2014; GUS 2015].

2. Rola OFE w mobilizowaniu oszczędności polskiego społeczeństwa

Biorąc pod uwagę oddziaływanie OFE na stopę oszczędności, należy podkreślić, że w Polsce skłonność ludności do oszczędzania jest niska w porównaniu z bardziej zamożnymi społeczeństwami. Na koniec 2014 r. wartość oszczędności polskich gospodarstw domowych wyniosła 1625,7 mld zł [NBP 2015], co w relacji do PKB stanowiło 94%, podczas gdy w takich krajach europejskich, jak Wielka Brytania, Włochy, Niemcy, odpowiednio, 348, 214 i 182% (zamieszczone dane dotyczą 2011 r.) [Analizy Online SA 2012]. W tym miejscu należy odnieść się do danych przedstawionych na rys. 1.



Rys. 1. Struktura oszczędności polskich gospodarstw domowych w 2014 roku

Źródło: [IZFA 2015, s. 17].

Jak wynika z danych przedstawionych na rys. 1, na koniec 2014 r. udział oszczędności emerytalnych w strukturze oszczędności gospodarstw domowych stanowił 13,6%. Było to 12,2 p.p. mniej niż na koniec 2013 r., kiedy udział ten osiągnął poziom najwyższy w historii (25,8%). Tak duży spadek był wynikiem reformy OFE, w rezultacie której ok. 153 mld zł zostały przekazane do ZUS. Pomimo redukcji aktywów OFE pozostają one wciąż na drugim miejscu, po depozytach bankowych, pod względem udziału w oszczędnościach gospodarstw domowych [IZFA 2015].

Mając na uwadze powyższe dane, należy stwierdzić, że działalność funduszy emerytalnych wywiera duży wpływ na poziom oszczędności w naszym kraju. Otwarte pozostaje jednak pytanie, czy mobilizowanie oszczędności przez fundusze emerytalne może pobudzać rozwój gospodarczy w Polsce?

W tym miejscu należy podkreślić, że oszczędzanie nie jest celem samym w sobie. Z ekonomicznego punktu widzenia ma ono sens, jeśli finansuje inwestycje. Aby to było możliwe, musi istnieć wystarczająca podaż instrumentów finansowych sektora prywatnego. W przypadku systemu finansowego w Polsce podaż tego rodzaju instrumentów jest niedostateczna. Nie wystarczy więc ewentualna gotowość społeczeństwa do długoterminowego oszczędzania. Niezwykle ważne jest, by przedsiębiorcy efektywnie zagospodarowali te oszczędności [Banasik i in. (red.) 2013].

3. Badania empiryczne dotyczące wpływu OFE na rozwój gospodarczy w Polsce

W 2013 r. pojawiły się w Polsce dwie znaczące publikacje, z których jedna potwierdza istnienie powiązania między działalnością OFE a rozwojem gospodarczym, a druga temu zaprzecza. W żadnej publikacji nie została zaprezentowana w dostateczny sposób metodologia, którą wykorzystano do udowodnienia wspomnianej zależności.

Pierwsza publikacja – *Przegląd funkcjonowania systemu emerytalnego. Bezpieczeństwo dzięki zrównoważeniu*, została opracowana przez Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej oraz Ministerstwo Finansów i była swego rodzaju wytłumaczeniem reformy systemu ubezpieczeń społecznych w Polsce, która weszła w życie w lutym 2014 r. We wnioskach płynących z raportu jego autorzy przyznają, że pozytywny wpływ OFE na rozwój gospodarczy był związany z aktywnością OFE na rynku kapitałowym. Jednak biorąc pod uwagę, że większa część składki do OFE (maksymalnie 60%) była wykorzystywana do zakupu obligacji Skarbu Państwa, autorzy dowodzą, że w praktyce instytucje te finansowały deficyt budżetowy. Wynika stąd, że tylko reszta aktywów mogła być przeznaczona na finansowanie przedsięwzięć gospodarczych. W efekcie takie działanie miało wyłącznie negatywny wpływ na rozwój gospodarczy, gdyż zwiększało premię za ryzyko zawartą w oprocentowaniu długu publicznego i kredytów bankowych dla sfery realnej (wzrost kosztu kapitału) [MPiPS, MF 2013]. W raporcie brak informacji, czy zaprezentowane wnioski były wynikiem badań empirycznych przeprowadzonych z zastosowaniem konkretnych narzędzi i technik badawczych oraz na jakim poziomie istotności zostały przeprowadzone.

M. Gronicki i J. Jankowiak, autorzy drugiego raportu *Otwarte fundusze emerytalne i gospodarka Polski w latach 1999–2013*, badali wpływ OFE na podstawowe agregaty makroekonomiczne: wielkość PKB, stopę bezrobocia, deficyt sektora finansów publicznych oraz dług publiczny. Autorzy skonstruowali model makroekonomiczny², na którego podstawie przeprowadzono eksperymenty symulacyjne, służące do opracowania najbardziej prawdopodobnego scenariusza rozwoju gospodarki

² Należy podkreślić, że autorzy opisali model, ale w raporcie nie został on zaprezentowany, co niewątpliwie jest podstawowym mankamentem wspomnianego raportu.

