

**Patrycja Chodnicka-Jaworska,
Katarzyna Niewińska**

**Analiza czynników
makroekonomicznych zmian cen
akcji banków w Europie**

Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania 46/1, 247-258

2016

Artykuł został opracowany do udostępnienia w internecie przez Muzeum Historii Polski w ramach prac podejmowanych na rzecz zapewnienia otwartego, powszechnego i trwałego dostępu do polskiego dorobku naukowego i kulturalnego. Artykuł jest umieszczony w kolekcji cyfrowej bazhum.muzhp.pl, gromadzącej zawartość polskich czasopism humanistycznych i społecznych.

Tekst jest udostępniony do wykorzystania w ramach
dozwolonego użytku.



DOI:10.18276/sip.2016.46/1-19

Patrycja Chodnicka-Jaworska*

Katarzyna Niewińska**

Uniwersytet Warszawski

ANALIZA CZYNNIKÓW MAKROEKONOMICZNYCH ZMIAN CEN AKCJI BANKÓW W EUROPIE

Streszczenie

W artykule podjęto próbę zidentyfikowania determinant makroekonomicznych stóp zwrotu z akcji banków w Europie. Do badania przyjęto 182 banki notowane na giełdach w 24 krajach w Europie. Jako zmienną niezależną zastosowano kwartalne logarytmiczne stopy zwrotu w latach 2004–15. Ze względu na charakter danych wykorzystano statyczne modele panelowe, co pozwoliło przeanalizować wpływ zmiany: PKB, inflacji, ceny dóbr przemysłowych i stop procentowych (krótko- i długoterminowych) dla badanych krajów, a także wpływ zmienności implikowanej indeksu EURO STOXX 50 oraz współczynnika beta badanego banku. Analiza wykazała istotną zależność pomiędzy tymi zmiennymi. Model dopasowany jest w 12%, co sugeruje że zmienne makroekonomiczne nie są kluczowymi czynnikami mogącymi oddziaływać na rynek akcji banków.

Słowa kluczowe: sektor bankowy, stopy zwrotu z akcji, czynniki makroekonomiczne

* E-mail: pchodnicka@wz.uw.edu.pl

** E-mail: kniewinska@wz.uw.edu.pl

Wprowadzenie

Stopy zwrotu (*rate of return*) z akcji przyjmuje się za najprostszą formę miary dochodowości. W literaturze pojawiają dwa sposoby obliczania stóp zwrotów. Pierwszy z nich oparty jest na prostej kapitalizacji, w której nie zakłada się reinwestowania osiągniętych odsetek. Drugi to logarytmiczne stopy zwrotu, w których nadpisujemy osiągnięte zyski w sposób ciągły (Jajuga, 2006, s. 174). Najczęściej do analiz rynku kapitałowego stosuje się stopy zwrotu w postaci logarytmicznej. Odwołując się do teorii efektywnego rynku, która stwierdza, że ceny aktywów (np. akcji) w pełni odzwierciedlają wszystkie dostępne informacje (Fama, 1970),¹ autorki niniejszego tekstu postawiły pytanie, czy czynniki makroekonomiczne mogą wpływać na rynek akcji. Gospodarka europejska w latach 2004–15 przeszła przez globalny kryzys 2007–09, a także problemy związane z nadmiernym zadłużeniem niektórych krajów (tj. Grecji, Portugalii, Hiszpanii), co przelało się na słabą kondycję rynków w Europie.

Głównym celem artykułu było zbadanie stóp zwrotu z akcji sektora bankowego, które podsumowują ryzyko związane z ich działalnością. Stabilność i minimalizacja ryzyka zawiązanego z ich działalnością jest istotna dla całego systemu finansowego. Od lat 90. dwudziestego wieku Europa doświadczyła znacznej konsolidacji sektora bankowego, co doprowadziło do powstania dużych podmiotów. W Unii Europejskiej zostały stworzone sprzyjające warunki dla jednolitego rynku usług finansowych, a to spowodowało postępującą integrację bankową (Hartmann, Straetmans, De Vries, 2005). Zmiany strukturalne sektora sprawiły, że monitorowanie systemu bankowego stało się jeszcze bardziej skomplikowane. Autorki postanowiły przeanalizować stopy zwrotu z akcji banków oraz zidentyfikować, jaki wpływ wywierają na nie makroekonomiczne zmienne.

