

Karolina Czekał

CDM Pekao SA

ANALIZA KOINTEGRACYJNA ZWIĄZKÓW STÓP ZWROTU Z AKCJI, INFLACJI ORAZ PRODUKCJI PRZEMYSŁOWEJ W POLSCE W LATACH 1996-2004

1. Wstęp

Kształtowanie się stóp zwrotu z papierów wartościowych i ich związków ze zmiennymi makroekonomicznymi (np. inflacją, kursami walut, produkcją przemysłową, podażą pieniądza itp.) zostały w ostatnich pięćdziesięciu latach poddane szczegółowej analizie, co było efektem wzrostu znaczenia rynków finansowych, a szczególnie giełd papierów wartościowych. Rynki te posiadają coraz większy wpływ na otoczenie makroekonomiczne i jednocześnie stają się bardziej wrażliwe na zmiany tego otoczenia.

Otrzymywane wyniki badań są bardzo zróżnicowane, co jest efektem zarówno charakteru analizowanych gospodarek, etapu ich rozwoju, okresu objętego analizą, jak i, niestety, często metod analizy. Większość badań dotyczyła państw wysoko rozwiniętych, natomiast analizy państw rozwijających się obejmowały przede wszystkim kraje Ameryki Łacińskiej oraz Azji.

W opracowaniu tym zaprezentowano najważniejsze teorie i hipotezy wyjaśniające przyczyny kształtowania się związków między stopami zwrotu z akcji, inflacją oraz koniunkturą gospodarczą. Znalazły się wśród nich: teoria Fishera, hipoteza Feldsteina, hipoteza Modiglianiego-Cohna, hipoteza Famy oraz hipoteza Geskego i Rolla. Drugi etap badania stanowi analizę polskich warunków i próbę odpowiedzi na poniższe pytania:

1. Czy w polskiej gospodarce zachodzą długoterminowe zależności pomiędzy stopami zwrotu z akcji a zmianami inflacji oraz produkcji przemysłowej?
2. Jeżeli zależności te występują, to czym się charakteryzują?
3. Jakie są przyczyny takiego kształtowania się obserwowanych związków?

Metoda zastosowana do badania postawionego problemu to analiza kointegracji, a dokładnie metoda wektorowej korekty błędem (VECM). Wybór wydaje się o tyle słuszny, iż pozwala ona na wyznaczenie relacji długookresowych między wieloma zmiennymi jednocześnie.

W drugim punkcie artykułu przedstawiono najważniejsze hipotezy wyjaśniające przyczyny badanych zależności. Punkt trzeci zawiera prezentację analizowanych danych oraz krótko wyjaśnia zastosowaną metodę analizy. Wyniki badania oraz ich interpretację zawarto w punkcie piątym, a podsumowaniem jest punkt szósty.

2. Teoria

Zależności pomiędzy kursami akcji a sytuacją makroekonomiczną są przedmiotem wielu badań ekonomicznych. Wśród teorii podejmujących próbę wyjaśnienia tych zależności najbardziej znane są: teoria Fishera, hipoteza Feldsteina, hipoteza Modiglianiego-Cohna, hipoteza Famy, hipoteza Geskego i Rolla.

2.1. Teoria Fishera

Jedną z pierwszych teorii objaśniających zależność pomiędzy inflacją a stopami zwrotu z akcji jest teoria Irvinga Fishera, sformułowana w 1930 r. Według niej ludzie zakupują aktywa rzeczowe, aby się chronić przed inflacją, gdyż w warunkach występowania wysokiej inflacji wzrastają ceny aktywów rzeczowych. Ponieważ akcje są papierami wartościowymi inkorporującymi udział w aktywach rzeczowych, ich nominalne wartości powinny wzrastać tak, aby zrekompensować skutki inflacji. Wynika z tego, iż realne wartości akcji powinny być niezależne od stopy inflacji.

Wśród badań empirycznych dowodzących prawdziwości hipotezy Fishera, można wymienić analizy przeprowadzone dla takich państw, jak: Turcja (Saziye Gazioglu) Meksyk i Argentyna [Jorgensen, Terra 2003].

2.2. Hipoteza Feldsteina

Teoria Fishera spotkała się z krytyką. W poszukiwaniu nowych interpretacji obserwowanych zjawisk ekonomicznych postawiono wiele ciekawych hipotez. Jedną z nich jest tzw. hipoteza efektu podatkowego (*tax effect hypothesis*), sformułowana przez Feldsteina w 1980 r. Według niej, zmiany rynkowej wartości kapitału akcyjnego w okresie wzrastającej inflacji są tłumaczone w kontekście istniejących przepisów podatkowych. Feldstein uważa, iż wzrost stopy inflacji jest przyczyną wzrostu efektywnej stopy podatkowej. Dzieje się tak, ponieważ w warunkach wzrostu inflacji są zaniżane rzeczywiste koszty funkcjonowania przedsiębiorstwa (amortyzacja). Amortyzacja jest najczęściej naliczana od ceny rzeczywiście zapłaconej za