Polski w latach 1999–2012. W wyniku przeprowadzonych badań autorzy dowodzą, że brak wprowadzenia OFE spowodowałby, że nominalny PKB mógłby być niższy niż faktycznie osiągnięty (np. w 2012 r. o 6,99%). Ponadto mniejsze mogłoby być realne tempo wzrostu PKB (w 2012 r. o 0,7%), a nominalny popyt krajowy byłby niższy o 7,64%. Z kolei niższa dynamika PKB mogłaby zwiększyć bezrobocie – w 2012 r. o 2,21 p.p. [Grosicki, Jankowiak 2013].

4. Metodologia zastosowana we własnych badaniach empirycznych

W celu zbadania i oceny wpływu otwartych funduszy emerytalnych na rozwój gospodarczy w Polsce zastosowano pewne uproszczenia polegające na utożsamieniu rozwoju gospodarczego kraju z poziomem PKB *per capita* w mln PLN (oznaczanym dalej jako zmienna *PKBpc*), za miarę efektywności OFE przyjęto wartość aktywów netto w przeliczeniu na mieszkańca w tys. PLN (*WAN*). Ważnym czynnikiem wykonywanej analizy wpływu OFE na rozwój gospodarczy jest czas, którego ona dotyczy. Badaniem objęto lata funkcjonowania OFE w pierwotnym kształcie, tj. okres 2000–2013 (razem 56 obserwacji). Rok 1999 został wykluczony z badania, ponieważ był to pierwszy rok funkcjonowania II filaru ubezpieczeń. Wówczas OFE rozpoczęły dopiero gromadzenie i inwestowanie składek emerytalnych, stąd dysponowały stosunkowo niskim poziomem aktywów i, co się z tym wiąże, niewielkimi możliwościami ich inwestowania. Do okresu objętego badaniami nie włączono również 2014 r. Ta decyzja została podyktowana koniecznością uniknięcia w oszacowaniach skutków reformy systemu ubezpieczeń społecznych. Z dniem 1 lutego 2014 r. OFE przekazały do Zakładu Ubezpieczeń Społecznych (ZUS) aktywa w wysokości odpowiadającej 51,5% wartości jednostek rozrachunkowych zapisanych na rachunku każdego członka OFE na dzień 31 stycznia 2014 r., co poważnie ograniczyło możliwości inwestycyjne funduszy emerytalnych, a w konsekwencji wprowadziło duże „zakłócenia w danych” i mogłoby uniemożliwić dokładny pomiar badanej zależności. Informacje o wartościach badanych szeregów zaczerpnięto z Biuletynu Kwartalnego Rynek OFE [www.knf.gov.pl] oraz ze strony internetowej GUS – *Wskaźniki makroekonomiczne* [<http://stat.gov.pl/wskazniki-makroekonomiczne/>].

W prezentowanej analizie do estymacji poszczególnych modeli wykorzystano klasyczną metodę najmniejszych kwadratów KMNK. Wszystkie obliczenia przeprowadzono w programie GRETL.

W celu potwierdzenia, że badane (i wykryte) zależności mają charakter rzeczywistych relacji długookresowych, a nie regresji pozornej, przeprowadzono liczne testy weryfikacyjne dotyczące zmiennych oraz składnika resztowego modelu. Pojęcie regresji pozornej, wprowadzone przez C.W.J. Grangera, odgrywa bardzo istotną rolę w modelowaniu ekonometrycznym. Paradoksalnie, kiedy wyniki regresji wydają się bardzo dobre (parametry strukturalne modelu są istotnie statystycznie różne

od zera, dopasowanie modelu charakteryzuje wysoka wartość R^2 , zależność ekonomiczna między zmiennymi objaśnianą i objaśniającymi może być pozorna, a u jej podstaw nie leży poszukiwany związek przyczynowo-skutkowy, lecz wywołuje ją niestacjonarność szeregów czasowych („wychwycona” przez model zależność przyporządkowuje zmiennej objaśniającej te zmiany w zmiennej objaśnianej, które są w rzeczywistości wywołane przez jakiś inny czynnik, np. ich trendy są podobne) [Gruszczyński, Podgórska 2000]. Ważnym wskaźnikiem sugerującym, że mamy do czynienia z regresją pozorną, jest niska wartość statystyki Durбина-Watsona (DW), a ściśle relacja $DW < R^2$. Wnioskowanie w oparciu o regresję pozorną jest nieuzasadnione i kreuje błędny obraz rzeczywistości [Osińska 2006].

W związku z powyższym niniejszą analizę rozpoczęto od zbadania stacjonarności szeregu czasowego obserwacji zmiennej zależnej PKB_{pc} oraz zmiennej niezależnej WAN , wykorzystując test stacjonarności KPSS oraz prezentację graficzną dynamiki badanych szeregów. Wyniki analizy zaprezentowano w tab. 1 oraz na rys. 2.