¹ Istnieją trzy warianty hipotezy efektywnego rynku: słaba, która twierdzi, że ceny aktywów uwzględniają już wszystkie przeszłe publicznie dostępne informacje; słabo-silna zakłada, że ceny prezentują zarówno wszystkie publicznie dostępne informacje, jak i błyskawicznie zmieniają się pod wpływem wszystkich nowych informacji publicznych; silna dodatkowo uznaje, że ceny odzwierciedlają także ukryte „poufne” informacje.

1. Przegląd literatury

W literaturze światowej znaleźć można szereg badań na temat determinant wpływających na stopy zwrotu rynku akcji i można podzielić je na dwie grupy. Pierwsza dotyczy analizy wewnętrznych czynników, tj. danych księgowych czy wskaźników finansowych, które przebadali m.in.: Banz (1981); Bahandari (1988); Basu (1983); Campbell (1991); Fama i French (1992); Cooper (2003); Beccalli (2006); Castrén, Fitzpatrick, Sydow (2006); Baeley, De Jonghe, Vennet (2006); Molyneux, Pasiouras (2008); Das, Sy (2012) oraz Kato, Kobayashi, Saita (2010).

Przedstawione w dalszym części tekstu badania należą do drugiej grupy, która identyfikuje wpływ danych makroekonomicznych na stopę zwrotu z cen akcji. Jednym z najczęściej badanych czynników jest inflacja, w ciągu ostatnich kilkudziesięciu lat przeprowadzono szereg analiz, sprawdzając oddziaływanie tego czynnika na stopę zwrotu lub spodziewaną stopę zwrotu z akcji. W roku 1977 Fama i Schwert szukali relacji pomiędzy stopami zwrotu z akcji, a spodziewaną i niespodziewaną wielkością inflacji. Chen, Roll i Ross (1986) twierdzili, że dowód na wpływ inflacji na zyski giełdowe jest słaby. Kaul w roku 1987 zakładał, że relacja między zwrotami z akcji i inflacją wynika z równowagi w sektorze pieniężnym, a co ważniejsze, że zmienia się ona w czasie w sposób systematyczny, w zależności od wielkości popytu i podaży pieniądza. Bekaert i Grenadier analizowali stopy zwrotu S&P500 w latach 1926–96, wykazali, że zmienne objaśniające przyjęte do modelu² takie, jak krótko- i długoterminowe stopy procentowe oraz inflacja wpływają istotnie na stopy zwrotu. W najnowszych badaniach Geetha, Mohidin, Chandran i Chong (2011) dowodzą, że istnieje związek między inflacją a stopami zwrotu na rynku akcji w Stanach Zjednoczonych oraz w Malezji, zaś w gospodarce chińskiej występuje brak wpływu inflacji na stopy zwrotu z akcji. Corradi, Distaso i Mele (2012) potwierdzają w swoich badaniach wpływ inflacji oraz produkcji przemysłowej na zmienność cen akcji. Już w 1986 roku Chen, Roll, i Ross wykazali, że produkcja przemysłowa ma wpływ na zyski giełdowe. Następnie, w 1989 roku, Cutler, Poterba i Summers potwierdzili istotną dodatnią korelację produkcji przemysłowej ze stopami zwrotu z akcji, ale tylko w niektórych okresach. Mauro (2000) analizował wpływ wzrostu produkcji oraz PKB na stopy zwrotu z akcji na danych panelowych w 8 krajach rozwijających się i 17 krajach rozwiniętych. Ze względu na dużą korelację, zachodzącą między

² Bekaert i Grenadier korzystają z modelu *the standard affine pricing models*.

zmiennymi niezależnymi, Mauro w modelu korzystał z jednej albo drugiej zmiennej. Wykazał, że w krajach rozwiniętych determinanty te miały zawsze wysoki wpływ na stopy zwrotu, zaś w krajach rozwijających się nie było to regułą.