nabyte aktywa, natomiast nie uwzględnia się tutaj ich realnej wartości. W warunkach występowania inflacji taki sposób naliczania amortyzacji powoduje spadek jej realnej wartości, a co za tym idzie – wzrost nominalnych dochodów podlegających opodatkowaniu. Efektem tego jest zmiana realnego zysku netto przedsiębiorstwa w kierunku przeciwnym do inflacji. Dodatkowo zysk na jedną akcję będzie zaniżany w wyniku wzrostu podatku od zysków kapitałowych, naliczanego od ich nominalnej wartości. Oczywiście hipoteza ta nie jest prawdziwa, jeżeli stanowiąca podstawę amortyzacji wartość majątku trwałego jest korygowana wskaźnikiem wzrostu cen. Jorgensen i Terra [2003] dowodzą prawdziwości tej hipotezy dla Peru, Wenezueli oraz Kanady, jednocześnie udowadniają, iż nie można jej przyjąć w przypadku Brazylii, Argentyny oraz Niemiec.

2.3. Hipoteza Modiglianiego-Cohna

Twórcami trzeciej z omawianych hipotez są Modigliani i Cohn [1979], którzy zwrócili uwagę na błędne stosowanie stóp dyskontowych przy wycenie akcji. Według autorów tej hipotezy, popełnianie takich błędów jest skutkiem występowania tzw. złudzenia inflacyjnego (*inflation illusion*). Złudzenie to pochodzi z braku różniczenia przez inwestorów pomiędzy realnymi i nominalnymi stopami procentowymi. Inwestorzy przy wycenie akcji zapominają, iż nominalna stopa wzrostu dywidendy zawiera inflację i ekstrapolują historyczne nominalne stopy wzrostu na okresy, w których występują zmiany inflacji. Gdy inflacja wzrasta, uczestnicy rynku długu podnoszą stopy procentowe, które są stosowane przez analityków rynku akcji do dyskontowania niezmiennych oczekiwanych nominalnych dywidend. Niekorygowane zmiany stopy wzrostu nie są zgodne ze zmianami stóp dyskontowych stosowanych do wyceny. Powoduje to, iż wartości akcji są niedoszacowane w momentach wysokiej inflacji i może być przyczyną przeszacowania tych wartości w momentach spadku inflacji.

2.4. Hipoteza Famy

Występowanie zjawiska niepodążania rynkowej wartości akcji za inflacją (np. w latach siedemdziesiątych w USA) stało się przyczyną prowadzenia szczegółowych badań w tym zakresie. Doprowadziło to do powstania kolejnych teorii, próbujących wyjaśnić przyczyny występowania ujemnych związków pomiędzy tymi zmiennymi. Wśród nich szczególnie interesujące wydają się analizy przeprowadzone przez Famę i przedstawione w pracy z 1981 r. Twierdzi on, iż przyczynę występowania negatywnego związku stóp zwrotu z akcji i inflacji można tłumaczyć za pomocą tzw. *proxy hypothesis*, której teoretyczne podstawy tworzy teoria popytu na pieniądź. Według tej teorii, inflacja nie wpływa bezpośrednio na stopy zwrotu z akcji, lecz pośrednio poprzez aktywność gospodarki.

Pierwszym krokiem w przedstawieniu tej hipotezy jest potwierdzenie, że zależność pomiędzy inflacją i aktywnością gospodarczą (przedstawianą często jako indeks produkcji przemysłowej) ma charakter ujemny. Fama opiera się tu na ilościowej teorii pieniądza, według której wzrost stopy wzrostu aktywności gospodarczej jest związany z niższymi obecnymi stopami inflacji. Wynika to z modelu popytu na pieniądź, według którego realna ilość pieniądza nie ulega znacznym zmianom w czasie. Kolejnym krokiem analizy jest potwierdzenie, iż poprawa rzeczywistych wyników przedsiębiorstw (poprzez zwiększenie ich aktywności) jest determinantą wzrostu stóp zwrotu z tych akcji. Fama i Schwert [1977] zauważają również, iż, w przeciwieństwie do akcji, obligacje skarbowe i nieruchomości są dobrym zabezpieczeniem przed utratą siły nabywczej pieniądza.

Prowadzone badania empiryczne wskazują na prawdziwość tej hipotezy dla państw wysoko uprzemysłowionych, przede wszystkim dla Stanów Zjednoczonych, a także dla państw rozwijających się: Brazylii, Indonezji [Achsani, Strohe 2002]. Przeprowadzone analizy, dotyczące Korei [Adrangi, Chatrath, Raffiee 1999], doprowadziły do przyjęcia tej hipotezy, ale tylko w długim okresie, a zależność uznano za niezbyt silną. Natomiast w okresie krótkim hipoteza ta została odrzucona.