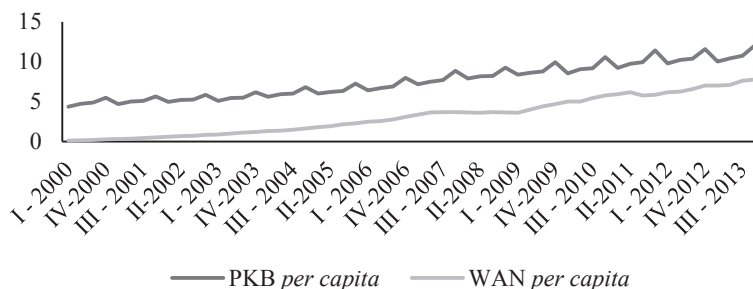
Tabela 1. Wyniki testu rzędu integracji dla procesów objaśnianego i objaśniającego testem KPSS

	H_0 : proces $\sim I(0)$ (proces jest stacjonarny)				
	Statystyka testu	Wartość p	Wartość krytyczna		
			10%	5%	1%
PKB _{pc}	2,851	< 0,01	0,351	0,462	0,726
WAN	2,833	< 0,01			
	H_0 : proces $\sim I(1)$ (proces zintegrowany co najmniej rzędu 1)				
PKB _{pc}	0,050	> 0,1	0,351	0,462	0,726
WAN	0,443	0,05			
	H_0 : proces $\sim I(2)$ (proces zintegrowany co najmniej rzędu 2)				
PKB _{pc}	0,044	> 0,1	0,351	0,462	0,726
WAN	0,017	> 0,1			

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu GRET.L.

Na podstawie rys. 2 oraz wyników testu stacjonarności (tab. 1) można zauważyć, że badane procesy nie są stacjonarne (są procesami zintegrowanymi rzędu 1), stąd do analizy relacji przyczynowo-skutkowej wiążącej te procesy został zastosowany model zgodny, zbudowany według koncepcji Z. Zielińskiego. W celu dogłębnego zbadania charakteru zależności między wybranymi szeregami dodatkowo przeprowadzono badanie ich kointegracji.

Przez zgodność modelu w sensie Zielińskiego rozumie się zgodność harmonicznej struktury procesu objaśnianego z łączną harmoniczną strukturą procesu objaśniającego oraz procesu resztowego, który jest niezależny od procesu objaśniającego [Zieliński 1984]. Koncepcja dynamicznego modelowania zgodnego polega na skon-



Rys. 2. Empiryczne wartości Produktu Krajowego Brutto i wartości aktywów netto na mieszkańca w latach 2000–2013 (dane kwartalne)

Źródło: opracowanie własne.

struowaniu modelu przyczynowo-skutkowego z uwzględnieniem informacji o wewnętrznej strukturze badanych procesów (takich jak trend w średniej czy w wariancji, sezonowości i autoregresji) w taki sposób, aby proces resztowy miał własności białego szumu.

Pierwszym etapem specyfikacji modelu jest analiza struktury wewnętrznej procesów polegająca na identyfikacji trendu, wyodrębnieniu czynnika sezonowości oraz określeniu rzędów autoregresji. Zakładając, że Y_t oraz X_t oznaczają odpowiednio proces zmiennej objaśnianej i zmiennej objaśniającej, przyjmuje się następującą reprezentację analizowanych procesów:

$$Y_t = P_{y,t} + S_{y,t} + \eta_{y,t}, \quad B(u)\eta_{y,t} = \varepsilon_{y,t}, \quad (1)$$

$$X_t = P_{x,t} + S_{x,t} + \eta_{x,t}, \quad A(u)\eta_{x,t} = \varepsilon_{x,t}, \quad (2)$$

gdzie: $P_{y,t}$, $P_{x,t}$ – wielomianowe funkcje trendu zmiennej jako czasu, $S_{y,t}$, $S_{x,t}$ składniki sezonowe, $A(u)$, $B(u)$ – operatory autoregresyjne, $\varepsilon_{y,t}$, $\varepsilon_{x,t}$ – resztowy biały szum.

U podstaw modelowania zgodnego leży prawidłowość: struktura harmoniczna białego szumu jest stała. W związku z powyższym punktem wyjścia konstrukcji modelu zakładającego zgodność struktury procesu objaśnianego i procesu objaśniającego, dla procesów stacjonarnych, jest relacja między białoszumowymi procesami reszt $\varepsilon_{y,t}$, $\varepsilon_{x,t}$:

$$\varepsilon_{y,t} = \rho \varepsilon_{x,t} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

gdzie ε_t jest białym szumem.

Znając podstawowe modele procesów zmiennych objaśniających i zmiennej objaśnianej, należy przejść do wstępnej specyfikacji modelu ogólnego, zawierającego maksymalny stopień wielomianu trendu oraz maksymalny rząd autoregresji dla każ-

dego procesu. Ostatecznie otrzymuje się początkową – pełną specyfikację modelu zgodnego w postaci:

$$Y_t = \sum_{i=1}^{q_y} \beta_i Y_{t-i} + \rho \sum_{j=1}^{q_x} \alpha_j X_{t-j} + P_t + S_t + \varepsilon_t, \quad (4)$$

Można zauważyć, że proces resztowy modelu ogólnego (4) jest taki sam jak w modelu (3). W praktyce oznacza to, że warunek zgodności jest spełniony, jeżeli proces resztowy ma własności białego szumu. Po oszacowaniu parametrów pełnego modelu zgodnego należy dokonać redukcji składników nieistotnych statystycznie metodą *a posteriori*.