Stopy procentowe to jeden z czynników zewnętrznych, który wydaje się istotny, jeśli chodzi o analizę stóp zwrotów sektora bankowego. Zmienna stopy procentowej ma duże znaczenie w wycenie akcji instytucji finansowych, ponieważ przychody i koszty tych instytucji są bezpośrednio uzależnione od stóp procentowych. Nic dziwnego, że w wielu badaniach oceniano ich wpływ na stopy zwrotu z akcji spółek finansowych (m.in. Flannery (1981); Flannery, James (1984); Flannery i inni (1997); Saunders i Yourougou (1990); Lajeri (1999); Elyasiani i Mansur (1998); Elyasiani, Mansur i Pagano (2007)). Choi, Elyasiani i Kopecky (1992) badali wpływ stóp procentowych na stopy zwrotu z akcji sektora bankowego w Stanach Zjednoczonych, zaś Chamberlain, Howe i Popper (1997) udowodnili wpływ stop procentowych na zwroty z akcji banków w Japonii. W Europie w celach pobudzenia gospodarki po 2009 roku stopy procentowe były obniżane sukcesywnie Borio, Gambacorta i Hofmann udowadniają, że poziom krótkoterminowych stóp procentowych ma istotne znaczenie dla przychodów odsetkowych w sektorze bankowym (Borio, Gambacorta, Hofmann, 2015).

2. Dane i metodologia

W artykule postanowiono zbadać wpływ determinant makroekonomicznych w latach 2004–15 na stopy zwrotu z akcji w sektorze bankowym w Europie. W tym celu jako zmienną objaśnianą przyjęto kwartalne logarytmiczne stopy zwrotu z akcji dla 182 banków notowanych na rynkach kapitałowych w 24 krajach. Do analizy zostały przyjęte banki, których średnia kapitalizacja z ostatnich dziesięciu lat była powyżej 2 mld euro.

Ze względu na specyfikę danych postanowiono wykorzystać statyczne modele panelowe. Końcowa wersja statycznego modelu panelowego została zaprezentowana w postaci równania numer 1:

$$y_{i,t} = \sum_{k=0}^n \beta_k x_{j,t} + \theta_t T_t + \mu_j + \varepsilon_{j,t}, \quad n = 0 \quad Eq. (1)$$

gdzie:

$y_{i,t}$ to zmienna zależna dotycząca stóp zwrotu z akcji;

$x_{j,t}$ to wektor zmiennych niezależnych:

$x_{j,t} = [\text{beta}_{j,t}, \text{gdp}_{j,t}, \text{short}_{i,j}, \text{long}_{j,t}, \text{cds}_{i,j}, \text{rating}_{i,j}, \text{EURO}_{i,j}, \text{SP500}_{i,j}, \text{zmcp}_i, \text{zmppi}_{i,j}, \text{zmretail}_{i,j}]$

gdzie:

$\text{beta}_{j,t}$ – współczynnik beta; $\text{gdp}_{j,t}$ – stopa wzrostu PKB; $\text{short}_{i,j}$ – krótkoterminowa stopa procentowa; $\text{long}_{j,t}$ – długoterminowa stopa procentowa; $\text{cds}_{i,j}$ – spready na pięcioletnich CDSach; $\text{rating}_{i,j}$ – rating kraju; $\text{EURO}_{i,j}$ – zmienność indeksu EURO STOXX 50; $\text{SP500}_{i,j}$ – zmienność indeksu S&P500; zmcp_i – zmiana CPI; $\text{zmppi}_{i,j}$ – zmiana PPI; $\text{zmretail}_{i,j}$ – zmiana sprzedaży detalicznej.