2.5. Hipoteza Geskego i Rolla

Nad uzupełnieniem hipotezy Famy pracowali Geske i Roll, którzy stworzyli teorię nazwaną *reverse causality hypothesis*. Według nich, nie tylko teoria popytu na pieniądź, ale również teoria podaży pieniądza pomagają w wyjaśnieniu ujemnego stosunku stóp zwrotu z akcji oraz inflacji. W teorii tej przyjmuje się, iż stopy zwrotu z akcji i aktywność gospodarcza są związane z przychodami państwa. W konsekwencji spadku tempa wzrostu gospodarczego rząd ma do czynienia ze wzrostem deficytu budżetowego. Dlatego też musi on zaciągnąć dodatkowy dług przez emisję dłużnych papierów wartościowych lub wyemitować pieniądź, co powoduje wzrost inflacji. W ten sposób, przez związki fiskalne i monetarne, związek stóp zwrotu z akcji i inflacji ma charakter ujemny.

Badaniem tej hipotezy zajęli się w swoich pracach Jorgensen i Terra [2003], dowodząc jej prawdziwości dla takich państw, jak: UK, Niemcy czy też Meksyk.

Omówione hipotezy poszukują przyczyn występowania i kształtowania się związków pomiędzy stopami zwrotu z akcji i inflacją w różnorodnych źródłach. Część z tych podejść nie wyklucza się nawzajem. Możliwe jest (a nawet bardzo prawdopodobne), że w danym państwie są one kształtowane pod wpływem wielu czynników i są wypadkową działania sił opisanych w kilku z przedstawionych teorii. Ciekawym przykładem jest Norwegia, dla której nie stwierdzono istotnego związku pomiędzy stopami zwrotu i inflacją, natomiast odnotowano pozytywną zależność pomiędzy stopami a aktywnością gospodarczą [Gjerde i Sættem 1999]. Podobnym przypadkiem jest Singapur, gdzie zaobserwowano występowanie silnego dodatniego związku aktywności gospodarczej ze stopami zwrotu z akcji. Jedno-

częście stwierdzono, iż inflacja nie ma tu statystycznie istotnego wpływu na ceny akcji [Koh, Maysami].

Prowadzone badania dostarczają dowodów na istnienie wielu schematów zachowań zmiennych poddanych analizie, uzależnionych nie tylko od badanej gospodarki, ale również od długości czasu objętego analizą. W badaniach, które można zakwalifikować do krótkookresowych, czyli do ok. 10 lat, częściej obserwowana była ujemna zależność pomiędzy zmiennymi (np. [Jaffe, Mandelker 1976]). Analizy długich horyzontów czasowych, w których użyto danych uśrednionych (np. [Boudoukh, Richardson 1993]), dowodzą dodatkowo i statystycznie istotnej zależności pomiędzy stopami zwrotu z akcji i inflacją a cenową elastycznością mniejszą od jedności. Oznacza to, iż w długim okresie w mocy pozostaje hipoteza Fishera, ale zależność jest słabsza, tzn. nie jest wprost proporcjonalna.

Celem przeprowadzonych analiz, obejmujących problem związku stóp zwrotu z akcji i inflacji, była niejednokrotnie próba pogrupowania otrzymanych wyników, ze względu na poszczególne charakterystyki. Podjęto m.in. próbę udowodnienia, iż kierunek zmian jest uzależniony od etapu rozwoju danego państwa czy też zależy on od długości badanego okresu. Nie udało się jednak stworzyć takiej systematyki. Najprawdopodobniej wynika to z jednoczesnego wpływu wielu czynników na związek pomiędzy inflacją i stopami zwrotu z akcji, a kierunek tych zmian jest wypadkową działania tych sił.

3. Dane i metoda analizy

Przeprowadzona analiza polskiego rynku obejmuje ponadośmioletni okres – od początku roku 1996 do lipca 2004 r. – i oparta została na miesięcznych wskaźnikach: inflacji, produkcji przemysłowej oraz stóp zwrotu z indeksu giełdowego¹. Analizowany okres wybrano na podstawie dwóch przesłanek. Z jednej strony, dążono do wydłużenia szeregu czasowego, aby zwiększyć wiarygodność otrzymanych wyników. Z drugiej strony, punkt startowy został ustalony na początek 1996 r. w celu uniknięcia zaburzeń, jakie mogły wynikać z historii polskiego rynku finansowego i transformacji polskiej gospodarki. Wcześniejsze wydarzenia i liczne szoki spowodowane zmianami strukturalnymi i instytucjonalnymi w Polsce mogłyby dostarczać niewiarygodnych informacji. Wszystkie analizowane wielkości zostały wyrażone w postaci logarytmicznych stóp wzrostu. Pozwoliło to uniknąć problemów związanych z heteroskedastycznością.

