

**Monika Andrzejczak**

Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa  
im. Prezydenta Stanisława Wojciechowskiego w Kaliszu

## **Ekonometryczna próba identyfikacji międzynarodowych uwarunkowań koniunktury giełdowej w Polsce w latach 1996-2013**

**Streszczenie.** W artykule podjęto próbę powiązania dwóch metod redukcji: analizę czynnikową oraz eliminację metodą *a posteriori*. Przedmiotem badań są powiązania pomiędzy wybranymi wskaźnikami finansowymi a indeksem WIG. Celem głównym badania jest weryfikacja przydatności analizy czynnikowej jako metody redukcji zmiennych, z uwzględnieniem wpływu metody filtrowania na wyniki analizy. Punkt odniesienia stanowią wyniki analizy regresji, w której selekcji zmiennych dokonano metodą *a posteriori*.

**Słowa kluczowe:** filtr Hodricka–Prescotta, analiza regresji, selekcja *a posteriori*, analiza czynnikowa, indeksy giełdowe, koniunktura giełdowa

### **Wstęp**

Koniunktura giełdowa jest zjawiskiem, które można rozpatrywać w wielu wymiarach. Identyfikacja czynników na nią wpływających stanowi trudne wyzwanie i wiąże się z potrzebą dokonywania wyboru według subiektywnych kryteriów. Wybór konkretnych zmiennych zazwyczaj nie likwiduje problemu związanego z redukcją zbyt dużej ich liczby, zwłaszcza gdy kolejnym etapem jest analiza regresji. W artykule podjęto próbę powiązania dwóch z pozoru niezależnych metod redukcji: analizy czynnikowej oraz eliminacji metodą *a posteriori*. Przedmiotem badań są powiązania pomiędzy wybranymi wskaźnikami finansowymi a indeksem WIG. Wskaźniki te określono w artykule jako międzynarodowe uwarunkowania

koniunktury giełdowej w Polsce. Stanowią one zbiór indeksów giełd zagranicznych, których akcje spółek chociaż raz w latach 2003-2013 były przedmiotem obrotu na warszawskim parkiecie oraz notowania kursów walut tych państw. Celem głównym badania jest weryfikacja przydatności analizy czynnikowej jako metody redukcji zmiennych, z uwzględnieniem wpływu metody filtrowania szeregów czasowych na wyniki analizy. Punkt odniesienia stanowią wyniki analizy regresji, w której selekcji zmiennych dokonano metodą *a posteriori*. W badaniach wykorzystano narzędzia dostępne w programach STATISTICA<sup>1</sup> i GRET<sup>2</sup>.

## 1. Metoda doboru zmiennych

Przedmiot analizy stanowią wybrane wskaźniki finansowe, charakteryzujące się potencjalnym wpływem na koniunkturę giełdową, mierzoną poziomem indeksu WIG. Pod uwagę wzięto notowania indeksów giełdowych oraz kursy walut (w walutach dokonuje się rozliczenia transakcji, ponadto część derywatów tworzona jest na ich podstawie). Kryterium doboru zmiennych do analizy były potencjalne związki danego kraju z polską giełdą, za których wyznacznik uznano obecność spółki kraju na warszawskim parkiecie. W tabeli 1 przedstawiono kraje, których spółki pojawiły się w okresie od października 2003 do kwietnia 2013 r. na GPW w Warszawie.

Tabela 1. Grupa krajów wraz ze wskaźnikami finansowymi będącymi przedmiotem analizy

Państwo	Indeks giełdowy	Waluta*
Austria	ATX	ATS/EUR
Bułgaria	SOFIX	BGN
Cypr	–	EUR
Czechy	PX	CZK
Estonia	OMXT	EEK
Francja	CAC40	FRF/EUR
Hiszpania	IBEX35	ESP/EUR
Holandia	AEX	NLG/EUR
Izrael	TA25	ILS
Kanada	TSX	CAD
Litwa	OMXV	LTL
Luxemburg	LUXX	LUF/EUR

<sup>1</sup> StatSoft. Inc. (2011). STATISTICA (data analysis software system), version 10. [www.statsoft.com](http://www.statsoft.com).

<sup>2</sup> Gretl 1.9.4cvs. Copyright 2000-2010 Allin Cottrel and Ricardo „Jack” Lucchetti, <http://gretl.sourceforge.net/> [10.10.2013].

cd. tab. 1

Państwo	Indeks giełdowy	Waluta*
Niemcy	DAX	DEM/EUR
Rosja	RTS	RUB
Słowacja	SAX	SKK/EUR
Słowenia	SBTOP	TLR/EUR
Szwecja	OMXS30	SEK
Ukraina	PFTS	UAH
USA	SP500	USD
Węgry	BUX	HUF
Wielka Brytania	FTSE100	GBP
Włochy	FTSEMIB	ITL/EUR

\* Waluty, które zostały zastąpione EUR: DEM, ATS, FRF, ESP, NLG, LUF, ITL 1 stycznia 1999 r., jednakże notowania EUR przyjęto dopiero od 1 stycznia 2000 r., gdyż w początkowym okresie waluty funkcjonowały równocześnie, EEK od 1 stycznia 2011, SKK od 1 stycznia 2009 r.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: [www.nbp.pl/home.aspx?f=/kursy/kursy\\_archiwum.html](http://www.nbp.pl/home.aspx?f=/kursy/kursy_archiwum.html), [www.money.pl](http://www.money.pl), [www.bse.hu](http://www.bse.hu), [www.stooq.pl](http://www.stooq.pl), [www.rts.ru](http://www.rts.ru), [www.pse.cz](http://www.pse.cz), [www.pfts.com](http://www.pfts.com), [www.bourse.lu](http://www.bourse.lu), [www.nasdaqomxnordic.com](http://www.nasdaqomxnordic.com), [www.nyx.com](http://www.nyx.com), [www.tmx.com](http://www.tmx.com), [www.deutsche-boerse.com](http://www.deutsche-boerse.com), [www.cse.com.cy](http://www.cse.com.cy), [www.fese.be](http://www.fese.be), [www.nyse.com](http://www.nyse.com), [www.standardandpoors.com](http://www.standardandpoors.com), [www.ftse.com](http://www.ftse.com), [www.wiener.borse.at](http://www.wiener.borse.at), [www.bolsasymercados.es/ing/home.htm](http://www.bolsasymercados.es/ing/home.htm), [www.nasdaqomxbaltic.com/en](http://www.nasdaqomxbaltic.com/en), [www.ceeseg.com/](http://www.ceeseg.com/), *Rocznik Statystyki Giełdowej 1992-1995*, *Rocznik Giełdowy 1996-2013* [www.gpw.pl/roczniki\\_gieldowe](http://www.gpw.pl/roczniki_gieldowe), [www.nbp.pl/home.aspx?f=/kursy/kursy\\_archiwum.html](http://www.nbp.pl/home.aspx?f=/kursy/kursy_archiwum.html) [3.08.2013-10.10.2013].