Do przeanalizowania wpływu poszczególnych determinant na stopy zwrotu z akcji banków wykorzystano statyczne modele panelowe, wśród których wyróżnia się modele z dekompozycją składnika losowego (modele RE) oraz modele ze zmiennymi sztucznymi (modele FE). Do podjęcia decyzji w sprawie zastosowania wspomnianych modeli wykorzystuje się test Hausmana, w którym hipoteza zerowa zakłada, że efekty grupowe są nieskorelowane ze zmiennymi objaśniającymi. W związku z tym preferowany jest model z dekompozycją składnika losowego. Wykorzystano również test mnożnika Lagrange’a, zaproponowany przez Breuscha – Pagana, który służy do badania, czy model z dekompozycją składnika losowego jest statystycznie lepszy od modelu, w którym nie wyróżnia się efektów grupowych (*model pooled*).

Dla analizy zmiennych zależnych oraz niezależnych obliczono statystyki opisowe. Wyniki zaprezentowano w tabeli 1.

Tabela 1. Statystyki opisowe

| Zmienna | liczba ob. | średnia | odchylenie | Min | Max |
|--------------|------------|----------|------------|---------|----------|
| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| stopy zwrotu | 7617 | 13.45442 | 16.05516 | 0 | 229.64 |
| beta | 1171 | 1.267357 | .5543306 | .01 | 4.88 |
| pkb | 7612 | 2.617564 | 3.745881 | .01 | 21.51 |
| short | 8496 | 3.662363 | 4.314087 | 0 | 24.02 |
| long | 8448 | 4.937768 | 3.728662 | .01 | 31.74 |
| cds | 4742 | 215.7212 | 1266.508 | 10.45 | 37030.49 |
| rating | 8496 | 82.55473 | 19.56028 | -5 | 100 |
| EURO | 8784 | 23.03027 | 8.118183 | 12.3777 | 46.6796 |

| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|----------|------|----------|----------|-------|----------|
| SP500 | 8784 | 19.40563 | 8.244259 | 11.39 | 44.14 |
| zmcp | 8444 | .0163383 | .0913623 | 0 | 4.440815 |
| zmppi | 8493 | .0220569 | .0741072 | 0 | 1.975035 |
| zmretail | 8349 | .0187871 | .0487695 | 0 | .8137097 |

Źródło: opracowanie własne.

W związku z możliwością powstawania zjawiska korelacji między zmiennymi niezależnymi, a co za tym idzie – współliniowości, obliczono współczynniki korelacji Spearmana, a obliczenia zaprezentowano w tabeli 2. Otrzymane wyniki skłoniły do sporządzenia kilku wariantów obliczeń. Z modelu, mimo wcześniejszych badań literaturowych, odrzucono *rating* kraju oraz *spready* na CDS ze względu na występowanie silnego związku liniowego między PKB oraz stopami procentowymi.

Tabela 2. Współczynniki korelacji Spearmana

| | stopy | beta | gdp | short | long | cds | rating | EURO | SP500 | zmcp | zmppi | zmreta-s |
|----------|---------|---------|----------------|----------------|----------------|----------------|---------|---------------|---------|---------------|---------------|----------|
| stopy | 1.0000 | | | | | | | | | | | |
| beta | 0.1936 | 1.0000 | | | | | | | | | | |
| gdp | 0.2349 | -0.0597 | 1.0000 | | | | | | | | | |
| short | 0.1790 | -0.1271 | 0.6517 | 1.0000 | | | | | | | | |
| long | 0.2334 | -0.0982 | 0.6519 | 0.9412 | 1.0000 | | | | | | | |
| cds | 0.1300 | -0.1833 | 0.5779 | 0.6944 | 0.6874 | 1.0000 | | | | | | |
| rating | -0.2141 | 0.0994 | -0.7012 | -0.8062 | -0.8730 | -0.8105 | 1.0000 | | | | | |
| EURO | 0.1899 | 0.0426 | 0.0925 | -0.1187 | 0.0483 | -0.1003 | -0.0332 | 1.0000 | | | | |
| SP500 | 0.1935 | 0.0275 | 0.0935 | -0.1017 | 0.0676 | -0.0936 | -0.0341 | 0.9712 | 1.0000 | | | |
| zmcp | -0.0461 | -0.0335 | -0.0896 | 0.2111 | 0.1807 | 0.1556 | -0.0996 | -0.0308 | -0.0818 | 1.0000 | | |
| zmppi | -0.0400 | -0.0480 | -0.0468 | 0.2430 | 0.2108 | 0.1916 | -0.1335 | -0.0115 | -0.0642 | 0.9866 | 1.0000 | |
| zmretail | 0.0609 | -0.0460 | 0.1353 | 0.3328 | 0.3303 | 0.2663 | -0.2675 | 0.0828 | 0.0234 | 0.9287 | 0.9183 | 1.0000 |

