

PIOTR ŻUK

Dywersyfikacja ryzyka związanego z cyklem koniunkturalnym w systemie emerytalnym w Polsce

W artykule zbadano, czy wprowadzenie do systemu emerytalnego w Polsce dwóch filarów zwiększa dywersyfikację ryzyka. W tym celu określono stopień korelacji cyklu koniunkturalnego na rynku pracy (od którego zależy stopa zwrotu w I filarze) i rynku finansowym (od którego zależy stopa zwrotu w II filarze) w Polsce oraz 24 innych gospodarkach. Wykazano, że korelacja zmian cyklicznych na giełdzie oraz zmian funduszu płac w gospodarce jest niska, co zwiększa dywersyfikację ryzyka w systemie emerytalnym. Należy jednak podkreślić, że opóźnienie cyklu na rynku pracy względem cyklu na giełdzie jest nieznaczne, co sprawia, iż wzrost dywersyfikacji ryzyka poprzez wprowadzenie do systemu emerytalnego dwóch filarów jest umiarkowany.

Słowa kluczowe: system emerytalny w Polsce, dywersyfikacja portfela emerytalnego, cykl koniunkturalny, rynek pracy, rynek finansowy.

Wprowadzenie¹

Ważnym uzasadnieniem podziału składki emerytalnej na część kapitałową i niekapitałową, wprowadzonego reformą emerytalną w 1999 r., był oczekiwany wzrost bezpieczeństwa przyszłych emerytur, które miały pochodzić z dwóch bezpośrednio niezależnych od siebie źródeł.² Co znamienne, dokument, który opisywał przesłanki wprowadzenia nowego systemu emerytalnego oraz jego kształt, nosił tytuł „Bezpieczeństwo dzięki różnorodności”, co podkreślało znaczenie dywersyfikacji ryzyka w systemie emerytalnym poprzez wprowadzenie dwóch niezależnych od siebie filarów.

1. Opinie prezentowane w artykule są poglądami autora i nie muszą odzwierciedlać stanowiska NBP.

2. A. Chłoiń, M. Góra, M. Rutkowski, *Shaping Pension Reform in Poland. Security through diversity*, Social Protection Discussion Paper Series Nr 9923, Bank Światowy 1999.

Należy podkreślić, że ze względu na długookresowy charakter systemu emerytalnego, jego funkcjonowanie jest obciążone znacznym ryzykiem³. W długim okresie niektóre czynniki ryzyka wypłaty emerytury dotyczą zarówno kapitałowej, jak i niekapitałowej części systemu emerytalnego. Przykładowo, zmniejszenie populacji pracującej doprowadzi do zmniejszania wysokości emerytury zarówno z kapitałowej części systemu emerytalnego (wskutek negatywnego wpływu na PKB i zyski przedsiębiorstw; o ile fundusze emerytalne nie będą lokować istotnej części aktywów w innych krajach⁴), jak i niekapitałowej jego części (wskutek negatywnego wpływu na fundusz płac). Również ryzyko o charakterze politycznym dotyczy obydwu części systemu emerytalnego. W przypadku części niekapitałowej ryzykiem o charakterze politycznym dla stopy zwrotu (tj. waloryzacji kapitału na indywidualnym koncie emerytalnym w ZUS) jest zmiana ustawy określającej mechanizm waloryzacji. Z kolei w części kapitałowej wpływ czynnika politycznego na stopę zwrotu jest pośredni, bowiem stopa zwrotu osiągnięta przez fundusze emerytalne zależy od sytuacji na rynkach finansowych. Ryzykiem politycznym może być jednak tutaj zmiana regulacji odnoszących się do limitów inwestycyjnych OFE czy też mechanizmu wynagradzania PTE, które pośrednio wpływają na wyniki inwestycyjne funduszy emerytalnych. W skrajnym przypadku ryzykiem politycznym dla części kapitałowej jest również przekierowanie strumienia składek do części niekapitałowej lub też nacjonalizacja aktywów funduszy emerytalnych, co może – choć nie musi – obniżyć stopę zwrotu w systemie emerytalnym.

Jednym z czynników ryzyka w systemie emerytalnym jest także cykl koniunkturalny, który może prowadzić do znacznego wahania wysokości gromadzonego kapitału. Zagrożenie to jest szczególnie istotne z punktu widzenia osób w wieku przedemerytalnym. W przypadku tych osób przejściowo niekorzystna sytuacja gospodarcza tuż przed przejściem na emeryturę może spowodować znaczne obniżenie wysokości emerytury.

Autorzy reformy wskazywali⁵, że z uwagi na niepełne skorelowanie sytuacji na rynku pracy i rynkach finansowych w cyklu koniunkturalnym, można oczekiwać, że wprowadzenie podziału składki zmniejszy wahania łącznej stopy zwrotu w systemie emerytalnym w porównaniu z sytuacją, w której składka emerytalna jest przekazywana jedynie na jedno z kont (co należy podkreślić, autorzy nie sugerowali, że wprowadzenie dwóch części w systemie emerytalnym w całości wyeliminuje ryzyko związane z wahaniami stóp zwrotu).

Autorzy dokumentu „Bezpieczeństwo dzięki różnorodności” powołali się na dwa badania dotyczące niepełnego skorelowania rynku pracy i rynku finansowego: dotyczące skorelowania dochodów osiągniętych na rynku pracy i dochodów osiągniętych na rynkach finansowych w USA⁶ oraz dotyczące skorelowania tempa wzrostu płac i stopy zwrotu z akcji w czterech krajach OECD⁷. Badania te potwierdzały, że poprzez wprowadzenie dwóch filarów w systemie emerytalnym może wzrosnąć bezpieczeństwo w tym systemie. Badania dotyczyły jednak Stanów Zjednoczonych. Równocześnie-

-
3. Opis ryzyk występujących w systemie emerytalnym można znaleźć m.in. w M. Góra, *System emerytalny*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2003, s. 83.
 4. Teoretycznie kapitałowa część daje możliwość – poprzez eksport kapitału – częściowo uniezależnić system emerytalny od problemów demograficznych. W praktyce fundusze emerytalne jedynie w znikomej części lokują aktywa za granicą. W III kw. 2012 r., zgodnie z danymi KNF, inwestycje za granicą stanowiły 0,6 proc. portfela OFE (wobec limitu ustawowego na poziomie 5 proc.).
 5. Por. A. Chłóń i in., *Shaping...*, op.cit.
 6. R. Jagannathan, N. Kocherlakota, *Why should older people invest less in stock than younger people?*, „Quarterly Review”, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1996, 20, 3, s. 11–23.
 7. R. Palacios, *A note on diversification between funded and PAYG pension schemes*, 1998, mimeo.