Wiele obserwacji PKB *per capita* wykazuje sezonowość, jednak w kolejnych etapach analizy składniki sezonowe nie wykazały istotności statystycznej (tab. 2), dlatego zostały pominięte w dalszej analizie. Dodanie do modelu opóźnionych wartości zmiennej *PKBpc* wynikało z tego, że reszty modelu uwzględniającego jedynie trend oraz zmienne sezonowe wykazywały autokorelację.

Tabela 2. Wyniki estymacji KMNK, zmienna zależna: *PKBpc*

	Współczynnik	Błąd standardowy	<i>t</i> -studenta	Wartość <i>p</i>
const	1,066780	0,518635	2,057	0,0463**
<i>t</i>	0,030928	0,010457	2,958	0,0052***
<i>t</i> ²	-2,02120e-05	0,000167	-0,1209	0,9044
<i>Q</i> ₁	-0,248961	0,167075	-1,490	0,1440
<i>Q</i> ₂	-0,249255	0,151461	-1,646	0,1077
<i>Q</i> ₃	-0,230945	0,158498	-1,457	0,1529
<i>PKBpc</i> _1	0,589325	0,122550	4,809	2,17e-05***
<i>PKBpc</i> _2	0,014848	0,095328	0,1558	0,8770
<i>PKBpc</i> _3	0,023495	0,096002	0,2447	0,8079
<i>PKBpc</i> _4	0,812733	0,102403	7,937	9,64e-010***
<i>PKBpc</i> _5	-0,663318	0,135641	-4,890	1,68e-05***
Średn. arytm. zm. zależnej	7,846245	Odch. stand. zm. zależnej	2,028573	
Suma kwadratów reszt	0,640287	Błąd standardowy reszt	0,126519	
Wsp. determ. <i>R</i> -kwadrat	0,996888	Skorygowany <i>R</i> -kwadrat	0,996110	
<i>F</i> (10, 40)	1281,395	Wartość <i>p</i> dla testu <i>F</i>	7,62e-47	
Log. wiarygodności	39,26458	Kryt. inform. Akaikego	-56,52916	
Kryt. bayes. Schwarz	-35,27908	Kryt. Hannana-Quinna	-48,40888	

* Poziom istotności 0,1; ** poziom istotności 0,05; *** poziom istotności 0,01.

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu GRETL.

Model opisujący wewnętrzną strukturę szeregu PKB po wyeliminowaniu parametrów nieistotnych metodą *a posteriori* został przedstawiony w tab. 3. Wyniki ana-

lizej struktury szeregu zmiennej niezależnej *WAN* przedstawiono w tab. 5 i 6. Warto zauważyć, że szereg ten nie wykazywał sezonowości.

Kolejnym etapem specyfikacji ostatecznej postaci modelu, gwarantującym jego poprawność, jest weryfikacja. W tym celu w tab. 3–6 opisujących szacowane modele umieszczono informacje o wielkościach i kryteriach umożliwiających zbadanie istotności parametrów strukturalnych modelu oraz stopnia jego dopasowania do danych rzeczywistych. Dodatkowo, celem wykluczenia niepożądanych własności modelu, np. efektu regresji pozornej, przeprowadzono badanie reszt modelu. W myśl zasady, że w przypadku gdy dany proces objaśniany nie jest dostatecznie opisywany przez model teoretyczny, to własności niewyjaśnione przez zmienne objaśniające pojawiają się w procesie resztowym (który wtedy ma cechy niepożądane z punktu widzenia estymacji i wnioskowania), przeprowadzono badanie reszt oszacowanych modeli. Zastosowano testy: normalności reszt modelu – wykorzystując testy normalności rozkładu dostępne w programie GRETL (Doornika-Hansena, Shapiro-Wilka, Jarque'a-Bera), stacjonarności – korzystając z testu pierwiastka jednostkowego typu KPSS, oraz analizę autokorelacji [Kufel 2013].

Tabela 3. Wyniki estymacji KMNK, zmienna zależna: *PKBpc* (model 1)