Wybór indeksu podyktowany został dostępnością informacji i długością szeregu czasowego. Zgromadzono szeregi składające się ze średnich wartości miesięcznych dla wymienionych wyżej indeksów giełdowych i kursów walut. Następnie policzono indywidualne indeksy dynamiki rocznej<sup>3</sup>, celem pozbycia się sezonowości. Podziału szeregów czasowych dokonano uwzględniając różnice w długości szeregów czasowych, kompletność danych (gdyż bazowano tylko na oficjalnych statystykach NBP) oraz zjawisko zastępowania walut narodowych walutą euro (zob. tab. 2).

Tabela 2. Podział zmiennych na szeregi czasowe o tej samej długości

09.1996-04.2013	11.2002-04.2013	
wig_dyn	wig_dyn	luxx_dyn
px_dyn	px_dyn	sofix_dyn
ftse100_dyn	ftse100_dyn	omxv_dyn
sp500_dyn	sp500_dyn	ta25_dyn

<sup>3</sup> Średnia wartość indeksu z danego miesiąca roku do jego średniej wartości w analogicznym miesiącu roku poprzedniego.

cd. tab. 2

09.1996-04.2013	11.2002-04.2013	
cac40_dyn	cac40_dyn	usd_dyn
dax_dyn	dax_dyn	gbp_dyn
aex_dyn	aex_dyn	cad_dyn
ibex35_dyn	ibex35_dyn	czk_dyn
tsx_dyn	tsx_dyn	sek_dyn
omxs30_dyn	omxs30_dyn	huf_dyn
atx_dyn	ftsemib_dyn	eur_dyn
rts_dyn	bux_dyn	
sax_dyn	atx_dyn	
usd_dyn	rts_dyn	
gbp_dyn	sax_dyn	
cad_dyn	omxt_dyn	
sek_dyn	pfts_dyn	

Źródło: opracowanie własne.

Kryterium podziału stanowi zatem wyodrębnienie możliwie najdłuższych szeregów zawierających jak największą liczbę zmiennych<sup>4</sup>.

## 2. Transformacja analizowanych zmiennych

Zebrane zmienne stanowią charakterystyki procesów finansowych. Problem sezonowości został zniwelowany dzięki przeliczeniu danych na indywidualne indeksy dynamiki rocznej<sup>5</sup>. Następnie, w celu wyodrębnienia informacji o częstotliwościach przydatnych do założeń analizy, zastosowano filtr Hodricka–Prescotta

<sup>4</sup> Rozpoczęcie analizy od września 1996 r. jest spowodowane następującymi przyczynami: zmienność zachowań inwestorów giełdowych w pierwszych latach funkcjonowania GPW spowodowała, iż szeregi uwzględniające pierwsze lata nie spełniają wymogu stacjonarności; rok 1995 był pierwszym, w którym sesje odbywały się w każdy dzień roboczy oraz rokiem, w którym nastąpiła denominacja złotego, a przesunięcie okresu analizy z początku 1996 na wrzesień tego roku pozwoliło uwzględnić notowania indeksu RTS i SAX. Szeregi kolejne zaczynają się od listopada 2002 r., gdyż od 2001 dostępne są notowania FTSEMIB, OMXT, OMXV i TA25, a przesunięcie tego okresu do listopada 2002 r., pozwoliło dodatkowo uwzględnić SOFIX. Nie zastosowano szeregów rozdzielczych, gdyż skrócenie długości szeregu ograniczyłoby znacznie możliwość zastosowania analizy czynnikowej.

<sup>5</sup> Średnia wartość indeksu z danego miesiąca roku do jego średniej wartości w analogicznym miesiącu roku poprzedniego.

(HP) oraz pierwsze różnice (D). Filtr HP zakłada obecność trendu niezależnego od komponentu cyklicznego. Uważany jest za metodę transformacji szeregu czasowego, pozwalającą na „przechodzenie” wahań o wysokiej częstotliwości<sup>6</sup>. Parametr  $\lambda$  został przyjęty na poziomie 14 400<sup>7</sup>. Zastosowanie tego filtru likwiduje problem pierwiastka jednostkowego.

Pierwsze różnice – filtracja, która usuwa szerokie pasmo niskich częstotliwości, korygując dzięki temu zależności długookresowe. Ten rodzaj transformacji pozwala wyeliminować problem związany z występowaniem pierwiastka jednostkowego<sup>8</sup>.

Po zastosowaniu przekształceń otrzymano przebieg szeregów czasowych, które zaprezentowano na rysunkach 1-4.

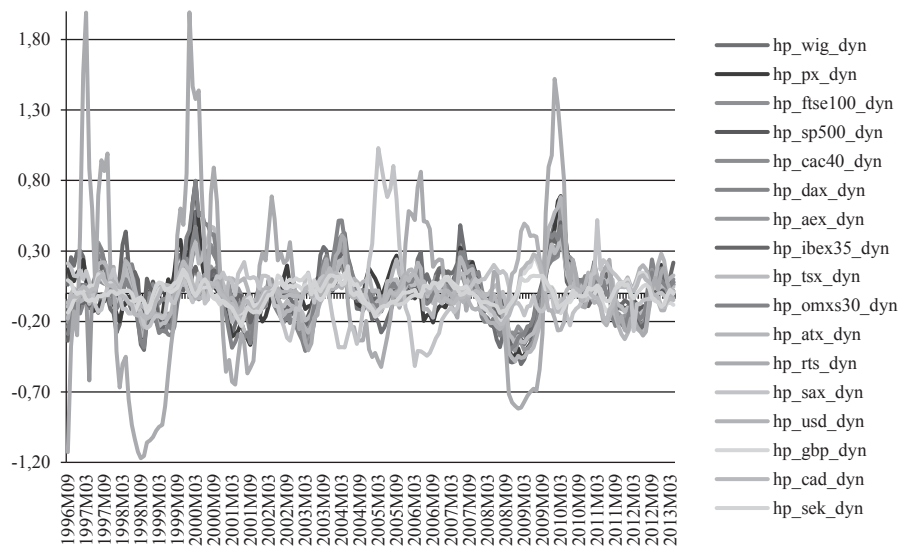
W przypadku filtru HP szeregi czasowe charakteryzują się większą amplitudą wahań, widoczne są też zmienne o przebiegu wyraźnie odmiennym niż panująca tendencja na rynku (np. indeks RTS i SAX). Zastosowanie pierwszych różnic jako metody transformacji zmniejszyło amplitudę wahań i skróciło fazy cyklu.