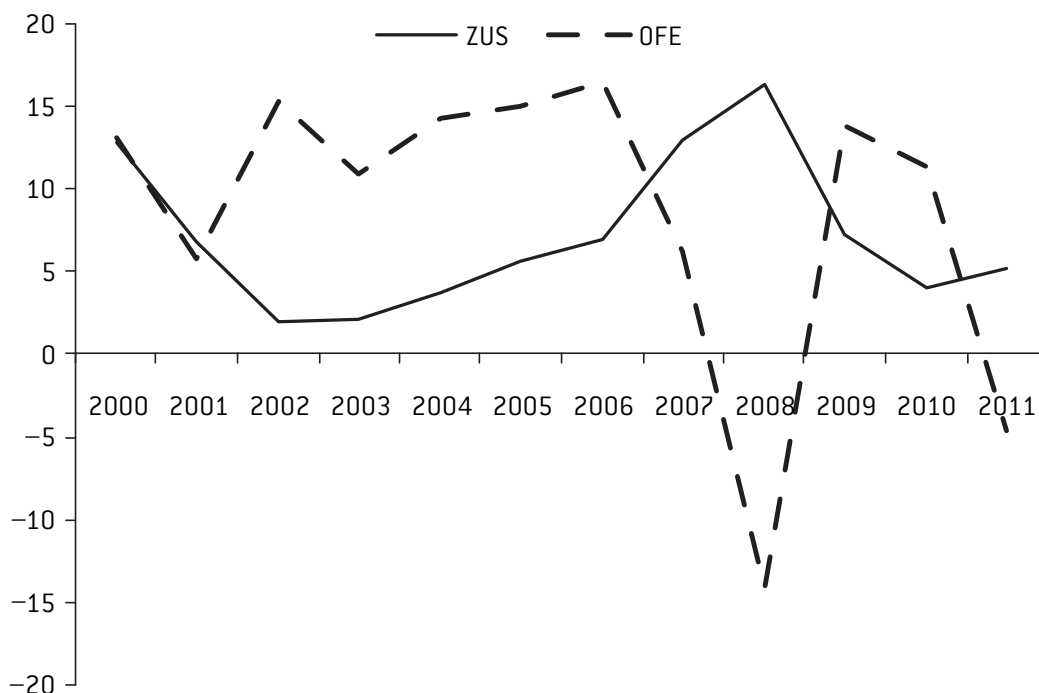
nie nie badano w nich bezpośrednio powiązania stopy zwrotu osiągananej na rynkach finansowych z samym funduszem płac w gospodarce, a jedynie z innymi zmiennymi dotyczącymi rynku pracy.

W poniższym artykule zostanie przedstawiona analiza skorelowania funduszu płac oraz stopy zwrotu na rynkach akcji, co stanowić będzie uzupełnienie dotychczasowej literatury. Analiza pozwoli pełniej ocenić zasadność wprowadzenia dwóch filarów w systemie emerytalnym w Polsce z punktu widzenia zmniejszenia wahań stopy zwrotu osiągananej przez ubezpieczonego. Dokonana analiza dotyczyć będzie nie tylko Polski, ale również 24 innych krajów. W analizie zostaną wykorzystane dane Eurostatu dotyczące funduszu płac w gospodarce (*compensation of employees*) oraz stopy zwrotu osiągananej na największej giełdzie w danym kraju⁸. Analizowany okres różnił się w zależności od badanego kraju, co wynikało z dostępności danych. Najdłuższym analizowanym okresem był I kw. 1990 r. – IV kw. 2011 r., najkrótszym zaś I kw. 2000 r. – IV kw. 2011 r.⁹ Równocześnie dotychczasowe lata funkcjonowania zreformowanego w 1999 r. systemu emerytalnego pozwolą ocenić, czy wprowadzenie dwóch filarów faktycznie zwiększyło bezpieczeństwo, rozumiane jako zmniejszenie wahań łącznej stopy zwrotu w systemie emerytalnym.

1. Stopa zwrotu w systemie emerytalnym w Polsce w latach 2000–2011

Poniższy wykres przedstawia stopę zwrotu osiąganą przez ubezpieczonych w OFE oraz na indywidualnym koncie emerytalnym w ZUS w latach 2000–2011.

Wykres 1. Stopa zwrotu osiąganą przez OFE oraz waloryzacja kapitału na indywidualnym koncie emerytalnym w ZUS (w %)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych ZUS i KNF. Stopa zwrotu OFE stanowi średnią stopę zwrotu (ważoną wartością aktywów) poszczególnych funduszy.

8. Lista giełd wybranych dla poszczególnych krajów znajduje się w Załączniku 1.

9. Badane dla poszczególnych krajów okresy przedstawiono w Załączniku 2.

Można zauważyć, że w latach korzystnej sytuacji na rynkach finansowych (2002–2006) stopa zwrotu OFE była wysoka, waloryzacja zaś na indywidualnym koncie emerytalnym w ZUS (tj. w uproszczeniu tempo wzrostu funduszu płac) – relatywnie niska. Z kolei w okresie niskich stóp zwrotu na rynkach finansowych (w szczególności w 2008 i 2011 r.), wskutek poprawy sytuacji na krajowym rynku pracy waloryzacja konta emerytalnego w ZUS była relatywnie wysoka. Poniższa tabela przedstawia wartości stóp zwrotu osiąganych przez ubezpieczonego w OFE, ZUS oraz łącznie w obowiązkowym systemie emerytalnym.

Tabela 1. Stopa zwrotu OFE¹⁰, waloryzacja indywidualnego konta emerytalnego w ZUS oraz łączna stopa zwrotu w systemie emerytalnym (w %)

	Waloryzacja na indywidualnym koncie emerytalnym w ZUS	Średnia stopa zwrotu OFE	Łączna stopa zwrotu w systemie emerytalnym (ZUS – 62,6% składki, OFE – 37,4% składki)
2000	12,7	13,0	12,8
2001	6,7	5,7	6,3
2002	1,9	15,3	6,9
2003	2,0	10,9	5,3
2004	3,6	14,2	7,6
2005	5,6	15,0	9,1
2006	6,9	16,4	10,5
2007	12,9	6,2	10,4
2008	16,3	-14,2	4,9
2009	7,2	13,7	9,6
2010	4,0	11,2	6,7
2011	5,2	-4,7	1,5
Odchylenie standardowe	4,4	8,9	2,9

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych KNF oraz ZUS.

W tabeli przedstawiono również odchylenie standardowe średniej stopy zwrotu OFE, stopy waloryzacji na indywidualnym koncie emerytalnym w ZUS oraz łącznej stopy zwrotu w systemie emerytalnym (przyjęto, że w całym okresie do ZUS trafia 63 proc. składki emerytalnej, zaś do OFE – 37 proc.). Można zauważyć, że funkcjonowanie systemu emerytalnego do 2011 r. było zgodne z założeniami reformy dotyczącymi dywersyfikacji ryzyka w systemie emerytalnym. Łączna stopa zwrotu w systemie emerytalnym (a więc na koncie w ZUS oraz w OFE, po uwzględnieniu proporcji składek trafiających na dane konto) odznaczała się mniejszą zmiennością (liczoną odchyleniem standardowym) niż stopa zwrotu liczona oddzielnie dla indywidualnego konta emerytalnego w ZUS oraz w OFE.

Przedstawione dane są zgodne z tezą, że wprowadzenie dwóch części systemu emerytalnego przyczyniło się do wzrostu bezpieczeństwa w systemie emerytalnym, rozumianego jako zmniejszenie wahań stopy zwrotu. W dalszej części pracy zostanie przedstawiona formalna analiza oraz próba oceny tezy o niepełnym skorelowaniu wahań cyklicznych na rynku pracy i rynku finansowym, zarówno dla polskiej gospodarki, jak również gospodarek innych krajów.