Głównym celem artykułu jest analiza zależności występujących pomiędzy zmianami akcyjnych indeksów giełdowych a inflacją. W celu umożliwienia szerszej interpretacji otrzymanych wyników do analizy włączono również wskaźnik produkcji przemysłowej, jako reprezentanta aktywności gospodarczej Polski, z

¹ Wykorzystane w analizie dane pochodzą z bazy danych GUS, NBP oraz serwisu informacyjnego Reutersa.

tego względu, że niejednokrotnie związki inflacji ze zmianami stóp zwrotu z akcji są tłumaczone właśnie w kontekście zmian aktywności gospodarczej. Za reprezentanta koniunktury giełdowej przyjęto indeks Giełdy Papierów Wartościowych WIG, ponieważ zawiera on ceny największej liczby notowanych akcji. W związku z tym powinien on być dobrym reprezentantem koniunktury giełdowej.

Głównym zadaniem analizy była próba wyodrębnienia długookresowego związku pomiędzy badanymi zmiennymi. Identyfikacja takiej zależności jednakże jest trudna ze względu na występowanie krótkookresowych zaburzeń. Z reguły szeregi czasowe zjawisk ekonomicznych charakteryzują się niestacjonarnością, dlatego też nie jest możliwe zastosowanie w ich przypadku narzędzi analizy klasycznej regresji. W takich sytuacjach coraz częściej są wykorzystywane metody analizy kointegracyjnej, w której przyjmuje się, iż zależności pomiędzy zmiennymi są stacjonarne w długim okresie, a odchylenia od stanu równowagi mają jedynie charakter krótkookresowy.

Koncepcję kointegracji przedstawili Granger [1981] oraz Engle i Granger [1987]. Według tej teorii, sytuacja, w której liniowa kombinacja dwóch niestacjonarnych szeregów czasowych jest stacjonarna, świadczy o kointegracji zmiennych. Oznacza to, iż w długim okresie relacje tych zmiennych dążą do stanu równowagi, natomiast w krótkim czasie mogą występować od niej odchylenia. Metoda testowania skointegrowania zmiennych zaproponowana przez Engle'a i Grangera ma wiele wad. Między innymi nie ma możliwości wyznaczenia liczby wektorów kointegrujących (równowagi długoterminowej) pomiędzy wieloma zmiennymi. Prace nad teorią kointegracji kontynuowane były przez S. Johansena, a opublikowane przez niego w 1988 oraz 1991 r. opracowania dostarczają nowych narzędzi analizy. Johansen udowodnił, iż w przypadku modelu, który zawiera n zmiennych, możliwe jest występowanie $n-1$ liniowo niezależnych wektorów kointegrujących. Zaletą tej metody jest możliwość badania związków pomiędzy większą liczbą zmiennych łącznie. Stworzona przez Johansena procedura jest podstawowym narzędziem zastosowanym w przeprowadzonej analizie.

Johansen proponuje, aby model VAR zapisać w postaci wielowymiarowego modelu korekty błędem (VECM)²:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t,$$

gdzie: Γ_i – macierze efektów krótkookresowych po i okresach,

ε_t – macierz składników losowych,

x_t – macierz składników deterministycznych w modelu (np. trend, stała, sezonowość).

Zależności pomiędzy macierzami parametrów tego równania a modelu VAR są następujące:

² EViews 4.

$$\Pi = \left(\sum_{i=1}^p A_i \right) - I, \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j.$$

Według twierdzenia Grangera o reprezentacji, jeśli istnieje r niezależnych wektorów kointegrujących, przy czym rząd macierzy Π jest równy $r < n$, to macierz parametrów Π ma rząd mniejszy niż liczba jej kolumn i istnieje reprezentacja $\Pi = \alpha\beta'$. Poszczególne kolumny macierzy β są wektorami kointegrującymi (stąd jej nazwa – macierz kointegrująca). Jej elementy, po znormalizowaniu, mogą być interpretowane jako parametry długookresowe. Macierz α to macierz dostosowań, dostarczająca informacji o reakcjach krótkookresowych. Macierze te mają wymiary $n \times r$. Metoda estymacji i testowania liczby wektorów kointegrujących Johansena polega na oszacowaniu macierzy β metodą największej wiarygodności (szczegółoły dotyczące metody przedstawiono w pracy [Johansen 1988]).