W przypadku szeregów czasowych obejmujących lata 2002-2013, zastosowanie transformacji zmiennych miało istotny wpływ na przebieg analizowanego zjawiska. Filtr HP spowodował większą amplitudę wahań i dłuższe fazy cyklu, niż metoda pierwszych różnic, jednakże druga z wymienionych metod wygładzania doprowadziła do symetrii wahań. W przypadku filtru HP dominują odchylenia in plus (dodatnie) – są ostrzejsze i silniejsze, pierwszych różnic dostarczają wykresy o ostrym, symetrycznym przebiegu.

<sup>6</sup> Dekompozycja szeregu ma postać:  $y_t = g_t + c_t$ , gdzie  $y_t$  – szereg czasowy,  $g_t$  – tendencja rozwojowa,  $c_t$  – składnik cykliczny. Oszacowanie komponentu cyklicznego następuje poprzez minimalizację funkcji:  $\min_{\{g_t\}_{t=1}^T} \left\{ \sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T \left[ (g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2}) \right]^2 \right\}$ , gdzie parametr  $\lambda$  określający jest parametrem wygładzania (dla  $\lambda = \infty$  trend staje się linią prostą). R.J. Hodrick, E.C. Prescott, *Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*, „Journal of Money, Credit and Banking”, Vol. 29, No. 1 (Feb., 1997), s. 1-16, Blackwell Publishing, s. 3, [www.jstor.org/stable/2953682](http://www.jstor.org/stable/2953682) [15.11.2013].

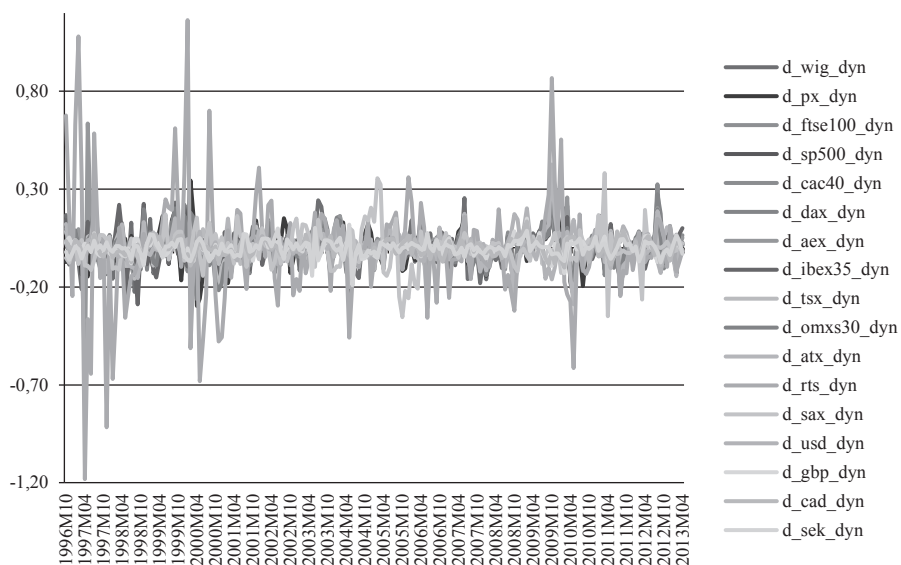
<sup>7</sup> Poziom  $\lambda = 14\,400$  dla danych miesięcznych proponowany jest w literaturze przedmiotu, ponadto program GRETl wyznacza w automatyczny sposób taki poziom (dla obserwacji miesięcznych). Zob. Z. Wośko, op. cit., s. 87. T. Bernat, *Zastosowanie filtru Hodricka Prescottta w badaniach makroekonomicznych*, s. 19, [http://mikroekonomia.net/system/publication\\_files/1084/original/0.pdf?1315294699](http://mikroekonomia.net/system/publication_files/1084/original/0.pdf?1315294699) [15.11.2013].

<sup>8</sup> Różnicowanie procesów zmienia struktury harmoniczne procesów i eliminuje trend stochastyczny procesów, czyli zmienność wariancji. T. Kufel, *Postulat zgodności w dynamicznych modelach ekonometrycznych*, Wyd. Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń 2002, s. 50. Przekształcenia szeregów za pomocą pierwszych przyrostów można zapisać następująco:  $Y_t = x_t - x_{t-1} = x_t - L^k \times x_t = (1 - L^k) \times x_t = B_D \times (L)x_t$ , funkcję transferową stanowi  $B_D(\omega) = 1 - e^{-ik\omega}$ , funkcję przyrostu  $|B_D(\omega)| = 2 - 2 \times \cos k\omega$ , gdzie:  $Y_t$  – proces stochastyczny otrzymany z procesu  $x_t$  w wyniku filtrowania,  $x_t$  – szereg czasowy,  $L$  – operator przesunięcia. Z. Wośko, op. cit., s. 86.