10. Z uwzględnieniem opłaty za zarządzanie bez uwzględnienia prowizji od pobieranej składki.

2. Przegląd literatury dotyczącej skorelowania sytuacji cyklicznej na rynku pracy i rynku finansowym

Zachowanie się zmiennych makroekonomicznych w cyklu koniunkturalnym jest dość dobrze znane i można wskazać, które zmienne mają własności procykliczne (tj. są dodatnio skorelowane z aktywnością gospodarczą, mierzoną np. tempem wzrostu PKB), antycykliczne (są ujemnie skorelowane z aktywnością gospodarczą), czy też acykliczne (nie są skorelowane z aktywnością gospodarczą).¹¹ Równocześnie można wyodrębnić zmienne, które mają charakter wyprzedzający oraz opóźniony względem cyklu koniunkturalnego. Zmienne wyprzedzające charakteryzują się tą własnością, że odnotowują daną fazę cyklu z pewnym wyprzedzeniem do ogólnej aktywności gospodarczej (mierzonej np. PKB), i odwrotnie, zmienne opóźnione odnotowują daną fazę cyklu później niż ogólna aktywność gospodarcza.¹²

Wśród zmiennych, które mają charakter wyprzedzający względem cyklu, wymienia się sytuację na rynkach finansowych, w tym wskaźniki giełdowe¹³. Dzieje się tak ze względu na fakt, że wartość przedsiębiorstw zależy nie tylko od bieżącej sytuacji, ale również od perspektyw dotyczących ich przyszłych zysków. Oznacza to, że wraz z pogorszeniem się perspektyw wzrostu gospodarczego, któremu towarzyszy pogorszenie się perspektyw dotyczących zysków przedsiębiorstw, wycena firm obniża się.

Z kolei część zmiennych z rynku pracy (np. stopa bezrobocia czy wynagrodzenia) uznaje się w literaturze za opóźnione względem cyklu koniunkturalnego¹⁴, co może wynikać z występujących na rynku pracy sztywności. Można zatem przypuszczać, że zmiany cykliczne na rynkach finansowych wyprzedzają zmiany cykliczne na rynku pracy, co może oznaczać, że zbieżność cyklów na tych dwóch rynkach jest niepełna.

Tematyka dotycząca synchronizacji sytuacji cyklicznej na rynku pracy i na rynku finansowym oraz zależności między tymi dwoma rynkami w cyklu koniunkturalnym była już częściowo w literaturze podejmowana. Przykładowo Heaton i Lucas¹⁵ pokazują, że korelacja między dochodem z pracy ze stopą zwrotu z aktywów finansowych w grupie badanych gospodarstw domowych jest niska i jej wartość dla medianowego gospodarstwa domowego wynosi 0,02. Równocześnie Chłoń wraz ze współautorami¹⁶ powołują się na badania Palacios¹⁷, w którym korelacja między tempem wzrostu wynagrodzeń a zwrotem z akcji dla 4 krajów OECD jest również zbliżona do zera. Z kolei Kydland i Prescott¹⁸ w swoim artykule dotyczącym właściwości cyklu koniunkturalnego w Stanach

11. Por. M. Burda, Ch. Wyplosz, *Makroekonomia. Podręcznik europejski*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2000, s. 437; P. Skrzypczyński, *Metody spektralne w analizie cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej*, „Materiały i Studia NBP”, 2010, 252, s. 16.

12. Por. P. Skrzypczyński, *Metody...*, op.cit., s. 16.

13. M. Burda, Ch. Wyplosz, *Makroekonomia...*, op.cit., s. 439.

14. Ibidem.

15. J. Heaton, D. Lucas, *Market frictions, savings behavior, and portfolio choice*, „Department of Finance Working Paper” 212, Kellogg Graduate School of Management, Uniwersytet Northwestern 1996.

16. A. Chłoń i in., *Shaping...*, op.cit.

17. R. Palacios, *A note...*, op.cit.

18. F.E. Kydland, E.C. Prescott, *Business Cycles: Real Facts and a Monetary Myth*, „Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review”, 1990, 14, 2, s. 3–18.

Zjednoczonych wskazują, że zarówno dochód z pracy, jak i dochód z kapitału są silnie skorelowane z cyklem koniunkturalnym, co wskazuje również na wysoką korelację tych dwóch typów dochodów między sobą. Badanie to nie musi jednak być sprzeczne z wcześniej wymienionymi, bowiem wycena aktywów na rynkach finansowych, w tym akcji, nie musi być ściśle zsynchronizowana z bieżącym dochodem z kapitału, gdyż wycena ta zależy także od strumienia przyszłych zysków przedsiębiorstw.

Doświadczenia kryzysu finansowego z końca pierwszej dekady XXI w. wskazują jednak, że negatywnemu szokowi na rynkach finansowych, prowadzącemu do znacznego spadku wartości aktywów finansowych, towarzyszyła również głęboka i utrzymująca się stagnacja na rynku pracy. Calvo¹⁹ uzasadnia ten fakt tym, że w okresie kryzysu finansowego, któremu towarzyszy silne zacieśnienie warunków udzielania kredytu przez banki, preferowanymi projektami inwestycyjnymi są projekty bazujące na kapitale, a nie na pracy. Projekty bazujące na nowym kapitale automatycznie mają zabezpieczenie kredytu (jest nim sam kapitał). Takiego zabezpieczenia nie mają zaś projekty inwestycyjne, które w głównej mierze bazują na zatrudnianiu nowych pracowników. Przy założeniu słuszności tezy Calvo, dywersyfikacja składki emerytalnej na część powiązaną z rynkiem finansowym i rynkiem pracy będzie w mniejszym stopniu chronić kapitał emerytalny ubezpieczonego.

3. Opis danych i metodologia badania

Przedstawione w Tabeli 1 dane wskazują, że faktycznie, zgodnie z założeniami twórców reformy, wprowadzenie dwóch części systemu emerytalnego przyczyniło się do zmniejszenia wahań łącznej stopy zwrotu w systemie emerytalnym. W poniższym rozdziale zostanie przedstawiona formalna analiza, która pozwoli ocenić skalę skorelowania cyklu na rynku pracy i rynku finansowym. Analiza ta pozwoli stwierdzić, czy wprowadzenie dwóch części systemu emerytalnego, w których jedna część jest powiązana z rynkiem pracy, druga zaś z rynkiem finansowym, zmniejsza wahania łącznej stopy zwrotu w systemie emerytalnym.