Procedurę badania kointegracji przeprowadza się w trzech etapach (szczegółowe omówienie poszczególnych etapów zaprezentowano w pracy [Kusideł 2000]). Pierwszy z nich to specyfikacja modelu. Należy zbadać stacjonarność zmiennych (wymagany jest ten sam stopień integracji zmiennych), a następnie ustalić długość opóźnień w modelu (np. można się posłużyć statystykami Akaike lub Schwarz). W drugim etapie jest przeprowadzane badanie kointegracji zmiennych. Johansen zaproponował dwie statystyki testujące ilość wektorów kointegrujących: statystykę śladu oraz największej wartości własnej. Zarówno pierwszy, jak i drugi test należą do grupy testów ilorazu wiarygodności. W poniższych badaniach zastosowano obydwa testy. W przypadku statystyki śladu stawiana jest hipoteza zerowa, mówiąca, iż w modelu występuje $r = 0, 1, \dots, k-1$ wektorów kointegrujących wobec hipotezy alternatywnej, stwierdzającej, że jest ich k . Dla statystyki największej wartości własnej jest testowana hipoteza zerowa o istnieniu r kointegrujących relacji wobec hipotezy alternatywnej, według której jest ich $r + 1$. W obu przypadkach pierwszy krok testowania to postawienie hipotezy, iż $r = 0$, a procedury trwają do momentu, aż niemożliwe jest przyjęcie kolejnej hipotezy alternatywnej (szczegółowe omówienie statystyk podano w: [Welfe 2003]). Trzeci etap analizy polega na oszacowaniu modelu wektorowego mechanizmu korekty błędów (VECM) oraz testów różnego rodzaju warunków ograniczających. Po pierwsze, należy sprawdzić, czy poprawnie umiejscowiono deterministyczne regresory w modelu. Takie testy można przeprowadzić za pomocą statystyki ilorazu wiarygodności. Następnie nakładane są restrykcje na elementy macierzy α lub β , które mogą wynikać z wiedzy ekonomicznej dotyczącej relacji długookresowych pomiędzy zmiennymi. Zasadność tych restrykcji jest również weryfikowana testem ilorazu wiarygodności.

Teoria kointegracji jest obecnie powszechnie używana do badania długookresowej równowagi pomiędzy zmiennymi makroekonomicznymi. Metoda Johansena jest uznawana za bardziej efektywną wśród metod stosowanych w jej ramach, ponieważ pozwala uzyskać wszystkie wektory kointegrujące równocześnie.

4. Związek stóp zwrotu z akcji, inflacji oraz produkcji przemysłowej

Przeprowadzona analiza składała się z kilku etapów:

- analizy stacjonarności badanych szeregów czasowych,
- ustalenia metodą Johansena ilości wektorów kointegrujących w przestrzeni,
- estymacji i interpretacji wektorów kointegrujących.

Pierwszy etap analizy, czyli zbadanie stopnia zintegrowania zmiennych, przeprowadzono za pomocą rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (ADF). Zastosowano ten właśnie test, ponieważ jest on uznawany za najbardziej efektywny spośród prostych testów integracji i obecnie jest najczęściej stosowany w praktyce [Charmenza, Deadman 1997]. Pozwolił on na stwierdzenie, iż analizowane szeregi czasowe są niestacjonarne, czyli mają pierwiastki jednostkowe (zob. tab. 1).

Tabela 1. Wyniki testu ADF

Wyszczególnienie	Poziom	Pierwsza różnica	Wartość krytyczna dla 1%	Wartość krytyczna dla 5%
ADF Inflacja (1)	-1,816749	-6,156853	-4,0512	-3,4543
ADF Produkcja przemysłowa (4)	-2,536029	-8,636451	-4,0540	-3,4557
ADF WIG (1)	-2,380979	-7,132452	-4,0512	-3,4543

Źródło: opracowanie własne.

Przypadek taki dopuszcza występowanie kointegracji zarówno pomiędzy poszczególnymi zmiennymi, jak i pomiędzy wszystkimi badanymi wskaźnikami jednocześnie. Decyzja dotycząca liczby przyjętych opóźnień do modelu została podjęta na podstawie kryteriów informacyjnych, które sformułowali Akaike i Schwarz. Na podstawie tych statystyk (AIC, SBC) przyjęto liczbę opóźnień na poziomie 1, czyli jeden miesiąc (najmniejsze wartości statystyk występują dla opóźnienia $k = 1$). Wyniki przedstawiono w tab. 2.

Tabela 2. Wartości statystyk AIC, SBC dla poszczególnych opóźnień

k	AIC	SBC
1	-12,35173	-11,88567
2	-12,21111	-11,50772
3	-12,14792	-11,20424
4	-12,16538	-10,97847
5	-12,01514	-10,58180
6	-12,17948	-10,49663
7	-12,20730	-10,27173
8	-12,22836	-10,03680
9	-11,94535	-9,49445
10	-11,94042	-9,22676
11	-12,00727	-9,02735
12	-12,00784	-8,75808

Źródło: opracowanie własne.

W konstruowanym modelu założono obecność trendów liniowych w danych oraz wyrazu wolnego w równaniach kointegrujących. Wybór takiej postaci modelu był wynikiem przeprowadzenia testów ilorazu wiarygodności, a także analizy wykresów. Celem określenia wymiaru przestrzeni kointegrującej zastosowano zarówno test śladu, jak i test największej wartości własnej. Wyniki obydwu przeprowadzonych testów wskazały na istnienie dwóch wektorów kointegrujących, czyli dwóch relacji długookresowych. Otrzymane wyniki przedstawiają tab. 3a oraz 3b.