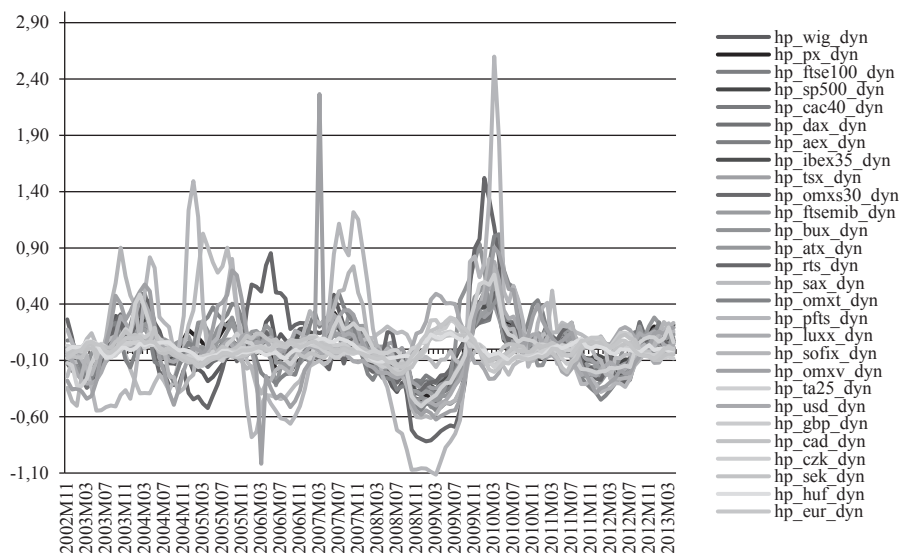
Rys. 1. Szeregi 09.1996-04.2013, filtr Hodricka–Prescotta

Źródło: obliczenia własne w GRETL.



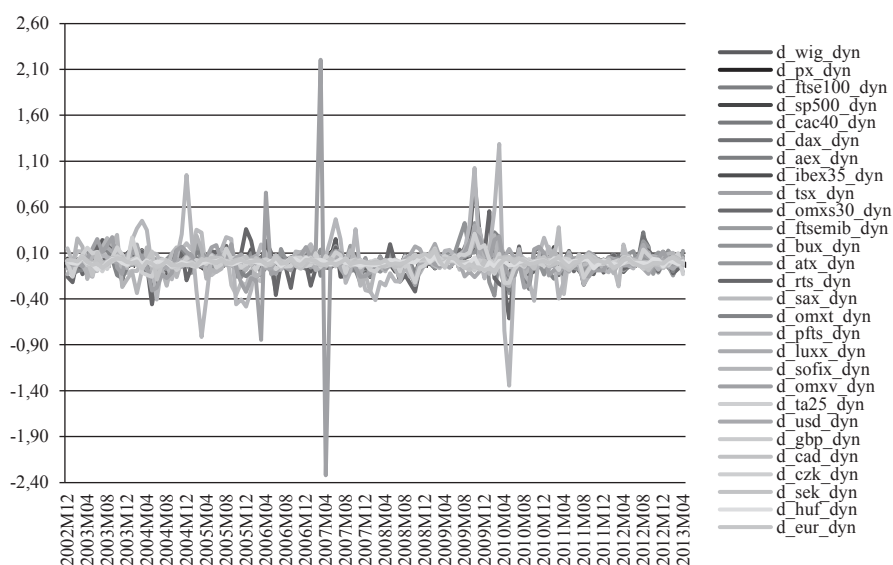
Rys. 2. Szeregi 09.1996-04.2013, pierwsze różnice

Źródło: obliczenia własne w GRETL.



Rys. 3. Szeregi 11.2002-04.2013, filtr Hodricka–Prescotta

Źródło: obliczenia własne w GRETL.



Rys. 4. Szeregi 11.2002-04.2013, pierwsze różnice

Źródło: obliczenia własne w GRETL.

Podstawowym kryterium dopuszczenia zmiennych do dalszej analizy jest wymóg ich stacjonarności. Zastosowano dwa rodzaje testów ADF-GLS<sup>9</sup> i KPSS<sup>10</sup>. Wszystkie analizowane zmienne okazały się stacjonarne.

### 3. Analiza czynnikowa

Celem analizy czynnikowej jest redukcja zmiennych poprzez zastąpienie ich mniejszą liczbą tzw. czynników. Cechą charakterystyczną wyodrębnionych czynników (faktorów) jest zależność liniowa zmiennych oraz wyjaśnienie w możliwie największym stopniu zależności (korelacji) występujących między nimi. Model analizy czynnikowej zakłada, że każdą z obserwowanych zmiennych można przedstawić jako funkcję liniową zmiennych nieobserwowanych (czynników) i pojedynczego czynnika losowego zwanego czynnikiem swoistym. Czynniki są ze sobą nieskorelowane (ich kowariancja jest równa zero)<sup>11</sup>.

Do badań wybrano metodę składowych głównych, w której zakłada się, że wariancja swoista jest równa zero. Wyodrębnione składowe główne mają między innymi takie cechy jak: pierwsza składowa w możliwie największym stopniu wyjaśnia wariancję oryginalnych zmiennych, kolejne zaś dobrane są tak, aby w maksymalny sposób wyjaśnić zmienność, która nie została wyjaśniona przez poprzednią składową<sup>12</sup>. Wobec powyższego można założyć, że jeżeli WIG odpowiada pierwszemu faktorowi, to zmienne, które też mu odpowiadają, będą w największym stopniu związane z jego kształtowaniem, a pozostałe można pominąć. Analizie czynnikowej poddano wszystkie zmienne, razem z WIG, i przyjęto, że na poziom indeksu WIG, wpływają tylko te, które odpowiadają temu samemu faktorowi. Zmienne z wyodrębnionego czynnika cechują się brakiem korelacji ze zmiennymi z pozostałych czynników, gdyż podstawą analizy czynnikowej jest właśnie grupowanie jednostek według kryterium wspólnej zmienności.

Na wstępie przed każdą z analiz eliminowano zmienne, które nie były skorelowane z żadną z pozostałych. Do obliczeń zastosowano program STATISTICA, metodę rotacji Varimax, której celem jest maksymalizacja wariancji surowych

<sup>9</sup> W przypadku testu ADF-GLS (Elliota, Rothenberga i Stocka – zmodyfikowany test ADF), założono poziom istotności  $\alpha = 5\%$ . Jeżeli  $\tau <$  wartości krytycznej, to proces uznawano za stacjonarny.

<sup>10</sup> W przypadku testu KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin) przyjęto poziom istotności  $\alpha = 5\%$ . Jeżeli  $z_k <$  wartości krytycznej, to proces uznawano za stacjonarny.

<sup>11</sup> A. Stanisławski, *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny*, t. 3. *Analizy wielowymiarowe*, StatSoft Polska Sp. z o.o., Kraków 2007, s. 214-215.