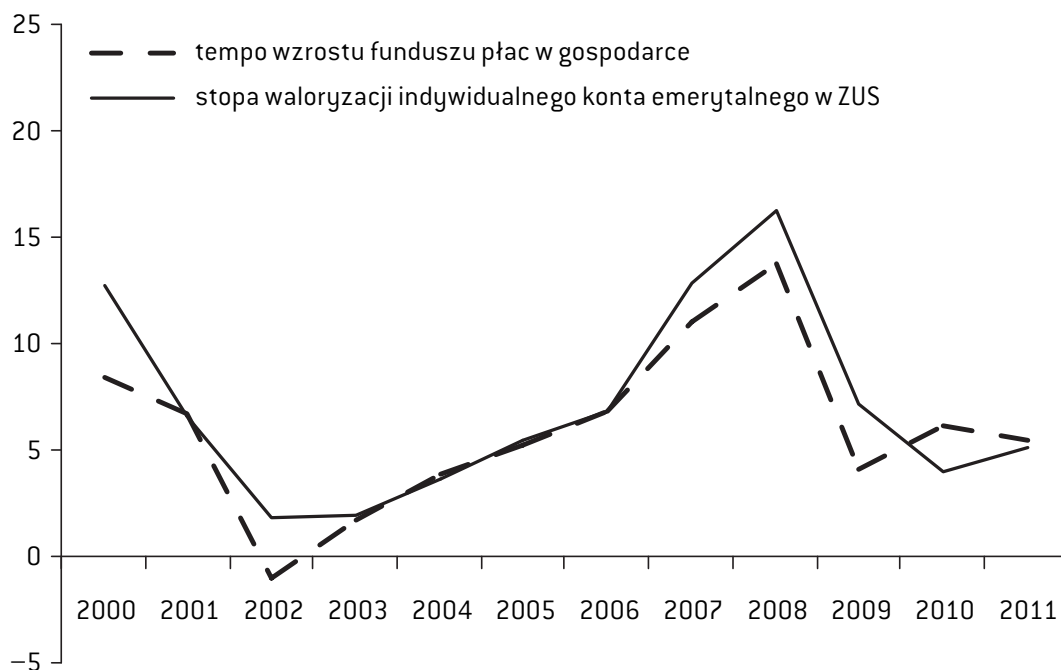
Do badania zostaną wykorzystane kwartalne dane Eurostatu. Zmiennymi, które wykorzystano do badania zmienności rynków finansowych w poszczególnych krajach, były główne indeksy giełdowe (indeks jednopodstawowy, 2005=100). Warto zaznaczyć, że choć fundusze emerytalne lokują kapitał ubezpieczonych nie tylko w akcjach, ale głównie w obligacjach, to jednak akcje stanowią część portfela inwestycyjnego, która w przeważającej mierze decyduje o wariacji stopy zwrotu, co jest związane z faktem, że stopa zwrotu osiągnana z obligacji jest zazwyczaj relatywnie stabilna.

Równocześnie zmienną, którą wykorzystano przy badaniu wahań koniunktury na rynku pracy był fundusz płac w gospodarce (*compensation of employees*, w mln waluty krajowej). Zmienna ta obejmuje wszelkiego rodzaju wynagrodzenia płacone przez pracodawców pracownikom. W celu zachowania porównywalności między poszczególnymi krajami, zmienna ta została wykorzystana również w przypadku analizy dotyczącej gospodarki Polski. W przypadku Polski podejściem alternatywnym było wykorzystanie zmiennej bezpośrednio powiązanej ze stopą zwrotu w systemie emerytalnym w Polsce, tj. wskaźnika waloryzacji indywidualnego konta emerytalnego w ZUS.

19. G. Calvo, *The liquidity approach to bubbles, crises, jobless recoveries and involuntary unemployment*, konferencja „Economic Policy in Emerging Economies”, 27–28 października 2011 r., Santiago.

Warto wspomnieć o pewnych różnicach między tempem wzrostu funduszu płac w gospodarce a wskaźnikiem waloryzacji indywidualnego konta emerytalnego w ZUS. Różnice między dwiema zmiennymi mogą wynikać choćby z faktu, iż waloryzacja konta w ZUS wynika ze wzrostu przypisu składki emerytalnej ZUS, tj. nie uwzględnia choćby wpływów składkowych z dochodu z pracy przekraczającego 2,5-krotność przeciętnego wynagrodzenia (dochód ten nie podlega oskładkowaniu²⁰), czy też dochodów osób nieopłacających składek emerytalnych (choćby pracujących na umowie o dzieło i służb mundurowych). Mimo to korelacja tempa wzrostu funduszu płac w gospodarce i wskaźnika waloryzacji indywidualnego konta emerytalnego w ZUS jest wysoka, co pokazuje poniższy wykres.

Wykres 2. Tempo wzrostu funduszu płac i wskaźnik waloryzacji indywidualnego konta emerytalnego w ZUS (w %)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych ZUS i Eurostatu.

Analizowane szeregi czasowe (fundusz płac oraz indeksy giełdowe) zostały urealnione przy wykorzystaniu wskaźnika CPI dla poszczególnych krajów. Następnie szeregi czasowe zostały poddane procedurze ARIMA-X-12. W ten sposób szeregi zostały oczyszczone z wahań o charakterze sezonowym (co dotyczyło szczególnie funduszu płac w gospodarce) oraz wahań o charakterze jednorazowym. Otrzymano zatem szeregi czasowe składające się jedynie z komponentu trendu i komponentu cyklicznego.

Następny krok polegał na wyodrębnieniu jedynie komponentu cyklicznego z poszczególnych szeregów czasowych. W tym celu zastosowano filtr Hodricka-Prescotta, który stanowi najczęściej wykorzystywane narzędzie do przeprowadzania dekompozycji szeregu czasowego na dwie addytywne względem siebie składowe: składową związaną z trendem i składową związaną z cyklem.²¹

20. Zgodnie z ustawą o systemie ubezpieczeń społecznych.

21. Por. R. Hodrick, E.C. Prescott, *Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*, „Journal of Money, Credit, and Banking”, 1997, 29, 1, s. 1–16; P. Skrzypczyński, *Metody...*, op.cit., s. 78.

$$y_t = g_t + c_t \quad \text{dla } t=1, 2, \dots, T, \quad (1)$$

gdzie y_t to wyjściowy szereg czasowy (pozbawiony wahań o charakterze sezonowym), g_t to komponent trendu szeregu czasowego, zaś c_t to komponent cykliczny szeregu czasowego. Komponent g_t w filtrze Hodricka-Prescotta jest estymowany poprzez minimalizację problemu:

$$\text{Min}_{\{g_t\}_{t=1}^T} \left\{ \sum_{t=0}^T (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \right\} \quad (2)$$

gdzie λ jest tzw. parametrem wygładzającym. W przypadku gdy $\lambda = 0$, składowa trendu g_t staje się wyjściowym szeregiem czasowym y_t . Z kolei gdy $\lambda \rightarrow \infty$ trend g_t jest funkcją liniową, analogiczną jak w przypadku zastosowania deterministycznego trendu liniowego dopasowanego do y_t metodą najmniejszych kwadratów. W poniższym badaniu przyjęto, że $\lambda = 1600$, co jest zgodne z propozycją Hodricka i Prescottta.

Filtr Hodricka-Prescotta pozwolił wyodrębnić komponenty cykliczne szeregów czasowych. Umożliwiło to zbadanie korelacji między komponentem cyklicznym indeksu giełdowego a komponentem cyklicznym funduszu płac w danej gospodarce. Równocześnie policzono korelacje komponentu cyklicznego indeksu giełdowego z opóźnionymi i wyprzedzającymi komponentami cyklicznymi funduszu płac. Dzięki temu można było określić nie tylko stopień zbieżności cykli na rynku pracy i rynku finansowym, ale również stwierdzić, na ile cykl na rynku pracy jest opóźniony (lub na ile wyprzedza) względem cyklu na rynku finansowym.