Źródło: opracowanie własne.

3. Analiza wyników badań

Istnieje szereg czynników wpływających na stopy zwrotu z akcji banków, wśród nich należy wyróżnić czynniki makro- (zewnętrzne) oraz mikroekonomiczne (wewnętrzne). Celem pracy jest weryfikacja oddziaływania czynników makroekonomicznych na stopy zwrotu z akcji, w związku z tym przy zastosowaniu modeli regresji statycznej przeanalizowano istotność poszczególnych determinant. Wysoki poziom korelacji między niektórymi zmiennymi makroekonomicznymi skłonił do zbudowania 7 modeli z wykorzystaniem różnych zmiennych.

Tabela 3. Wyniki estymacji determinant makroekonomicznych na stopy zwrotu cen akcji

| zmienna | Coef. | P | Coef. | P | Coef. | P | Coef. | P | Coef. | P | Coef. | P | Coef. | P |
|-----------|----------|---|-----------|-----|-----------|----|-----------|---|-----------|---|-----------|-----|-----------|----|
| Beta | 5.565378 | * | 5.985744 | * | 5.979667 | * | 5.976754 | * | 5.948444 | * | 5.933378 | * | 5.920542 | * |
| EURO | .3135445 | * | .3368327 | * | .3395553 | * | .3343586 | * | .2948542 | * | .2914913 | * | .2929687 | * |
| Gdp | | | .3450753 | * | .3393705 | * | .4035499 | * | .3246005 | * | .2704321 | ** | .2672144 | ** |
| short | | | .49895 | * | .513017 | * | .4522201 | * | | | | | | |
| Long | | | | | | | | | .6262727 | * | .6664114 | * | .6803569 | * |
| zmepi | | | -7.801474 | *** | | | | | | | -8.432552 | *** | | |
| zmppi | | | | | -10.75346 | ** | | | | | | | -11.38247 | ** |
| zmretail | | | | | | | -2.671834 | | -5.422666 | | | | | |
| _cons | .8609375 | | -5.919151 | * | -6.012564 | * | -5.861335 | * | -6.187292 | * | -6.118023 | * | -6.192023 | * |
| R squared | | | 0.1199 | | 0.1209 | | 0.1181 | | 0.1257 | | 0.1276 | | 0.1286 | |
| test F | 0.0000 | | 0.0000 | | 0.0000 | | 0.0000 | | 0.0000 | | 0.0000 | | 0.0000 | |
| Hausmann | 0.0000 | | 0.6815 | | 0.6759 | | 0.6684 | | 0.2964 | | 0.3295 | | 0.3345 | |
| BP | 0.0000 | | 1.0000 | | 1.0000 | | 1.0000 | | 1.0000 | | 1.0000 | | 1.0000 | |
| no obs | 1171 | | 1171 | | 1171 | | 1171 | | 1171 | | 1171 | | 1171 | |
| no grup | 30 | | | | | | | | | | | | | |
| model | FE | | OLS | | OLS | | OLS | | OLS | | OLS | | OLS | |

*, **, *** - poziom istotności odpowiednio 99%, 95% i 90%.