<sup>12</sup> Ibidem, s. 224.



ładunków czynnikowych zmiennych dla każdego faktora, czyli maksymalizacja wariancji w kolumnach macierzy surowych ładunków czynnikowych<sup>13</sup>.

Analizę czynnikową przeprowadzono bez uwzględnienia opóźnień czasowych. Wyodrębnione zmienne stanowią średnią miesięczną, mogą być zatem przedmiotem dalszej analizy, gdyż na giełdach papierów wartościowych istnieje na tyle duża częstotliwość dokonywania transakcji, zmian notowań i przenoszenia impulsów, iż okres miesięczny można potraktować jako wystarczająco długi i uwzględnić wartości zmiennych bez ich opóźnień czasowych. W takim sposobie podejścia do problematyki badania koniunktury giełdowej pomija się założenie wpływu zmiennych długookresowych oraz czynników pochodzących z gospodarki realnej. Przedmiotem analizy są jedynie relacje między indeksami i walutami. Zakłada się, że reakcja inwestorów giełdowych w jednym kraju determinuje reakcje w innym, waluty stanowią tutaj środek rozliczeń (a także przedmiot handlu). Za takim podejściem przemawia traktowanie giełdy papierów wartościowych jako barometru gospodarki. Ceny walorów giełdowych dyskontują wszystkie istotne informacje dotyczące podmiotów gospodarczych, które z kolei kształtują koniunkturę ogólnogospodarczą. Kolejnym argumentem przemawiającym za tym podejściem jest wzrost znaczenia rynków finansowych w świecie globalnym oraz integracja giełd światowych. Powstają nowe struktury o zasięgu międzykontynentalnym. Świat finansów ma coraz większy wpływ na sytuację w gospodarce realnej, pomimo częstego oderwania od niej, a system finansowy (wraz z giełdą), zamiast pełnić funkcję barometru koniunktury, zaczyna być jej moderatorem.

### 3.1. Wyniki analizy czynnikowej w szeregach 09.1996-04.2013

W przeprowadzonych analizach indeks WIG odpowiadał pierwszemu czynnikowi, dlatego zgodnie z przyjętymi wcześniej założeniami, do dalszego etapu (tzn. analizy regresji – zob. pkt 4) przejdą te zmienne, które razem z nim występowały. Przetestowano warianty składające się z czterech, trzech i dwóch czynników i wyodrębniono elementy wspólne dla różnych wariantów analizy czynnikowej z użyciem danego filtra (zob. tab. 3). Zaobserwowano wpływ metody filtrowania na wybór zmiennych, filtr HP uwzględnił o jedną zmienną więcej niż pierwsze różnice – indeks giełdy praskiej, która biorąc pod uwagę położenie, traktowana jest na równi z warszawską, jako *emerging markets*.

<sup>13</sup> Ibidem, s. 232.

Tabela 3. Wykaz zmiennych wybranych do kolejnego etapu metodą analizy czynnikowej w szeregach 09.1996-04.2013

D	HP
WIG	WIG
	PX
FTSE100	FTSE100
SP500	SP500
CAC40	CAC40
DAX	DAX
AEX	AEX
IBEX35	IBEX35
OMXS30	OMXS30
TSX	TSX
ATX	ATX

Źródło: obliczenia własne w STATISTICA.

W przypadku pominięcia zmiennej spornej PX, do grupy indeksów objaśniających zaliczono głównie giełdy dojrzałe, działające w ramach międzynarodowych grup kapitałowych, takich jak: NASDAQ OMX, EURONEXT, CEESEG czy LSE GROUP.

### 3.2. Wyniki analizy czynnikowej w szeregach 11.2002-04.2013

Podobnie jak w przypadku szeregów dłuższych, indeks WIG odpowiadał pierwszemu czynnikowi, dlatego do dalszego etapu zakwalifikowano zmienne występujące razem z nim. Przetestowano warianty składające się z czterech, trzech i dwóch czynników i wyodrębniono elementy wspólne dla różnych wariantów analizy czynnikowej z użyciem danego filtra (zob. tab. 4). Także w tym przypadku zaobserwować można znaczny wpływ metody filtrowania na wybór zmiennych. Po raz kolejny użycie filtru HP pozwoliło uwzględnić więcej zmiennych niż pierwsze różnice. Do giełd powiązanych zaliczone zostały w tym przypadku giełdy o stosunkowo krótkiej historii, takie jak rosyjska, węgierska, estońska czy bułgarska. Co ciekawe, w przypadku obydwu filtrów uwzględniony został indeks giełdy izraelskiej.

W wyniku analizy czynnikowej nastąpiło pogrupowanie zmiennych pod względem kierunku zmienności, czego dowodem jest zgodność znaków zmiennych odpowiadających poszczególnym faktorom. Dlatego zostają rozdzielone między czynnikami zmienne, które mają bardzo silne związki, ale przeciwny znak.

Zaprezentowane wyniki stanowią podstawę do zastanowienia się nad przydatnością analizy czynnikowej jako metody redukcji w przypadku szeregów czasowych, zwłaszcza że istotne wskaźniki wyprzedzające z racji cyklicznego

Tabela 4. Wykaz zmiennych wybranych do kolejnego etapu metodą analizy czynnikowej w szeregach 11.2002-04.2013

D	HP
WIG	WIG
PX	PX
FTSE100	FTSE100
SP500	SP500
CAC40	CAC40
DAX	DAX
AEX	AEX
IBEX35	IBEX35
OMXS30	OMXS30
FTSEMIB	TSX
ATX	ATX
TSX	FTSEMIB
LUXX	BUX
TA25	RTS
	OMXT
	LUXX
	SOFIX
	TA25

Źródło: obliczenia własne w STATISTICA.

charakteru analizowanego zjawiska bardzo często mają znak przeciwny w okresie poprzedzającym zmianę.

#### 4. Analiza regresji zmiennych w ramach tego samego czynnika co WIG

Zastosowano następujące rodzaje regresji: wieloraka, krokowa wsteczna i krokowa postępująca<sup>14</sup> (STATISTICA) oraz selekcja *a posteriori*<sup>15</sup> (GRET). Celem badań jest identyfikacja istniejących powiązań pomiędzy WIG a wybranymi wskaźnikami z międzynarodowych rynków finansowych.