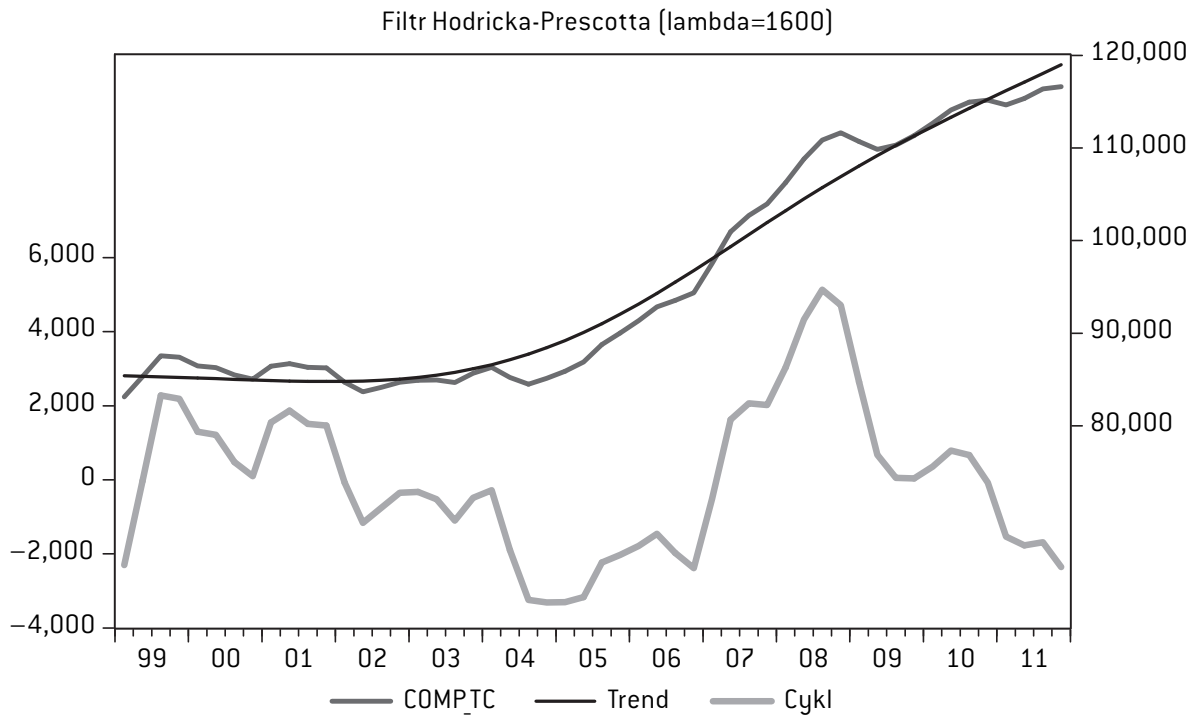
4. Analiza skorelowania cyklu koniunkturalnego na rynku pracy i rynku finansowym w Polsce

Analizę rozpoczęto od określenia stopnia skorelowania wahań cyklicznych funduszu płac w gospodarce oraz cen akcji na giełdzie papierów wartościowych w Polsce. Na Wykresie 3 przedstawiono wartość funduszu płac w Polsce w latach 1999–2011, wraz z jego dekompozycją na trend oraz składową cykliczną. Analogiczny podział dla indeksu giełdowego przedstawia Wykres 4.

Z punktu widzenia analizy skorelowania składników o charakterze cyklicznym na rynku pracy i rynku finansowym za kluczowy należy uznać Wykres 5. Przedstawione na nim dane potwierdzają – choć jedynie do pewnego stopnia – tezę o niskim skorelowaniu cyklu na omawianych dwóch rynkach. Przykładowo, korzystnej koniunkturze na rynku akcji w 2000 r. towarzyszyło pewne pogorszenie sytuacji na rynku pracy. Odwrotna sytuacja miała miejsce w 2001 r. Równocześnie analizując kolejne lata, można zauważyć (co jest szczególnie widoczne od 2005 r.), że wzrost (spadek) cen na rynku akcji wyprzedza wzrost (spadek) składnika cyklicznego funduszu płac.

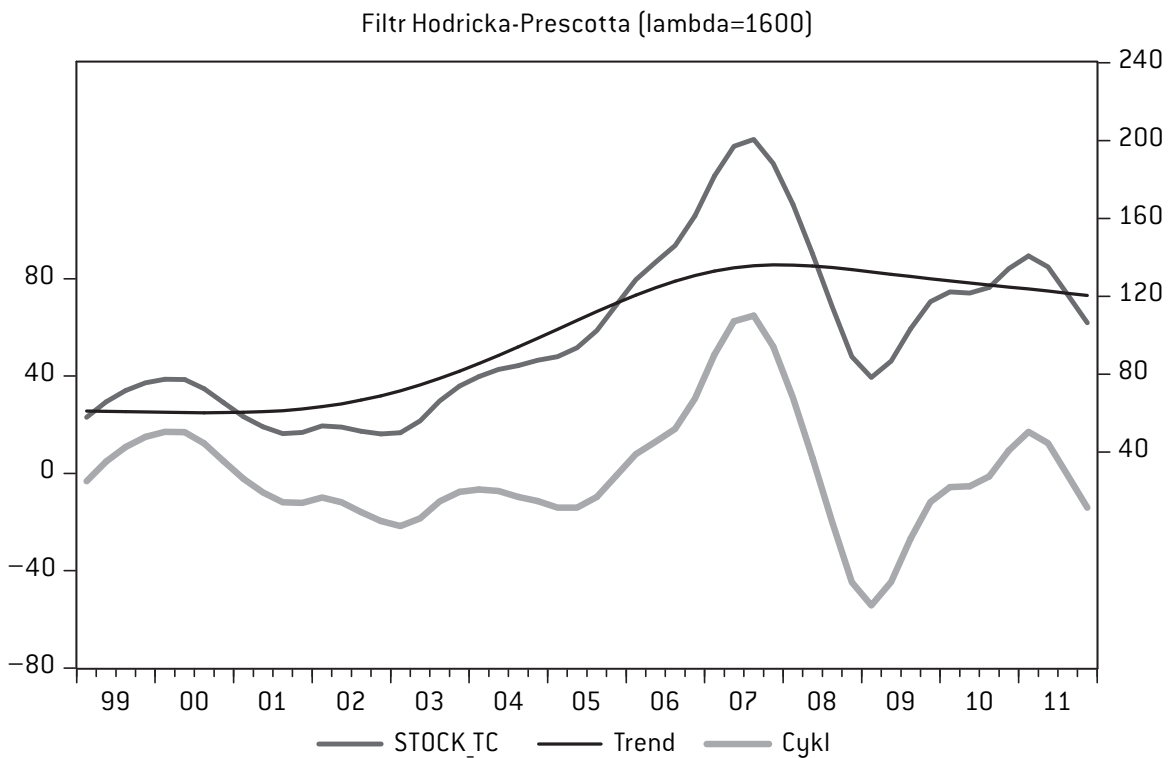
Obserwacje te potwierdzają wyniki obliczeń współczynnika korelacji, które zostały przedstawione w Tabeli 2. Współczynnik korelacji między składową cykliczną indeksu giełdowego a składową cykliczną wartości funduszu płac w gospodarce wynosi 0,01 i nie jest on istotny statystycznie. Należy podkreślić, że cykl na rynku finansowym wyprzedza cykl na rynku pracy, na co wskazuje dodatnia i istotna statystycznie korelacja między bieżącą składową cykliczną cen akcji a składową cykliczną funduszu płac w kolejnych kwartałach. Równocześnie wskaźnik korelacji między składową cykliczną funduszu płac w poprzednich kwartałach a bieżącym cyklem na rynku akcji jest ujemny. Oznacza to, że korzystna koniunktura na rynku pracy może sugerować cykliczny spadek cen akcji w kolejnych kwartałach.