Źródło: opracowanie własne.

Pierwszym z zaproponowanych był model, w którym wykorzystano jako zmienne niezależne betę³ oraz zmienność implikowaną indeksu EURO STOXX 50⁴. Okazuje się, że zmiany wspomnianych dwóch zmiennych bardzo silnie oddziałują na badane stopy zwrotu. Należy podkreślić ich istotność w każdym z analizowanych modeli. Okazuje się, że wraz ze wzrostem indeksu zmienności o jeden procent stopy zwrotu z akcji rosną o około 0,3%. Natomiast wzrost bety o jedną jednostkę skutkuje poprawą stóp zwrotu o ponad 5%. Tylko w przypadku badania analizy oddziaływania wspomnianych dwóch determinant, istotnym okazuje się wymiar czasowo-przestrzenny, a tym samym zasadne wykorzystanie modeli panelowych. W projektowaniu pozostałych modeli wystarczy przeprowadzenie badania przy zastosowaniu regresji liniowej metodą najmniejszych kwadratów.

Otrzymane wyniki wskazują na silny, istotny statystycznie, wpływ stopy wzrostu produktu krajowego brutto, krótko- i długoterminowej stopy rynkowej, zmiany inflacji mierzonej CPI czy zmiany wskaźnika dóbr produkcyjnych. I tak zmiana stopy wzrostu PKB o 1% skutkuje pozytywnym wzrostem stóp zwrotu o około 0,3%. Wraz ze wzrostem krótkoterminowych i długoterminowych stóp procentowych o 1%, badana zmienna rośnie odpowiednio o około 0,5% oraz 0,7%. Należy zatem podkreślić silniejszy wpływ stopy długoterminowej na badaną zmienną. Wraz ze wzrostem inflacji o jedną jednostkę badana zmienna spada o około 8%. Zaskakujące wyniki daje analiza wpływu wskaźnika cen dóbr produkcyjnych, bowiem wraz z jego poprawą stopy wzrostu spadają o około 10%. Taki sam kierunek wykazuje zmiana indeksu sprzedaży detalicznej, ale jest ona nieistotna statystycznie.

Przeprowadzone badania wskazują na niskie dopasowanie modelu, bowiem skorygowany R kwadrat wynosi około 12%, co oznacza że prezentowane zależności w 12% wyjaśniają badane zjawisko. Sugeruje to zatem, że zmienne makroekonomiczne nie są kluczowymi czynnikami mogącymi oddziaływać na rynek akcji. Owszem, należy podkreślić ich istotność, jednakże to w determinantach tzw. wewnętrznych, czyli wskaźnikach finansowych, należy upatrywać większego wpływu na badane zjawisko.

³ Współczynnik beta jest miarą systematycznego ryzyka dla instrumentu finansowego lub całego portfela w porównaniu do całego rynku (jego *benchmarku*). Na podstawie modelu wyceny aktywów kapitałowych (CAPM) ocenić można ryzyko badanej akcji w stosunku do stopy wolnej od ryzyka oraz stopy zwrotu z portfela rynkowego.

⁴ Zmienność implikowana wyliczona dla indeksu EURO STOXX 50 na podstawie modelu Black-Scholesa z wyceny opcji na ten indeks.

Podsumowanie

Celem badania było zidentyfikowanie czynników makroekonomicznych wpływających na stopy zwrotu z akcji w sektorze bankowym. Badanie potwierdziło, że analizowane determinanty, tj. zmianę: PKB, inflacji mierzonej wskaźnikiem CPI, cen dóbr produkcyjnych mierzona wskaźnikiem PPI, a także współczynnik beta i zmienność implikowana indeksu EURO STOXX 50 wpływają silnie, istotnie statystycznie na badaną zmienną.