	Współczynnik	Błąd standardowy	<i>t</i> -studenta	Wartość <i>p</i>
const	0,518356	0,207295	2,501	0,0160**
t	0,016394	0,00730653	2,244	0,0297**
<i>PKBpc</i> _{<i>t</i>-1}	0,672115	0,0997435	6,738	2,25e-08***
<i>PKBpc</i> _{<i>t</i>-4}	0,981558	0,0371406	26,43	1,87e-029***
<i>PKBpc</i> _{<i>t</i>-5}	-0,773975	0,0982421	-7,878	4,47e-010***
Średn. arytm. zm. zależnej		7,846245	Odch. stand. zm. zależnej	2,028573
Suma kwadratów reszt		0,772482	Błąd standardowy reszt	0,129588
Wsp. determ. <i>R</i> -kwadrat		0,996246	Skorygowany <i>R</i> -kwadrat	0,995919
<i>F</i> (4, 46)		3051,598	Wartość <i>p</i> dla testu <i>F</i>	3,92e-55
Log. wiarygodności		34,47844	Kryt. inform. Akaikego	-58,95688
Kryt. bayes. Schwarz		-49,29775	Kryt. Hannana-Quinna	-55,26584
Autokorel. reszt - rho1		-0,126525	Stat. Durbina-Watsona	-1,287383
Test KPSS <i>H</i> ₀ : składnik losowy jest stacjonarny Statystyka testu = 0,0635135 10% 5% 1% Krytyczna wart.: 0,351 0,462 0,725 wartość <i>p</i> > 0,10	<i>H</i> ₀ : składnik losowy ma rozkład normalny Testy normalności rozkładu reszt modelu: Doornika-Hansena = 4,81, wartość <i>p</i> = 0,090 Shapiro-Wilka = 0,96, wartość <i>p</i> = 0,071 Jarque'a-Bera = 5,97, wartość <i>p</i> = 0,051			

* Poziom istotności 0,1; ** poziom istotności 0,05; *** poziom istotności 0,01.

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu GRETL.

Ostatecznie oszacowany model dla szeregu empirycznego $PKBpc$ przyjął następującą postać:

Model 1

$$PKBpc_t = 0,5184 + 0,0164t + 0,6721PKBpc_{t-1} + 0,9816PKBpc_{t-4} - 0,7740PKBpc_{t-5} + \varepsilon_t.$$

Wyniki testu stacjonarności KPSS wskazują na brak podstaw do odrzucenia hipotezy zakładającej stacjonarność reszt oszacowanego modelu, dodatkowo testy normalności rozkładu pozwalają wnioskować o normalności ich rozkładu (wnioskowanie na poziomie istotności 0,05). Do pełnej weryfikacji modelu zbadane zostaną również wartości funkcji autokorelacji oraz poziomy istotności współczynników autokorelacji cząstkowej (tab. 4). Poniższe obliczenia wskazują na stacjonarność szeregu reszt modelu opisującego wewnętrzną strukturę szeregu czasowego PKB *per capita*, co więcej, na ich losowy charakter. Wszystkie parametry modelu są istotne statystycznie.

Tabela 4. Wartości funkcji autokorelacji (ACF) i autokorelacji cząstkowej (PACF) oraz wyniki testu autokorelacji Ljunga-Boxa (Q) dla procesu reszt modelu 1

Opóźnienia	ACF	PACF	Ljung-Box Q	[wartość p]
1	-0,1262	-0,1262	0,8616	[0,353]
2	0,0836	0,0687	1,2467	[0,536]
3	0,0940	0,1149	1,7446	[0,627]
4	-0,2753	-0,2648	6,1047	[0,191]
5	0,0712	-0,0055	6,4029	[0,269]

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu GRETL.

Identyczne procedowanie zastosowano do wyznaczenia wewnętrznej struktury szeregu WAN (tab. 5).

Tabela 5. Wyniki estymacji KMNK, zmienna zależna: WAN (model 2)

	Współczynnik	Błąd standardowy	t -studenta	Wartość p
	1	2	3	4
const	-0,181658	0,127072	-1,430	0,1601
t	0,038777	0,011927	3,251	0,0022***
t^2	0,000513	0,000169	3,022	0,0042***
WAN_{t-1}	0,810364	0,092464	8,764	4,04e-011***
WAN_{t-4}	-0,287297	0,092394	-3,109	0,0033***

1	2	3	4
Średn. arytm. zm. zależnej	3,695684	Odch. stand. zm. zależnej	2,154091
Suma kwadratów reszt	0,812417	Błąd standardowy reszt	0,137453
Wsp. determ. <i>R</i> -kwadrat	0,996275	Skorygowany <i>R</i> -kwadrat	0,995928
<i>F</i> (5, 48)	2874,980	Wartość <i>p</i> dla testu <i>F</i>	1,35e-51
Log. wiarygodności	29,78558	Kryt. inform. Akaikego	-49,57115
Kryt. bayes. Schwarza	-40,21515	Kryt. Hannana-Quinna	-46,03550
Autokorel. reszt – rho1	0,096616	Stat. Durbina-Watsona	0,871732
Test KPSS Statystyka testu = 0,0965 10% 5% 1% Krytyczna wart.: 0,352 0,462 0,723 wartość <i>p</i> > 0,10		Testy normalności rozkładu reszt modelu: Doornika-Hansena = 5,511, wartość <i>p</i> = 0,064 Shapiro-Wilka = 0,945, wartość <i>p</i> = 0,025 Jarque'a-Bera = 6,431, wartość <i>p</i> = 0,040	

* Poziom istotności 0,1; ** poziom istotności 0,05; *** poziom istotności 0,01.

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu GRETL.