Wykres 3. Fundusz płac w gospodarce Polski w mld zł (COMP_TC) w podziale na składową trendu (prawa oś) i składową cykliczną (lewa oś)



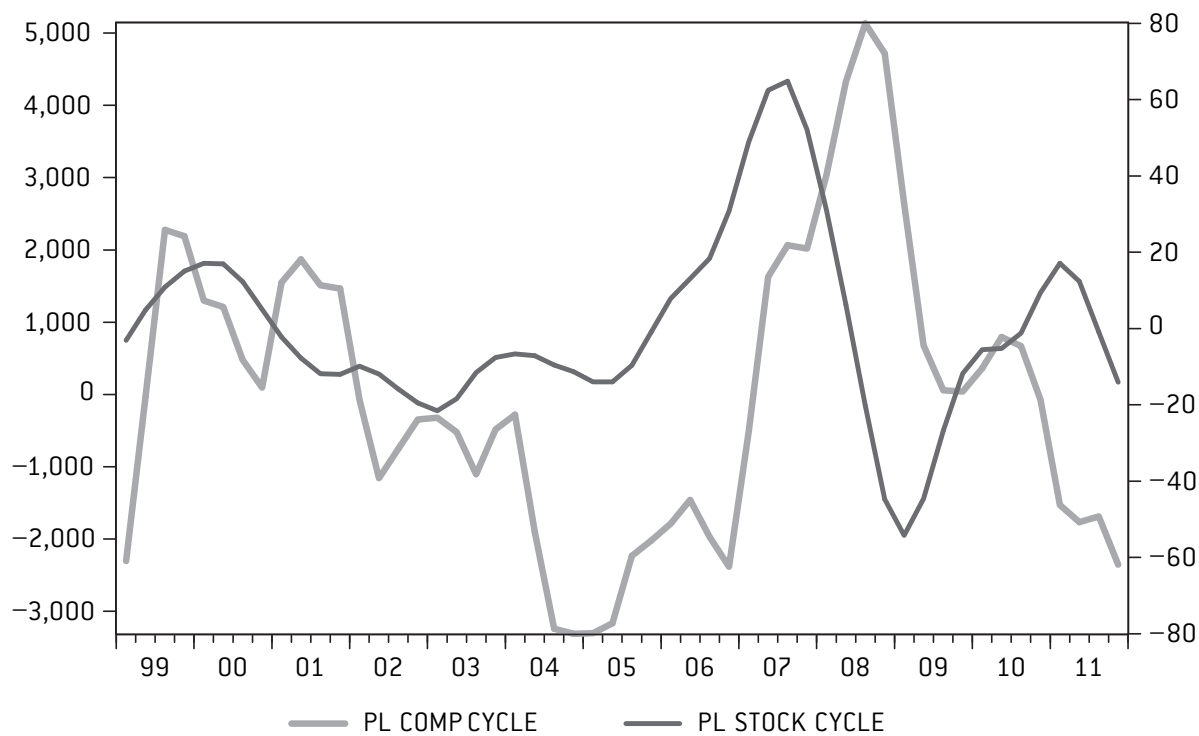
Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4. Indeks giełdowy w Polsce (STOCK_TC) w podziale na składową trendu (prawa oś) i składową cykliczną (lewa oś)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 5. Składowa cykliczna funduszu płac w gospodarce (PL_COMP_CYCLE) (lewa oś, mld zł) oraz indeksu giełdowego (prawa oś) (PL_STOCK_CYCLE) w Polsce



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2. Współczynnik cross-korelacji między składową cykliczną indeksu giełdowego a funduszem płac w gospodarce (jedna gwiazdka oznacza istotność statystyczną na poziomie $\alpha=0,05$, dwie gwiazdki oznaczają istotność statystyczną na poziomie $\alpha=0,01$)

Składowa cykliczna funduszu płac w gospodarce w okresie:	Współczynnik korelacji składowej cyklicznej funduszu płac ze składową cykliczną indeksu giełdowego w okresie t
t-8	-0,60**
t-7	-0,66**
t-6	-0,66**
t-5	-0,63**
t-4	-0,59**
t-3	-0,53**
t-2	-0,42*
t-1	-0,23aa
t	0,01
t+1	0,25aa
t+2	0,46**
t+3	0,60**
t+4	0,67**
t+5	0,67**
t+6	0,63**
t+7	0,56**
t+8	0,49**

Źródło: obliczenia własne.

Można również zauważyć, że opóźnienia cyklu na rynku pracy względem cyklu na rynkach finansowych nie są szczególnie wysokie. Współczynniki korelacji wskazują, że wraz z hossą na rynku akcji, sytuacja cykliczna na rynku pracy poprawia się już po 2 kwartałach, a najsilniejsza poprawa na rynku pracy ma miejsce po ok. 4–5 kwartałach. Równocześnie można oczekiwać, że korzystnej sytuacji na rynku pracy będzie towarzyszyło pogorszenie sytuacji na rynku akcji również już za ok. 2 kwartały, przy najsilniejszym spadku cen po 6–7 kwartałach.

Analiza sytuacji cyklicznej na rynku pracy i rynku finansowym w Polsce potwierdza tezę o niepełnym skorelowaniu cyklu koniunkturalnego na obydwu rynkach. Oznacza to, że faktycznie, wprowadzenie dwóch filarów w systemie emerytalnym zwiększa dywersyfikację ryzyka w systemie emerytalnym i prowadzi do wzrostu bezpieczeństwa wysokości przyszłych emerytur. Należy jednak podkreślić, że ze względu na stosunkowo krótkie opóźnienia między cyklami na rynku pracy i rynku finansowym, spadek wahań stopy zwrotu w systemie emerytalnym jest jedynie częściowy i nie zabezpiecza w pełni emerytów przed wahaniami kapitału związanymi z cyklem koniunkturalnym w gospodarce.

5. Analiza skorelowania cyklu koniunkturalnego na rynku pracy i rynku finansowym w pozostałych krajach

Przeanalizowano również skalę skorelowania cykli na rynku pracy i rynku akcji w innych 24 krajach, dla których były dostępne dane. Analiza ta pozwoliła odpowiedzieć na pytanie, czy obserwowane w Polsce niepełne skorelowanie cykli na tych dwóch rynkach jest pewną prawidłowością ekonomiczną. Odpowiedź na to pytanie jest ważna również z punktu widzenia konstrukcji polskiego systemu emerytalnego. Pozwoli bowiem ocenić, czy przy innych parametrach gospodarki (np. warunków instytucjonalnych) – a zmian za te parametry w perspektywie długookresowej, a więc istotnej z punktu widzenia systemu emerytalnego, należy oczekiwać – sytuacja cykliczna na rynku pracy wciąż będzie słabo skorelowana z sytuacją cykliczną na rynku akcji.