Współczynnik beta jest miarą ryzyka systematycznego dla instrumentu finansowego. Jego zmiana o jedną jednostkę spowoduje wzrost ryzyka systematycznego akcji banku, a w konsekwencji wywoła to zmianę stopy zwrotu z akcji banku o 5%. Zastanawiający wynik otrzymano, analizując zmienności indeksu EURO STOXX 50, ponieważ wzrost zmienności o 1% wywołuje wzrost stopy zwrotu z akcji banków o ok. 0,3%. Indeksy giełdowe i akcje są zmiennymi asymetrycznymi, oznacza to, że negatywne (pozytywne) stopy zwrotu z akcji czy indeksu na ogół wiąże się ze wzrostem (spadkiem) ich zmienności (Engle, Ng, 1993; Zakoian, 1994; Wu, Xiao, 1999).

Analiza przeprowadzona w publikacji potwierdza wyniki dotychczasowej szerokiej literatury dotyczącej wpływu zmiennych makroekonomicznych na stopy zwrotu. W analizie wykazano, że stopy procentowe krótko- i długoterminowe oraz inflacja pozytywnie istotnie statystycznie wpływają na stopy zwrotu z akcji banków. Inflacja i ceny dóbr produkcyjnych wpływają negatywnie na stopy zwrotu z akcji w badanym sektorze.

Literatura

- Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 3–18.
- Basu, S. (1983). The relationship between earnings yield, market value and return on NYSE common stock. *Journal of Financial Economics*, 12, 129 – 156.
- Beccalli, E., Casu, B., Girardone, C. (2006). Efficiency and Stock Performance in European Banking. *Journal of Business Finance & Accounting*, 33(1–2), 245 – 262.
- Bekaert, G., Grenadier, S.R. (2001). Stock and bond pricing in an affine economy. *NBER Working Paper*.
- Bhandari, L.C. (1988). Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence Authors. *Journal of Finance*, 43(2), 507–528. Borio, C.E.V., Gambacorta,

- L., Hofmann, B. (2015). The Influence of Monetary Policy on Bank Profitability. *BIS Working Paper* nr 514.
- Campbell, J.Y. (1991). A variance decomposition for stock return. *NBER Working Papers*.
- Castren, O., Fitzpatrick, T., Sydow, M. (2008). What Drives EU Banks' Stock Returns? Bank-Level Evidence using the Dynamic Dividend-Discount Model. *ECB Working Paper*, 677.
- Chamberlain, S., Howe, J., Popper, H. (1997). The exchange rate exposure of U.S. and Japanese banking institutions. *Journal of Banking and Finance*, 21, 871–892.
- Chen, N., Roll, R., i Ross, S.A. (1986). Economic Forces and the Stock Market. *The Journal of Business*, nr. 59 (3), s. 383–403.
- Choi, J. J., Elyasiani, E., Kopecky, K. J. (1992). The Sensitivity of Bank Stock Returns to Market, Interest and Exchange Rate Risks. *Journal of Banking and Finance*, 16, 983–1004.
- Cooper, I.A., Davydenko, S.A. (2003). Using Yield Spreads to Estimate Expected Returns on Debt and Equity. *London Business School IFA Working Paper; EFA 2003 Annual Conference Paper*; 901.
- Corradi, V., Distaso, W., Mele, A., (2012). Macroeconomic Determinants of Stock Market Returns, Volatility and Volatility Risk-Premia. *Swiss Finance Institute Research Paper* nr 12–18.
- Cutler, D.M., Poterba, J.M., Summers, L.H. (1989). What Moves Stock Prices? *The Journal of Portfolio Management*, nr 15 (3), 4–12.
- Das, S., Sy, A.N.R. (2012). How Risky are Banks' Risk Weighted Assets? Evidence from the Financial Crisis. *IMF Working Paper*, WP/12/36.
- Elyasiani, E., Mansur, I. (1998). Sensitivity of the Bank Stock Returns Distribution to Changes in the Level and Volatility of Interest Rate: A GARCH-M Model. *Journal of Banking & Finance*, 22, 535–563.
- Elyasiani, E., Mansur, I., Pagano, M.S. (2006). Convergence and Risk-Return Linkages Across Financial Service Firms. *Journal of Banking & Finance*, 31, 1167–1190.
- Engle, R.F., Ng, V.K. (1993). Measuring and Testing the Impact of News on Volatility. *Journal of Finance*, nr 48, 1749–1777.
- Fama, E.F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, nr 25 (2), 383–417.
- Fama, E.F., French, K.R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, 47(2), 427–465.
- Fama, E.F., Schwert G.W. (1977). Asset returns and inflation. *Journal of Financial Economics*, nr 5, 115–146.