Tabela 3a. Test rzędu kointegracji – statystyka śladu

	Liczba opóźnień	Wartość własna	Statystyka śladu	Wartość krytyczna dla 1%	Wartość krytyczna dla 5%	Hipoteza zerowa
M 1	1	0,285207	56,00009	35,65	29,68	$r = 0^{**}$
	1	0,174030	22,08810	20,04	15,41	$r = < 1^{**}$
	1	0,027122	2,777203	6,65	3,76	$r = < 2$

Tabela 3b. Test rzędu kointegracji – statystyka maksymalnej wartości własnej

	Liczba opóźnień	Wartość własna	Statystyka maksymalnej wartości własnej	Wartość krytyczna dla 1%	Wartość krytyczna dla 5%	Hipoteza zerowa
M 1	1	0,285207	33,91200	25,52	20,97	$r = 0^{**}$
	1	0,174030	19,31089	18,63	14,07	$r = < 1^{**}$
	1	0,027122	2,777203	6,65	3,76	$r = < 2$

*(**) odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie istotności 5 (1%).

Wartości krytyczne pochodzą z [Osterwald-Lenum 1992].

Źródło: opracowanie własne.

Dokonanie normalizacji na pojedynczy wektor kointegrujący umożliwia stwierdzenie istnienia statystycznie istotnych zależności długoterminowych pomiędzy zmiennymi. Normalizacja została przeprowadzona względem zmiennej WIG. Ponieważ stwierdzono istnienie dwóch wektorów kointegrujących, niezbędne było nałożenie czterech warunków ograniczających. Wyniki estymacji parametrów długookresowych prezentuje tab. 4.

Tabela 4. Wyniki estymacji parametrów α i β

	WIG	CPI	PP
β_1	1,00	0,00	-2,260768 (-9,66090)
α_1	-0,142245 (-2,66128)	-0,009249 (-2,50913)	0,21969 (5,71962)
β_1	1,00	-3,151934 (-10,1742)	0,00
α_1	0,063473 (2,15581)	0,011978 (5,89873)	-0,097291 (-4,59829)

Źródło: opracowanie własne.

Wzajemne oddziaływanie przedstawionych w tab. 4 zmiennych jest statystycznie istotne już na poziomie ufności równym 1% (w nawiasie podano wartości sta-

tystyki t -Studenta). W badanym okresie elastyczność stóp zwrotu z akcji (a dokładnie indeksu WIG, będącego reprezentantem koniunktury na warszawskiej giełdzie) względem inflacji jest znacznie wyższa od jedności (3,15). Podobnie kształtuje się związek indeksu WIG ze wskaźnikiem produkcji przemysłowej. W tym przypadku elastyczność jest również wyższa od jedności i wynosi 2,26.

Na podstawie otrzymanych wyników można stwierdzić, iż w warunkach polskich nie sprawdziły się w długim okresie hipotezy stawiane zarówno przez Famę (*proxy hypothesis*), jak i przez Modiglianiego-Cohna. Pomimo iż wstępnie odrzucona zostaje również hipoteza Geskego i Rolla, w celu jej jednoznacznej weryfikacji należałoby rozszerzyć prowadzoną analizę o większą liczbę zmiennych makroekonomicznych (m.in. o nakłady inwestycyjne, realną stopę zwrotu z kapitału, wielkość dochodów państwa oraz związany z tym deficyt budżetowy, a także wartość emitowanych przez państwo papierów dłużnych oraz zmiany podaży pieniądza). Nie sprawdziła się również hipoteza Feldsteina. Zależność pomiędzy stopami zwrotu z akcji oraz inflacji, zaobserwowana w Polsce w latach 1996-2004, była dodatnia, co oznacza, że nie można jej tłumaczyć w kontekście mechanizmu transmisyjnego, przedstawionego przez tego ekonomistę. Wzrost cen akcji w warunkach występowania inflacji może oznaczać, iż na rynku polskim inwestorzy dokonują prawidłowego rozróżnienia pomiędzy nominalnymi i realnymi zyskami przedsiębiorstw. Aby jednoznacznie ustosunkować się do hipotezy postawionej przez Feldsteina, należałoby poszerzyć badanie o taką zmienną, jak realne zyski przedsiębiorstw.

Odniesienie się do hipotezy zaproponowanej przez Modiglianiego-Cohna (hipotezy złudzenia inflacyjnego) pozwala stwierdzić, iż inwestorzy, działający na polskim rynku kapitałowym, prawidłowo stosują stopy dyskontowe w procesie wyceny akcji. Sugeruje to, iż właściwie dokonują oni rozróżnienia pomiędzy stopami nominalnymi i realnymi i nie ulegają tzw. złudzeniu inflacyjnemu.