Oszacowany model dla szeregu empirycznego *WAN* przyjął następującą postać:

Model 2

$$WAN_t = -0,1817 + 0,0388t + 0,0005t^2 + 0,8104WAN_{t-1} + -0,2873WAN_{t-4} + \varepsilon_t.$$

Przeprowadzona analiza stacjonarności oraz normalności rozkładu reszt pozwala wnioskować, że składnik losowy modelu jest stacjonarny oraz ma rozkład normalny (wnioskowanie na poziomie 0,02). Wszystkie parametry – oprócz stałej – są statystycznie istotne. Wartość współczynnika determinacji R^2 wskazuje na bardzo dobre dopasowanie modelu do danych rzeczywistych.

Tabela 6. Wartości funkcji autokorelacji (ACF) i autokorelacji cząstkowej (PACF) oraz wyniki testu autokorelacji Ljunga-Boxa (Q) dla procesu reszt modelu 2

Opóźnienia	ACF	PACF	Ljung-Box Q	[wartość <i>p</i>]
1	0,0999	0,0999	0,5497	[0,458]
2	-0,2505	-0,2631	4,0728	[0,130]
3	-0,0173	0,0441	4,0900	[0,252]
4	-0,1710	-0,2613	5,8005	[0,215]
5	0,1121	0,2076	6,5511	[0,256]

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu GRETL.

Wartości funkcji autokorelacji oraz poziomy istotności współczynników autokorelacji cząstkowej wskazują na stacjonarność badanego procesu. Przeprowadzona analiza pozwala przyjąć, że reszty modelu 2 mają charakter białego szumu.

Wielokrotne próby ustalenia właściwej postaci modelu opisującego zależności produktu krajowego brutto od wskaźników efektywności otwartych funduszy emerytalnych pozwoliły ostatecznie wybrać model, którego postać oraz charakterystyki zaprezentowano w tab. 7 i 8. Ustalenia ostatecznej postaci modelu zgodnego *PKBpc* dokonano zgodnie z procedurą modelowania zgodnego, a następnie, po oszacowaniu ocen modelu pełnego, wykonano redukcję składników nieistotnych statystycznie metodą *a posteriori*. Eliminację tę przeprowadzono w oparciu o badanie istotności parametrów, miary dopasowania modelu do danych rzeczywistych, zachowanie pożądaných własności reszt oraz kryteria informacyjne: Akaikego, Schwarza i Hannana-Quinna (spośród różnych wariantów modeli wybrano ten, dla którego kryteria osiągały wartość najmniejszą) oraz relację między wartością statystyki Durbina-Watsona a współczynnikiem determinacji R^2 .

Tabela 7. Wyniki estymacji KMNK, zmienna zależna: *PKBpc* (model 3)

	Współczynnik	Błąd standardowy	<i>t</i> -studenta	Wartość <i>p</i>
t^2	-0,0005732	0,000195866	-2,924	0,0053***
WAN_{t-4}	0,25296	0,0910379	2,779	0,0079***
$PKBpc_{t-1}$	0,501815	0,128816	3,896	0,0003***
$PKBpc_{t-4}$	1,04928	0,0246565	42,56	1,36e-038***
$PKBpc_{t-5}$	-0,530116	0,135296	-3,918	0,0003***
Średn. arytm. zm. zależnej	7,846245	Odch.stand.zm.zależnej		2,028573
Suma kwadratów reszt	0,733790	Błąd standardowy reszt		0,126301
Wsp. determ. <i>R</i> -kwadrat	0,999781	Skorygowany <i>R</i> -kwadrat		0,999762
$F(5, 48)$	41935,48	Wartość <i>p</i> dla testu <i>F</i>		6,29e-83
Log. wiarygodności	35,78878	Kryt. inform. Akaikego		-61,57756
Kryt. bayes. Schwarza	-51,91843	Kryt. Hannana-Quinna		-57,88652
Autokorel. reszt – rho1	0,107370	Stat. Durbina-Watsona		1,955631
Test KPSS Statystyka testu = 0,057 10% 5% 1% Krytyczna wart.: 0,351 0,462 0,725 wartość <i>p</i> > 0.1	Testy normalności rozkładu reszt modelu: Doornika-Hansena = 3,587, wartość <i>p</i> = 0,166 Shapiro-Wilka = 0,960, wartość <i>p</i> = 0,081 Jarque'a-Bera = 2,545, wartość <i>p</i> = 0,280			

* Poziom istotności 0,1; ** poziom istotności 0,05; *** poziom istotności 0,01.

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu GRETL

Tabela 8. Wartości funkcji autokorelacji (ACF) i autokorelacji cząstkowej (PACF) oraz wyniki testu autokorelacji Ljunga-Boxa (Q) dla procesu reszt modelu 3

Opóźnienia	ACF	PACF	Ljung-Box Q	[wartość p]
1	0,1073	0,1073	0,6223	[0,430]
2	0,2402	0,2313	3,8039	[0,149]
3	0,0560	0,0121	3,9802	[0,264]
4	-0,3242	-0,4118	10,0239	[0,040]
5	-0,1196	-0,0990	10,8639	[0,054]

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu GRETL.