Tabela 3. Współczynniki korelacji między składową cykliczną indeksem giełdowego a składową cykliczną funduszu płac w poszczególnych kwartałach

Składowa cykliczna funduszu płac w gospodarce w okresie:	Współczynnik korelacji między składową cykliczną funduszu płac z danego okresu a składową cykliczną indeksem giełdowego w okresie t											
	Austria	Belgia	Bułgaria	Czechy	Dania	Estonia	Finlandia	Francja	Grecja	Hiszpania	Holandia	Irlandia
t-8	-0,49**	-0,69**	-0,37*	-0,25	-0,39**	-0,74**	0,17	-0,63**	-0,07	-0,36**	-0,59**	-0,44**
t-7	-0,50**	-0,78**	-0,52**	-0,29*	-0,40**	-0,75**	0,16	-0,56**	-0,20	-0,30**	-0,56**	-0,31
t-6	-0,48**	-0,78**	-0,56**	-0,26	-0,41**	-0,73**	0,13	-0,44**	-0,27	-0,23*	-0,52**	-0,18
t-5	-0,44**	-0,70**	-0,55**	-0,17	-0,37**	-0,68**	0,10	-0,28*	-0,35*	-0,15	-0,45**	-0,05
t-4	-0,37**	-0,58**	-0,48**	-0,05	-0,30*	-0,58**	0,08	-0,11	-0,42**	-0,05	-0,34**	0,06
t-3	-0,28*	-0,44**	-0,42*	0,10	-0,20	-0,41**	0,08	0,06	-0,44**	0,08	-0,19	0,16
t-2	-0,18	-0,29*	-0,40*	0,25	-0,08	-0,17	0,11	0,23*	-0,34	0,22	-0,02	0,26
t-1	-0,05	-0,11	-0,36	0,41**	0,08	0,11	0,16	0,39**	-0,18	0,36**	0,14	0,37*
t	0,09	0,06	-0,28	0,55**	0,28*	0,38*	0,21	0,52**	-0,09	0,47**	0,29*	0,51**
t+1	0,24*	0,21	-0,16	0,66**	0,48**	0,59**	0,27*	0,62**	-0,07	0,55**	0,43**	0,64**
t+2	0,39**	0,34**	0,01	0,73**	0,64**	0,75**	0,32**	0,68**	-0,08	0,60**	0,55**	0,75**
t+3	0,51**	0,48**	0,22	0,72**	0,75**	0,84**	0,32**	0,71**	-0,04	0,63**	0,65**	0,80**
t+4	0,57**	0,60**	0,43*	0,63**	0,78**	0,87**	0,28*	0,71**	0,10	0,65**	0,72**	0,78**
t+5	0,58**	0,67**	0,62**	0,50**	0,74**	0,83**	0,21	0,69**	0,31	0,64**	0,76**	0,72**
t+6	0,55**	0,67**	0,77**	0,35*	0,65**	0,73**	0,11	0,62**	0,52**	0,61**	0,77**	0,62**
t+7	0,50**	0,61**	0,83**	0,20	0,53**	0,58**	0,00	0,52**	0,67**	0,55**	0,75**	0,49**
t+8	0,44**	0,55**	0,79**	0,07	0,39**	0,39*	-0,12	0,38**	0,70**	0,44**	0,69**	0,31**

Źródło: opracowanie własne. Jedna gwiazdka oznacza istotność statystyczną na poziomie $\alpha=0,05$, dwie gwiazdki oznaczają istotność statystyczną na poziomie $\alpha=0,01$.

Wartości pogrubione są istotne statystycznie na poziomie $\alpha=0,05$ lub $\alpha=0,01$.

Tabela 4. Współczynnik korelacji między składową cykliczną indeksu giełdowego a składową cykliczną indeksu giełdowego w poszczególnych kwartałach

Składowa cykliczna funduszu płać w gospodarce w okresie:	Współczynnik korelacji między składową cykliczną funduszu płać z danego okresu a składową cykliczną indeksu giełdowego w okresie t											
	Litwa	Luksemburg	Łotwa	Niemcy	Norwegia	Portugalia	Słowacja	Szwajcaria	Szwecja	Wielka Brytania	Węgry	Włochy
t-8	-0,70**	-0,69**	-0,82**	-0,52**	-0,61**	-0,48**	-0,43**	-0,59**	-0,60**	-0,50**	0,20	-0,36*
t-7	-0,66**	-0,71**	-0,82**	-0,46**	-0,64**	-0,46**	-0,50**	-0,64**	-0,61**	-0,51**	0,16	-0,34*
t-6	-0,61**	-0,66**	-0,79**	-0,40**	-0,60**	-0,42**	-0,54**	-0,65**	-0,61**	-0,49**	0,10	-0,30
t-5	-0,54**	-0,55**	-0,72**	-0,36**	-0,52**	-0,35*	-0,52**	-0,61**	-0,56**	-0,39*	0,03	-0,24
t-4	-0,46**	-0,45**	-0,61**	-0,32**	-0,42**	-0,22	-0,43**	-0,55**	-0,45**	-0,21	-0,07	-0,17
t-3	-0,32	-0,33	-0,43*	-0,26*	-0,30*	-0,06	-0,27	-0,47**	-0,24	0,03	-0,14	-0,09
t-2	-0,10	-0,16	-0,19	-0,18	-0,12	0,09	-0,05	-0,37**	0,02	0,32*	-0,16	0,03
t-1	0,16	0,04	0,10	-0,07	0,10	0,21	0,16	-0,26*	0,30*	0,59**	-0,07	0,19
t	0,43*	0,24	0,37*	0,06	0,34*	0,29*	0,33*	-0,11	0,53**	0,78**	0,07	0,37*
t+1	0,65**	0,41*	0,60**	0,19	0,55**	0,32*	0,44**	0,06	0,71**	0,84**	0,23	0,53**
t+2	0,80**	0,56**	0,77**	0,28*	0,69**	0,33*	0,50**	0,23*	0,80**	0,76**	0,38**	0,62**
t+3	0,86**	0,68**	0,87**	0,34**	0,77**	0,35*	0,53**	0,39**	0,80**	0,59**	0,47**	0,66**
t+4	0,84**	0,75**	0,90**	0,36**	0,82**	0,40**	0,53**	0,53**	0,71**	0,38*	0,48**	0,67**
t+5	0,75**	0,75**	0,86**	0,37**	0,81**	0,48**	0,52**	0,63**	0,57**	0,20	0,41**	0,64**
t+6	0,62**	0,67**	0,75**	0,36**	0,73**	0,58**	0,50**	0,68**	0,41**	0,09	0,25	0,55**
t+7	0,48**	0,57**	0,59**	0,35**	0,59**	0,63**	0,49**	0,68**	0,26*	0,05	0,04	0,41*
t+8	0,33	0,49**	0,40*	0,34**	0,41**	0,60**	0,48**	0,62**	0,12	0,04	-0,14	0,24

Źródło: opracowanie własne. Jedna gwiazdka oznacza istotność statystyczną na poziomie $\alpha=0,05$, dwie gwiazdki oznaczają istotność statystyczną na poziomie $\alpha=0,01$. Wartości pogrubione są istotne statystycznie na poziomie $\alpha=0,05$ lub $\alpha=0,01$.