Przeprowadzone badanie pozwoliło wstępnie potwierdzić teorię Fishera. Należy jednak zauważyć, iż wprawdzie wzrost cen powoduje wzrost wartości kapitałów akcyjnych, jednakże elastyczność kształtuje się na poziomie wyższym od jedności. Oznacza to, iż w badanym okresie możliwe było nie tylko zrekompensowanie strat wynikających z funkcjonowania w środowisku inflacyjnym, ale również osiągnięcie realnych zysków. Taka sytuacja wydaje się o tyle naturalna, że wzrost cen akcji jest powodowany również (lub przede wszystkim) wzrostem gospodarczym oraz poprawą efektywności działania spółek. Z punktu widzenia ekonomicznego elastyczność cen akcji względem inflacji powinna być większa od 1. Wprawdzie ceny akcji inkorporują ceny aktywów rzeczowych (majątku przedsiębiorstwa) i uwzględniają całość wartości przedsiębiorstwa, czyli również niemierzalne wartości niematerialne, które powstają w wyniku współdziałania wartości materialnych. Otrzymane wyniki sugerują, iż hipoteza Fishera nie jest w stanie dokładnie wyjaśnić zaistniałych związków, dlatego też niezbędne są dalsze analizy tego problemu.

Szukając przyczyn występowania kierunków obserwowanych relacji pomiędzy stopą zwrotu z akcji a inflacją, można sięgnąć do wielu badań, które nie zostały przedstawione w tym opracowaniu. Takim przykładem mogą być analizy przeprowadzone przez P.J. Hess oraz B.S. Lee [1999], którzy twierdzą, iż charakter związku tych zmiennych jest uzależniony od szoków popytowych i podażowych. Szoki popytowe, będące głównie efektem szoków monetarnych, powodują powstanie zależności dodatnich, podczas gdy szoki podażowe są przyczyną powstawania relacji ujemnych. Biorąc pod uwagę obserwacje Hess i Lee, można zastanowić się, czy występujące w Polsce zjawiska nie są efektem występowania silniejszych szoków popytowych niż podażowych. Pierwsze z nich są przede wszystkim efektem zmian stóp procentowych, poziomu cen oraz podaży pieniądza, natomiast szoki podażowe to głównie silne zmiany dotyczące produktywności gospodarki oraz bezrobocia. Na tej podstawie można stwierdzić, iż w polskiej gospodarce jednym z ważniejszych bodźców kształtowania się głównych związków zmiennych makroekonomicznych i rynków finansowych (w badanym przypadku inflacji oraz zmian wartości indeksu WIG) są właśnie zmiany popytowe, głównie zmiany stóp procentowych, poziomu cen oraz podaży pieniądza. W celu weryfikacji tej hipotezy należy jednak przeprowadzić dokładne badania tego problemu.

Należy również się zastanowić, czy zaobserwowana dodatnia zależność pomiędzy stopami zwrotu z akcji a inflacją nie wynika z długości badanego okresu. Jak wskazują m.in. Boudoukh i Richardson [1993], w długim czasie (powyżej 10 lat) zależność stóp zwrotu z akcji i inflacji powinna się charakteryzować elastycznością dodatnią, a w krótkich okresach może ona być ujemna. Otrzymane wyniki nie potwierdzają jednoznacznie tej koncepcji, ponieważ badany okres wynosi 8,5 roku, czyli znajduje się na granicy okresu długiego i krótkiego.

5. Podsumowanie

Przeprowadzona za pomocą metody kointegracji analiza związków stóp zwrotu z akcji, inflacji i produkcji przemysłowej w Polsce dowodzi dodatnich zależności długokresowych między tymi zmiennymi. Pozwoliło to na odrzucenie większości z zaprezentowanych hipotez z wyłączeniem hipotezy Fishera. Jednakże zaprezentowane w referacie koncepcje, wyjaśniające zależności pomiędzy inflacją a stopami zwrotu, nie są jedynymi teoriami w tym zakresie. Przeprowadzona analiza obejmuje niewielką część zagadnienia związku stóp zwrotu z akcji oraz warunków makroekonomicznych. Włączenie dodatkowych zmiennych do modelu, jak np. podaży pieniądza, kursu wymiany walut, stóp procentowych czy też bilansu handlowego, mogłoby doprowadzić do wyciągnięcia innych wniosków od przedstawionych w prezentowanym opracowaniu.

W dalszych badaniach należałoby także przeprowadzić analizę kierunku wpływu na siebie inflacji i stóp zwrotu z akcji w celu ustalenia, czy zależności między

nimi są dwukierunkowe, czy też tylko jedna ze zmiennych wpływa na drugą. Konieczne jest podkreślenie, iż zbyt mała liczba obserwacji lub błędna specyfikacja modelu może skutkować znacznym osłabieniem mocy testów kointegracji. Należy również zaakcentować, iż okres wiarygodnego badania nie obejmuje w całości cyklu koniunkturalnego, co również może (a nawet jest) znacznym osłabieniem osiąganych wyników i dostarcza niejednoznacznych informacji. Błędnych wniosków może również dostarczać sposób weryfikacji tezy o niestacjonarności szeregów czasowych, a ściśle mówiąc metoda Dickeya-Fullera, ponieważ zdarza się, iż czasami nie jest ona wystarczająca. Przedstawione badanie należy potraktować jako etap wstępny do dalszej analizy, która umożliwiłaby jednoznaczne odrzucenie lub przyjęcie stawianych hipotez.