<sup>14</sup> Regresja wieloraka w pakiecie STATISTICA jest to model regresji obejmujący więcej niż jedną zmienną niezależną. Metody regresji krokowej tworzą sekwencyjnie najlepszy model: w krokowej wstecznej zakłada się kolejne usuwanie z modelu zbudowanego ze wszystkich potencjalnych zmiennych tych, które mają najmniej istotny w danym kroku wpływ na zmienną zależną; w regresji krokowej postępującej procedura przebiega odwrotnie – zmienne są dołączane aż do uzyskania najlepszego modelu. A. Stanisławski, op. cit., s. 59-97 i 137-166.

<sup>15</sup> Selekcja *a posteriori* polega na usunięciu na każdym kroku jednego nieistotnego procesu, dla którego moduł wartości statystyki testu istotności parametru (statystyki *t* Studenta) był najmniejszy,

#### 4.1. Analiza regresji zmiennych wyodrębnionych w analizie czynnikowej w szeregach 09.1996-04.2013

W przypadku pierwszych różnic, każdorazowo w grupie zmiennych w istotny sposób objaśniających WIG, znalazły się indeksy: TSX, OMXS30, ATX. Dodatkowo w przypadku regresji krokowej postępującej oraz *a posteriori* oprócz wymienionych zmiennych znalazł się indeks FTSE100 (zob. tab. 5). Na podstawie danych można wywnioskować, iż kształtowanie się indeksu WIG związane jest z poziomem indeksów giełdy kanadyjskiej, brytyjskiej, szwedzkiej i austriackiej. Są to instytucje od wielu lat funkcjonujące na rynku, posiadające ugruntowaną pozycję.

Tabela 5. Wyniki analizy regresji w szeregach 09.1996-04.2013, pierwsze różnice

Rodzaj analizy	Zmienne istotne
Regresja wieloraka	TSX, OMXS30, ATX
Regresja krokowa wsteczna	TSX, OMXS30, ATX
Regresja krokowa postępująca	TSX, OMXS30, ATX, FTSE100
Regresja <i>a posteriori</i>	TSX, OMXS30, ATX, FTSE100

Źródło: obliczenia własne w STATISTICA i GRETL.

W przypadku zmiennych przekształconych filtrem HP, każdorazowo w grupie zmiennych w istotny statystycznie sposób objaśniających indeks WIG, znalazły się indeksy: PX, OMXS30, SP500.

Tabela 6. Wyniki analizy regresji w szeregach 09.1996-04.2013, filtr Hodricka–Prescott

Rodzaj analizy	Zmienne istotne
Regresja wieloraka	PX, OMXS30, SP500
Regresja krokowa wsteczna	PX, OMXS30, SP500
Regresja <i>a posteriori</i>	PX, OMXS30, SP500

Źródło: obliczenia własne w STATISTICA i GRETL.

W przypadku regresji krokowej postępującej nie wyodrębniono istotnych zmiennych. W przypadku trzech rodzajów analizy istnieje zgodność wyników, jednakże odbiegają one od uzyskanych w efekcie zastosowania pierwszych różnic zmiennych. Wystąpił wprawdzie jeden element wspólny – notowania indeksu szwedzkiego, ale pojawił się indeks giełdy amerykańskiej i praskiej, którą zaliczyć można do tzw. rynków wschodzących.

i przeprowadzenie ponownej estymacji modelu, aż do momentu otrzymania zestawu procesów istotnych statystycznie. T. Kufel, *Postulat zgodności...*, s. 163.

#### 4.2. Analiza regresji zmiennych wyodrębnionych w analizie czynnikowej w szeregach 11.2002-04.2013

W przypadku pierwszych różnic, każdorazowo w grupie zmiennych w istotny sposób objaśniających WIG, znalazł się indeks giełdy praskiej (zob. tab. 7).

Tabela 7. Wyniki analizy regresji w szeregach 11.2002-04.2013, pierwsze różnice

Rodzaj analizy	Zmienne istotne
Regresja wieloraka	PX, TSX
Regresja krokowa wsteczna	PX, OMXS30
Regresja <i>a posteriori</i>	PX, TSX, OMXS30

Źródło: obliczenia własne w STATISTICA i GRETL.

W przypadku analizowanych szeregów wystąpiła pewna rozbieżność wyników. Regresja *a posteriori*, uwzględniająca zmienne wyodrębnione w analizie czynnikowej, okazała się metodą najbardziej „pojemną” w relacji do wielorakiej i krokowej, łącząc niejako wyniki obydwu w całość. Kształtowanie się indeksu WIG jest związane z poziomem indeksu praskiego, kanadyjskiego i szwedzkiego.

Regresja zmiennych wyodrębnionych w analizie czynnikowej, przekształconych filtrem HP, każdorazowo wskazała, w grupie zmiennych w istotny sposób objaśniających WIG, na indeksy: RTS, OMXS30, SOFIX (zob. tab. 8).

Tabela 8. Wyniki analizy regresji w szeregach 11.2002-04.2013, filtr Hodricka–Prescotta

Rodzaj analizy	Zmienne istotne
Regresja wieloraka	FTSE100, IBEX35, OMXS30, RTS, SOFIX
Regresja krokowa wsteczna	OMXS30, BUX, RTS, SOFIX
Regresja krokowa postępująca	OMXS30, RTS, SOFIX, TA25, FTSE100, OMXT
Regresja <i>a posteriori</i>	FTSE100, DAX, IBEX35, OMXS30, BUX, RTS, SOFIX, TA25

Źródło: obliczenia własne w STATISTICA i GRETL.

Po raz kolejny selekcja *a posteriori* wskazała na większą liczbę zmiennych istotnych, zawierając w sobie sumę wyników poprzednich analiz. Opierając się na wynikach badań, stwierdzić można, iż na kształtowanie się indeksu WIG wpływają zarówno giełdy rozwinięte, o ustabilizowanej pozycji (Londyn, Frakfurt, Madryt, Sztokholm), jak i rynki młode (Moskwa, Budapeszt, Sofia, Tallin czy Tel Awiw).

Na podstawie wyników badań nie można dokonać jednoznacznej interpretacji związków przyczynowo-skutkowych. Otrzymano zbliżone wyniki w ramach danej metody transformacji zmiennych, ale odmienne z punktu widzenia analizy

różnych przekształceń. Wpływ na to miał fakt, iż różne rodzaje filtracji wygenerowały różne zestawy zmiennych wejściowych do regresji.