Przedstawione w powyższych tabelach dane wskazują, że prawie we wszystkich analizowanych gospodarkach wskaźnik korelacji między bieżącą wartością składowej cyklicznej funduszu pracy a składową cykliczną indeksu giełdowego jest nieistotny statystycznie. Potwierdza to tezę, że wprowadzenie do systemu emerytalnego dwóch części, z których jedna jest zależna od rynku pracy, druga zaś od rynku kapitału, pozwala zmniejszyć wahania stopy zwrotu w systemie emerytalnym. Warto zauważyć, że w większości krajów bieżący cykl na giełdzie w okresie t jest dodatnio skorelowany ze zmianami cyklicznymi na rynku pracy już w okresie $t+1/t+2$ (a więc po 1–2 kwartałach), a więc opóźnienie cyklu na rynku pracy względem cyklu na giełdzie jest niewielkie. Wprowadzenie do systemu emerytalnego części powiązanej z rynkiem pracy i części powiązanej z rynkiem finansowym może zatem jedynie do pewnego stopnia zmniejszyć ryzyko związane z wahaniami stopy zwrotu w systemie emerytalnym w cyklu koniunkturalnym. Aby w większym stopniu chronić kapitał emerytalny (przede wszystkim ten zgromadzony w OFE, który podlega większym wahaniami), zwłaszcza osób w wieku przedemerytalnym, konieczne wydaje się wprowadzenie do systemu emerytalnego bezpiecznych subfunduszy, które lokowałyby większość środków w bezpieczne aktywa.

Podsumowanie

Dotychczasowe lata funkcjonowania systemu emerytalnego w Polsce wskazują, że wprowadzenie do systemu dwóch części systemu emerytalnego zmniejszyło wahania łącznej stopy zwrotu. Obrazuje to wartość odchylenia standardowego stopy zwrotu w systemie emerytalnym, która łącznie dla całego systemu emerytalnego jest mniejsza zarówno od stopy zwrotu osiąganego przez OFE, jak i stopy zwrotu na indywidualnym koncie emerytalnym w ZUS. Równocześnie badania dla Polski oraz pozostałych krajów wskazują, że korelacja zmian na giełdzie oraz zmian funduszu płac w gospodarce jest niska, co umożliwia dywersyfikację ryzyka w systemie emerytalnym poprzez wprowadzenie do systemu dwóch filarów, spośród których jeden jest uzależniony od rynku pracy, a drugi od sytuacji na rynkach finansowych. Należy jednak podkreślić, że wprowadzenie dwóch filarów zmniejsza ryzyko dla stopy zwrotu tylko do pewnego stopnia, ze względu jedynie na nieznaczne opóźnienie cyklu na rynku pracy względem cyklu na giełdzie.

Załączniki

Załącznik 1. Lista indeksów giełdowych

Kraj	Indeks giełdowy
Belgia	Belgian 20 Price Index
Bułgaria	Sofia Stock Exchange index
Czechy	Prague Stock Exchange 50 Index
Dania	Københavns Fondsbørs Indeks
Niemcy	Deutscher Aktienindex
Estonia	Tallinn Stock Exchange index
Irlandia	Irish Stock Exchange Equity Overall Index
Grecja	Athens Stock Exchange general index
Hiszpania	Association of Stock Exchanges
Francja	Compagnie des Agents de Change 40 Index
Włochy	FTSE MIB Index
Łotwa	Riga Stock Exchange Index
Litwa	Vilnius Stock Exchange Index
Luksemburg	Luxembourg Stock Exchange Index
Węgry	Budapest Stock index
Holandia	Amsterdam Exchangesindex
Austria	Austrian Traded Index
Polska	Warszawski Indeks Giełdowy
Portugalia	Portuguese Stock Index 20
Słowacja	Slovak Share Index
Finlandia	Helsinki Stock Exchange All-Share Index
Szwecja	OMX Stockholm 30 Index
Wielka Brytania	FTSE MIB Index
Norwegia	Oslo Bors All-Share Index
Szwajcaria	Swiss Market Index

Załącznik 2. Lista krajów i analizowany okres

Kraj	Analizowany okres	
	od	do
Belgia	I kw. 1990	IV kw. 2011
Bułgaria	IV kw. 2000	IV kw. 2011
Czechy	I kw. 1995	IV kw. 2011
Dania	I kw. 1990	IV kw. 2011
Niemcy	I kw. 1991	IV kw. 2011
Estonia	I kw. 1998	IV kw. 2011
Irlandia	I kw. 1998	IV kw. 2011
Grecja	I kw. 2000	IV kw. 2011
Hiszpania	I kw. 1990	IV kw. 2011
Francja	I kw. 1990	IV kw. 2011
Włochy	I kw. 1998	IV kw. 2011
Łotwa	I kw. 2000	IV kw. 2011
Litwa	I kw. 2000	IV kw. 2011
Luksemburg	I kw. 1999	IV kw. 2011
Węgry	I kw. 1995	IV kw. 2011
Holandia	I kw. 1990	IV kw. 2011
Austria	I kw. 1990	IV kw. 2011
Polska	I kw. 1999	IV kw. 2011
Portugalia	I kw. 1995	IV kw. 2011
Słowacja	I kw. 1995	IV kw. 2011
Finlandia	I kw. 1990	IV kw. 2011
Szwecja	I kw. 1993	IV kw. 2011
Wielka Brytania	I kw. 1998	IV kw. 2011
Norwegia	I kw. 1996	IV kw. 2011
Szwajcaria	I kw. 1990	IV kw. 2011

Wykaz źródeł

- Burda M., Wyplosz Ch., *Makroekonomia. Podręcznik europejski*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2000.
- Calvo G., *The liquidity approach to bubbles, crises, jobless recoveries and involuntary unemployment*, konferencja „Economic Policy in Emerging Economies”, Santiago, 27–28 października 2011 r.
- Chłoń A., Góra M., Rutkowski M., *Shaping Pension Reform in Poland. Security through diversity*, Social Protection Discussion Paper Series Nr 9923, Bank Światowy 1999.
- Góra M., *System emerytalny*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2003.
- Heaton J., Lucas D., *Market frictions, savings behavior, and portfolio choice*, „Department of Finance Working Paper” 212, Kellogg Graduate School of Management, Uniwersytet Northwestern 1996.
- Hodrick R., Prescott E.C., *Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*, „Journal of Money, Credit, and Banking”, 1997, 29, 1, s. 1–16.
- Jagannathan R., Kocherlakota N., *Why should older people invest less in stock than younger people?*, „Quarterly Review”, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1996, 20, 3.
- Kydland F.E., Prescott E.C., *Business Cycles: Real Facts and a Monetary Myth*, „Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review”, 1990, 14, 2.
- Palacios R., *A note on diversification between funded and PAYG pension schemes*, 1998, mimeo.
- Skrzypczyński P., *Metody spektralne w analizie cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej*, „Materiały i Studia NBP”, 2010, 252.

Diversification of risk connected with the business cycle in the pension system in Poland

The article analyses whether the introduction of the two pillars to the pension system in Poland increases risk diversification. To this end, the author has defined the degree of correlation of the business cycle on the labour market (which determines the rate of return in the 1st pillar) and the financial market (which determines the rate of return in the 2nd pillar) in Poland and other 24 economies. It has been shown that the correlation of cyclical changes on the stock exchange and changes of the payroll fund in the economy is low, which increases risk diversification in the pension system. It needs to be pointed out, however, that a delay of the cycle on the labour market in comparison with the cycle on the stock exchange is insignificant, thanks to which the increase in risk diversification by means of introduction of two pillars to the pension system is moderate.

Key words: pension system in Poland, diversification of the pension portfolio, business cycle, labour market, financial market.

PIOTR ŻUK – doktorant w Kolegium Zarządzania i Finansów Katedry Teorii Systemu Rynkowego w Szkole Głównej Handlowej, pracownik Instytutu Ekonomicznego Narodowego Banku Polskiego.