- Flannery, M.J. (1981). Market Interest Rates and Commercial Bank Profitability: An Empirical Investigation. *Journal of Finance*, 36(5), 1085 – 1101.
- Flannery, M.J., James, C.M. (1984). The Effect of Interest Rate Changes on the Common Stock Returns of Financial Institutions. *Journal of Finance*, 39(4), 1141–1153.
- Flannery, M.J., Protopapadakis, A.A. (1997). Macroeconomic Factors Do Influence Aggregate Stock Returns. *Review of Financial Studies*, 15(3), 751–782.
- Geetha, C., Mohidin, R., Chandran, V., Chong, V. (2011). The Relationship Between Inflation And Stock Market: Evidence From Malaysia, United States And China. *International Journal of Economics and Management Sciences*, nr 1 (2), 1–16.
- Hartmann, P., Straetmans, S., De Vries, C. (2005). Banking System Stability. *A Cross-Atlantic Perspective, Working Paper Series* nr 527.
- Ioannidis, C., Molyneux, P., Pasioura, F. (2008). The relationship between bank efficiency and stock returns: evidence from Asia and Latin America. *University of Bath School of Management, Working Paper Series*.
- Jajuga, T., Jajuga, K. (2006). *Inwestycje. Instrumenty finansowe, aktywa niefinansowe, ryzyko finansowe, inżynieria finansowa*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Kato, R., Kobayashi, S., Saita, Y. (2010). Calibrating the Level of Capital: The Way We See It. *Bank of Japan Working Paper Series, Review Series, and Research Laboratory Series*.
- Kaul, G. (1987). Stock Returns and Inflation: The Role of Monetary Sector. *Journal of Financial Economics*, 18(2), 253–276.
- Lajeri, F., Dermine, J. (1999). Unexpected inflation and bank stock returns: The case of France 1977-1991. *Journal of Banking & Finance*, 23(6), 939–953.
- Mauro, P. (2000). Stock Returns and Output Growth in Emerging and Advanced Economies. *Working Paper IMF*.
- Saunders, A., Yourougou, P. (1990). Are banks special? The separation of banking from commerce and interest rate risk. *Journal of Economics and Business*, 42(2), 171–182.
- Wu, G., Xiao, Z. (1999). A Generalized Partially Linear Model of Asymmetric Volatility. *Working Paper University of Michigan*.
- Zakoian, J. M. (1994). Threshold heteroskedastic models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, nr 18, 931–955.

ANALYSIS OF FACTORS MACROECONOMIC CHANGES IN STOCK PRICES OF BANKS IN EUROPE

Abstract

The paper attempts to identify the determinants of macroeconomic banking stock return in Europe. The study assumed 182 banks listed on stock exchanges in 24 countries in Europe. As an independent variable was adopted quarterly logarithmic stock returns in 2004–15. Due to the nature of the data used in the static panel models, allowing to analyse the impact of change: GDP, inflation (CPI), industrial production and interest rates (short- and long-term) of the country and implied volatility index EURO STOXX 50 and a beta value of the bank stock. The analysis showed a significant effect of these variables. R squared of the model is 12%, which suggests that macroeconomic variables are key factors that may affect the stock market.

Translated by Katarzyna Niewińska

Keywords: banking sector, rate of return, stocks

Kody JEL: G14, G15, G21