Mimo rozbieżności uzyskanych wyników, zaobserwować można pewne prawidłowości:

1. Indeksy FTSE100 i S&P500 nie wystąpiły łącznie w żadnej z analiz, pojawienie się jednego zawsze wiązało się z brakiem drugiego.

2. Indeks ATX nie występował nigdy łącznie z pozostałymi indeksami wchodzącymi w skład grupy CEESEG.

3. W żadnej z analiz nie uznano za istotne indeksów giełd europejskich, wchodzących w skład grupy NYSE Euronext (w szeregach 09.1996-04.2013, HP pojawił się jedynie indeks S&P500), mimo że GPW podpisała w lutym 2002 r. umowę o wzajemnym członkostwie z Euronext i w lipcu 2010 r. porozumienie o długofalowej współpracy z NYSE Euronext).

4. Pomimo związków GPW z giełdą paryską (lipiec 1999 r. porozumienie o współpracy i wymianie informacji, w 2000 r. uruchomiono system giełdowy Warset, oparty na francuskim NSC), indeks CAC40 ani razu nie okazał się zmienną istotną. Podobnie sytuacja wygląda w przypadku giełdy kijowskiej (kwiecień 2007 r. porozumienie o współpracy, czerwiec 2008 r. otwarcie przedstawicielstwa GPW w Kijowie, lipiec 2008 r. nabycie 25% akcji ukraińskiej giełdy INNEX, od roku 2010 publikacja na GPW indeksu WIG–Ukraina).

## 5. Metoda selekcji *a posteriori*

Ze względu na konieczność weryfikacji wyników uzyskanych dzięki wykorzystaniu analizy czynnikowej, jako metody redukcji nadmiarowych zmiennych objaśniających, uwzględniono metodę alternatywną – iteracyjną procedurę selekcji *a posteriori*, którą można wykorzystać nawet gdy liczba zmiennych jest większa od liczby obserwacji. W tym przypadku do modelu regresji weszły wszystkie zmienne, które kolejno były odrzucane według podanej procedury.

Ze względu na charakter zmiennych – szeregi czasowe zawierające indeksy giełdowe i kursy walut – pojawiła się potrzeba uwzględnienia ich opóźnień czasowych w relacji do zmiennej objaśnianej<sup>16</sup>. Niestety zbyt duża liczba zmiennych uniemożliwiła dokonanie obliczeń, dlatego zastosowano następującą metodę eliminacji zmiennych objaśniających: każdą ze zmiennych osobno poddawano

<sup>16</sup> Przyjęto poziom istotny do 17 miesiąca wstecz. Zob. W. Łuczyński, *Wykorzystanie największego wykładnika Lapunowa w prognozowaniu indeksów giełdowych DJIA i WIG*, w: *Zastosowanie metod ilościowych w finansach i ubezpieczeniach*, red. S. Forlicz, CeDeWu Sp. z o.o., Warszawa 2012, s. 143.

analizie regresji metodą KMNK w relacji do WIG, z uwzględnieniem zakładanych przesunięć czasowych (maksymalnie 17 miesięcy), a następnie drogą sekwencyjnej eliminacji pozostawiano tylko te, które okazywały się istotne przy parametrze  $\alpha = 0,01$ . Procedurę tę przeprowadzono w podziale na wyodrębnione szeregi czasowe zarówno dla pierwszych różnic, jak i dla filtru HP. Wyniki przedstawiono w tabelach 9-10.

Tabela 9. Liczba istotnych opóźnień zmiennych dla szeregów 09.1996-04.2013 (poziom istotności  $\alpha = 0,01$ )

Zmienna	Pierwsze różnice	Filtr HP
PX	0; 5	0
FTSE100	0	0; 11
SP500	0; 3	0; 11; 17
CAC40	0; 10	0; 8
DAX	0	0; 8; 15
AEX	0	0; 8
IBEX35	0	0; 2; 11
TSX	0	0; 11
OMXS30	0	0
ATX	0	0; 11
RTS	0; 2	0
SAX	–	0; 12
USD	0	5; 9; 17
GBP	0; 2; 4	4; 8
CAD	0; 4	0; 4; 8; 12
SEK	0; 4	4; 6

Źródło: obliczenia własne w GRETL.

W większości przypadków jako istotne pojawiły się zmienne dla  $t = 0$ , co może stanowić argument przemawiający za możliwością uwzględnienia zmiennych bez opóźnień czasowych, zgodnie z metodologią przyjętą na wcześniejszym etapie badań (zob. pkt 3 i 4).

Kolejnym krokiem było dokonanie analizy regresji na podstawie wyznaczonych zmiennych objaśniających. Wyniki analizy regresji *a posteriori* przedstawiono w tabelach 11-14. Wszystkie modele charakteryzowały się autokorelacją reszt i składnika losowego. Miały bardzo wysoki poziom współczynnika determinacji, czyli dobrze wyjaśniały zmienność WIG.

Tabela 10. Liczba istotnych opóźnień zmiennych dla szeregów 11.2002-04.2013  
(poziom istotności  $\alpha = 0,01$ )

Zmienna	Pierwsze różnice	Filtr HP
PX	0	0
FTSE100	0; 13	0
SP500	0	0; 5; 15
CAC40	0; 13	0; 12; 13
DAX	0; 4	0; 7; 16
AEX	0	0
IBEX35	0	0; 2; 17
TSX	0	0; 11; 17
OMXS30	0; 1; 4	0; 1; 4
FTSEMIB	0; 13	0; 13
BUX	0; 3; 12	0; 3
ATX	0	0
RTS	0	0; 4; 14
SAX	–	0; 12
OMXT	0	0
PFTS	0	0; 9
LUXX	0	0
SOFIX	0; 9	0; 2; 9; 7
OMXV	3	0; 16
TA25	0; 4; 6	0
USD	0	5; 9; 12; 17
GBP	0; 2; 4	2; 8
CAD	0	5; 12;
CZK	0	0; 5
SEK	0	6
HUF	–	5
EUR	0; 4; 9	0; 5

Źródło: obliczenia własne w GRETL.