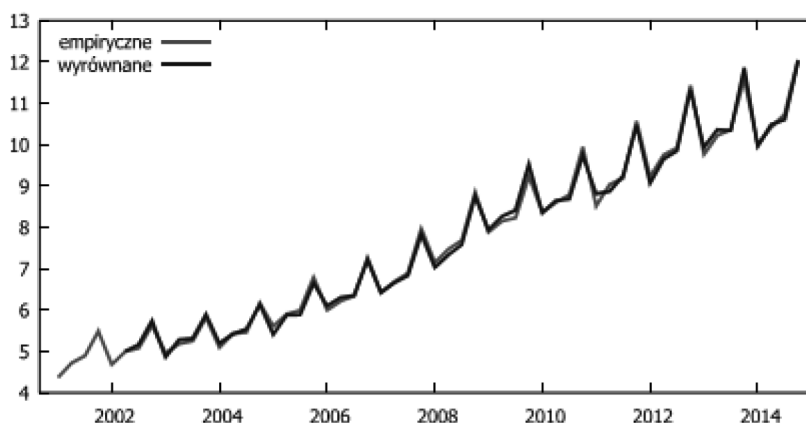
W wyniku przeprowadzonych oszacowań ostatecznie otrzymano model zgodny zależności PKB *per capita* od wartości aktywów netto w przeliczeniu na mieszkańca, o następującej postaci:

Model 3

$$PKBpc_t = -0,0006t^2 + 0,2530WAN_{t-4} + 0,5018PKBpc_{t-1} + 1,0493PKBpc_{t-4} - 0,53012PKBpc_{t-5} + \varepsilon_t.$$

Uzyskany model wykazuje wysokie dopasowanie do danych rzeczywistych (rzędu 99,98%) oraz został wszechstronnie pozytywnie zweryfikowany. Reszty z modelu nie zawierają autokorelacji, wartość statystyki Durбина-Watsona jest większa od współczynnika determinacji ($DW > R^2$) (co wyklucza regresję pozorną). Reasumując, na bazie powyższych modeli można stwierdzić, że wzrost WAN *per capita* wpływa pozytywnie na wzrost PKB *per capita*. Przy założeniu *ceteris paribus*, wartość oszacowanego parametru stojącego przy zmiennej WAN_{t-4} świadczy o tym, że wzrost wartości aktywów netto na mieszkańca o jednostkę (tj. tys. PLN), który wystąpił cztery kwartały wstecz, powoduje średnio wzrost poziomu PKB *per capita* o 0,253 mln PLN w kwartale bieżącym. Wpływ ten jest istotny na poziomie błędu empirycznego $p = 0,079$. Dopasowanie modelu do danych rzeczywistych zobrazowano na rys. 3.

Kolejnym zagadnieniem, które warto poruszyć, dokonując oceny oddziaływania otwartych funduszy emerytalnych na rozwój gospodarczy w Polsce, jest określenie, czy między poziomem PKB *per capita* a wartością aktywów netto w przeliczeniu na mieszkańca występuje długookresowa zależność. Jako metodę badawczą sformułowanego zagadnienia zastosowano analizę kointegracji oraz model autoregresji wektorowej dla skointegrowanych szeregów czasowych. Analiza kointegracji wykorzystuje koncepcję równowagi w sensie Grangera, która „oznacza istnienie w gospodarce mechanizmu samoregulującego, który sprowadza wielkość zmiennej endogenicznej w kierunku wartości wynikającej z wpływu zmiennych egzogenicznych (a więc na teoretyczną ścieżkę wzrostu)” [Bednarczyk 2012]. Procesy skoin-



Rys. 3. Wartości empiryczne PKB *per capita* i oszacowane na podstawie modelu zgodnego

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu GRET.L.

tegowane charakteryzują się wspólną długookresową ścieżką wzrostu, która jest niezależną od czasu ścieżką równowagi. Koncepcja kointegracji jest szczególnie ważna, ponieważ umożliwia wykluczenie problemu regresji pozornej bez konieczności obliczania przyrostów zmiennych, które mogą być przyczyną utraty informacji o istotnych zależnościach długookresowych (Gruszczyński, Podgórska). Przypomnijmy:

Definicja (por. [Osińska 2006; Gruszczyński, Podgórska 2000]): dwa procesy x_t oraz y_t są skointegrowane rzędu d, b , tzn. $x_t, y_t \sim CI(d, b; d \geq b > 0)$, jeżeli $x_t \sim I(d)$, $y_t \sim I(d)$ oraz istnieje kombinacja $u_t = y_t - \alpha_0 - \alpha_1 x_t$, która jest zintegrowana rzędu $d - b$.

Parametr α_1 (tzw. parametr kointegrujący) obrazuje długookresową relację między zmiennymi.

Hipoteza badawcza zakłada występowanie łącznego mechanizmu wyjaśniającego zmiany wartości PKB oraz WAN *per capita*³. Analiza stopnia integracji rozważanych szeregów czasowych (tab. 1) pozwala przypuszczać, że są zintegrowane w stopniu 1. Na tej podstawie oszacowano relację długookresową (równanie kointegrujące), która przyjęła postać:

Model 4

$$PKBpc_t = 4,7369 + 0,8851WAN_t + u_t.$$

Istotność powyższego modelu potwierdzają statystyki zestawione w tab. 9.