Literatura

- Adrangi B., Chatrath A., Raffiee K., *Inflation, Output, and Stock Prices: Evidence from Two Major Emerging Markets*, „Journal of Economics and Finance” vol. 23, nr 3, Fall 1999, s. 266-278.
- Achsani N.A., Strohe H.G., *Stock Market Returns and Macroeconomic Factors. Evidence from Jakarta Stock Exchange of Indonesia 1990-2001*, Working Paper 2002.
- Boudoukh J., Richardson M., *Stock Returns and Inflation: A Long Horizon Perspective*, „The American Economic Review” 83, 1993, s. 1346-1355.
- Campbell J.Y., Vuolteenaho T., *Inflation Illusion and Stock Prices*, Working Paper, grudzień 2003.
- Charemza W.W., Deadman D.F., *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa 1997.
- Chopin M., Zhong M., *Stock Returns, Inflation and the Macroeconomy: The Long- and Short-run Dynamics*, Working Paper, maj 2000.
- Engle R.F., Granger C.W.J., *Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*, „Econometrica” vol. 55, 1987.
- Fama E.F., Schwert G.W., *Asset Returns and Inflation*, „Journal of Financial Economics” 5, 1977, s. 115-146.
- Fama E.F., *Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money*, „The American Economic Review” vol. 71, nr 4, wrzesień 1981.
- Feldstein M., *Inflation and Stock Market*, „The American Economic Review” grudzień 1980, s. 839-847.
- Fisher I., *The Theory of Interest*, Macmillan, New York 1930.
- Geske R., Roll R., *The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation*, „Journal of Finance” 38, 1983.
- Granger C.W.J., *Some Proprieties of Time Series Data and their Use in Econometric Model Specification*, „Journal of Econometrics” vol. 16, 1981.

- Hess P.J., Lee B.S., *Stock Returns and Inflation with Supply and Demand Disturbances*, „The Review of Financial Studies” vol. 12, nr 5, 1999, s. 1203-1218.
- Jeffrey J., Gershon M., *The Fisher Effect for Risky Assets: An Empirical Investigation*, „Journal of Finance” 31, maj 1976.
- Johansen S., *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*, „Journal of Economic Dynamics and Control” vol. 12, 1988.
- Johansen S., *Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors on Gaussian Vector Autoregressive Models*, „Econometrica” vol. 59, 1991.
- Jorgensen J.J., Terra P.R.S., *The Fisher Hypothesis in a VAR Framework: Evidence from Advanced and Emerging Markets*, Working Paper, styczeń 2003.
- Koh T., Maysami R., *A Cointegration Analysis of the Impact of Economic Forces and Global Market Integration on the Singapore Stock Market*, Working Paper.
- Kusideł E., *Modele wektorowo-autoregresyjne VAR. Metoda i zastosowania*, Przedsiębiorstwo Specjalistyczne ABSOLWENT, Łódź 2000.
- Kusideł E., *Badanie kointegracyjne na podstawie wektorów – autoregresyjnych modeli ekonometrycznych. Podejście Johansena*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 1997.
- Luintel K.B., Paudyal K., *Stock Returns and Inflation: Some New Evidence*, Working Paper.
- Modigliani F., Cohn R.A., *Inflation, Rational Valuation and the Market*, „Financial Analyst Journal” marzec-kwiecień 1979, s. 24-44.
- Mukherjee T.K., Naka A., *Dynamic Relations between Macroeconomic Variables and the Japanese Stock Market: An Application of a Vector Error-correction Model*, „The Journal of Financial Research” 18(2), 1995, s. 223-237.
- Syczewska E.M., *Analiza relacji długookresowych: Estymacja i weryfikacja*, Monografie i Opracowania 462, SGH, Warszawa 2002.
- Welfe A., *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*, PWE, Warszawa 2003.
- Osterwald-Lenum M., *A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” nr 54, 1992.

THE COINTEGRATION ANALYSIS OF STOCK RETURNS, INFLATION AND INDUSTRY PRODUCTION IN POLAND IN 1996-2004

Summary

The purpose of this paper is to present main theories explaining how changes in inflation rate influence stock prices. The second part of this paper contains an attempt to point out the relationship between inflation and stock prices quoted on the Polish stock market. The analysis was extended by including the real activity to better interpret the phenomenon observed on the Polish stock market. The method, which has been used to test the long-run relationship between variables, was the multivariate cointegration analysis (exactly the Johansen cointegration test has been implemented and multivariate VECM has been estimated).