³ Z twierdzenie Grangera wynika, że jeżeli dwa procesy x_t oraz y_t są skointegrowane w stopniu 1, to y_t można przedstawić w postaci mechanizmu korekty błędem (ECM – *Error Correction Mechanism*).

Tabela 9. Wyniki estymacji KMNK, zmienna zależna: PKB_{pt} (model 4)

	Współczynnik	Błąd standardowy	t -studenta	Wartość p
const	4,73692	0,118876	39,85	1,36e-038***
WAN_t	0,88506	0,030082	29,42	0,0003***
Wsp. determ. R-kwadrat	0,941278	Skorygowany R-kwadrat		0,940191
$F(5, 48)$	865,5877	Wartość p dla testu F		6,37e-35
Log. wiarygodności	-41,73753	Kryt. inform. Akaikiego		87,47506
Kryt. bayes. Schwarz	91,52576	Kryt. Hannana-Quinna		89,04551
Autokorel. reszt – rho1	-0,099608	Stat. Durbina-Watsona		2,168794

* Poziom istotności 0,1; ** poziom istotności 0,05; *** poziom istotności 0,01.

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu GRETL.

Analiza składnika losowego powyższego modelu testem KPSS wskazuje na jego stacjonarność, zatem można przyjąć, że szeregi PKB_{pt} i WAN są skointegrowane (por. tab. 9). Uzyskane wyniki sugerują obecność długookresowej relacji równowagi między tymi szeregami.

Tabela 10. Wyniki testowania rzędu integracji testem KPSS dla zmiennej u_t

H_0 : składnik losowy u_t jest stacjonarny			
Statystyka testu = 0,128219,			
	10%	5%	1%
Krytyczna wart.:	0,351	0,462	0,726
wartość $p > 0.1$			

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu GRETL.

5. Zakończenie

Przeprowadzona analiza potwierdza istotny, pozytywny wpływ efektywności inwestycyjnej OFE na rozwój gospodarczy kraju. Wynik badania kointegracji oznacza, że między poziomem rozwoju OFE a rozwojem gospodarczym zachodzą związki przyczynowo-skutkowe o charakterze długookresowym. Jakość statystyczna zaprezentowanych modeli jest wysoka, co gwarantuje poprawność i istotność formułowanych w pracy wniosków.

Autorzy są świadomi, że zaprezentowane badania nie wyczerpują całości zagadnienia oraz powinny być kontynuowane. W toku dalszych badań istotna będzie odpowiedź na pytanie, jaki wpływ na badaną w niniejszym referacie zależność miała reforma systemu ubezpieczeń społecznych z 2014 r. Kontynuacja badań zależy jednak od tego, czy w najbliższej przyszłości otwarte fundusze emerytalne w Polsce będą dalej prowadziły swoją działalność.

Literatura

- Analizy Online SA, 2012, *Struktura oszczędności w Polsce i wybranych krajach europejskich*, http://www.analizy.pl/fundusze/dokumenty/RAPORT_oszczednosci_gospodarstw_final.pdf (20.02.2016).
- Banasik T., Kosztowniak A., Sobol M. (red), 2013, *Pośrednictwo finansowe a rozwój gospodarczy*, CeDeWu, Warszawa.
- Bednarczyk T.H., 2012, *Wpływ działalności sektora ubezpieczeniowego na wzrost gospodarczy*, Wydawnictwo Uniwersytetu Marii Curie-Skłodowskiej, Lublin.
- Gronicki M., Jankowiak J., 2013, *Otwarte fundusze emerytalne i gospodarka Polski w latach 1999–2013*, http://emerytura.gov.pl/wp-content/uploads/2014/03/20130626_przeglad.pdf (13.01.2016).
- Gruszczyński M., Podgórska M., 2000, *Ekonometria*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- GUS, 2015, *Wyniki finansowe otwartych funduszy emerytalnych i powszechnych towarzystw emerytalnych w 2014 roku*, Warszawa.
- IZFA 2015, *Raport 2014*, Warszawa, <http://www.izfa.pl/pl/72,raporty-roczne-o-rynku-fi.html> (16.04.2016).
- Kufel T., 2013, *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- MPiPS, MF, 2013, *Przegląd funkcjonowania systemu emerytalnego. Bezpieczeństwo dzięki zrównoważeniu*, Warszawa.
- NBP, 2015, *Sytuacja finansowa sektora gospodarstw domowych w IV kwartale 2014 r.*, Warszawa.
- OECD, 2014, *Pension markets in focus 2014*, <http://www.oecd.org/daf/fin/private-pensions/Pension-Markets-in-Focus-2014.pdf> (10.02.2016).
- Osińska M., 2006, *Ekonometria finansowa*, PWE, Warszawa.
- Zieliński Z., 1984, *Zmienność w czasie strukturalnych parametrów modelu ekonometrycznego*, „Przegląd Statystyczny”, nr 1/2, s. 135–148.

Źródła internetowe

<http://stat.gov.pl/wskazniki-makroekonomiczne/>.
www.knf.gov.pl.