W tej metodzie eliminacji zmiennych uwzględnione zostały opóźnienia czasowe zmiennych i waluty. Po raz kolejny transformacja filtrem HP doprowadziła do uwzględnienia większej liczby zmiennych niż w przypadku pierwszych różnic. Zgodność wystąpiła jedynie w przypadku indeksów PX, FTSE100, TSX i RTS bez opóźnień czasowych. Użycie filtra HP zwiększyło wprawdzie poziom skorygowanego R-kwadrat, jednakże model charakteryzuje się autokorelacją reszt i współliniowością zmiennych. Z kolei dla szeregów stanowiących pierwsze różnice zmiennych reszty modelu nie miały rozkładu normalnego.



Tabela 11. Zmienne istotne statystycznie uzyskane metodą regresji *a posteriori* w szeregach 09.1996-04.2013

Pierwsze różnice			HP		
N = 189, $\alpha = 0,1$ i $0,05$			N = 183, $\alpha = 0,1$ i $0,05$		
zmienna	współczynnik	poziom istotności	zmienna	współczynnik	poziom istotności
d_px_dyn	0,370087	***	hp_px_dyn	0,346471	***
d_px_dyn_5	-0,119500	***	hp_ftse100_dyn	0,379764	**
d_ftse100_dyn	0,343469	***	hp_ftse100_11	0,892639	***
d_sp500_dyn_3	0,170098	***	hp_sp500_dyn	0,329271	**
d_tsx_dyn	0,250743	***	hp_sp500_d_11	-0,302391	**
d_omxs30_dyn	0,196669	**	hp_sp500_d_17	0,180617	**
d_rts_dyn	0,0366992	**	hp_cac40_dy_8	0,570121	***
d_gbp_dyn_2	0,187974	**	hp_dax_dyn	0,304742	***
d_gbp_dyn_4	0,194126	**	hp_dax_dyn_8	-0,616377	***
d_cad_dyn	-0,434166	**	hp_dax_dyn_15	-0,142273	***
			hp_ibex35__11	-0,291292	***
			hp_tsx_dyn	-0,342850	***
			hp_rts_dyn	0,124906	***
			hp_sax_dyn	-0,165599	***
			hp_gbp_dyn_8	-0,181734	**
			hp_cad_dyn_12	0,208739	***
			hp_sek_dyn_4	0,209202	**
			hp_sek_dyn_6	0,297890	***

\*\* – poziom istotności 5%, \*\*\* – poziom istotności 1%.

Gwiazdką (\*) w programie GRETL oznaczono empiryczny poziom istotności  $p$  ( $p$ -value) zwany prawdopodobieństwem testowym. Zob. T. Kufel, *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*, wyd. 3 zm., WN PWN, Warszawa 2011, s. 47.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne w GRETL.

Tabela 12. Podstawowe statystyki w modelu regresji metodą *a posteriori* w szeregach 09.1996-04.2013

	Pierwsze różnice	HP
	N = 189, $\alpha = 0,1$ i $0,05$	N = 183, $\alpha = 0,1$ i $0,05$
Błąd standardowy reszt	0,048220	0,054073
Skorygowany R-kwadrat	0,743211	0,947446
Postać liniowa	tak	tak
DW	1,996998	1,244495
Jednorodność reszt	tak	tak
Normalność reszt	nie	tak
AIC	-598,1262	-527,0209
HQC	-582,3665	-497,0987

	Pierwsze różnice	HP
	N = 189, $\alpha = 0,1$ i $0,05$	N = 183, $\alpha = 0,1$ i $0,05$
BIC	-559,2253	-453,2027
Logarytm wiarygodności	311,0631	286,5104
F	F(11, 177) 50,46525	F(22, 160) 150,1422
Autokorelacja składnika losowego	tak	tak
Współliniowość	nie	tak

Źródło: obliczenia własne w GRETL.

Tabela 13. Zmienne istotne statystycznie uzyskane metodą regresji *a posteriori* w szeregach 11.2002-04.2013

Pierwsze różnice			HP		
N = 112, $\alpha = 0,05$			N = 109, $\alpha = 0,1$		
zmienna	współczynnik	poziom istotności	zmienna	współczynnik	poziom istotności
d_sp500_dyn	0,456868	***	hp_cac40_d_12	-0,216953	***
d_cac40_dy_13	-0,385082	***	hp_dax_dyn	0,433284	***
d_dax_dyn	0,335378	***	hp_dax_dyn_7	-0,136998	***
d_dax_dyn_4	0,109690	***	hp_aex_dyn	-0,364218	***
d_ftsemib_dyn	-0,229518	***	hp_ibex35_d_2	0,167471	***
d_ftsemib_13	0,257251	***	hp_tsx_dyn_11	0,228569	***
d_atx_dyn	0,276701	***	hp_omxs30_d_4	0,332127	***
d_rts_dyn	0,0711617	***	hp_ftsemib_dyn	-0,177443	**
d_sofix_dyn	0,0817806	**	hp_rts_dyn	0,0954157	***
d_sofix_dyn_9	-0,0612622	**	hp_rts_dyn_14	0,0579637	***
d_omxv_dyn_3	0,0556125	***	hp_sax_dyn	-0,0527105	**
d_ta25_dyn_6	-0,0837691	**	hp_pfts_dyn	-0,0461782	***
d_gbp_dyn_2	0,331394	***	hp_luxx_dyn	0,610720	***
d_cad_dyn	-0,197194	**	hp_sofix_dyn	0,142453	***
			hp_sofix_dy_2	-0,116352	***
			hp_sofix_dy_9	-0,116122	***
			hp_sofix_d_17	-0,0344752	**
			hp_usd_dyn_9	0,137363	**
			hp_usd_dyn_12	-0,536276	***
			hp_gbp_dyn_2	0,189711	***
			hp_gbp_dyn_8	-0,209483	**
			hp_cad_dyn_12	0,418998	***
			hp_czk_dyn	-0,396296	***
			hp_czk_dyn_5	0,750586	***
			hp_sek_dyn_6	-0,268475	***
			hp_huf_dyn_5	0,603156	***
			hp_eur_dyn_5	-0,570976	***

\*\* – poziom istotności 5%, \*\*\* – poziom istotności 1%.

Źródło: obliczenia własne w GRETL.

Tabela 14. Podstawowe statystyki w modelu regresji metodą *a posteriori* w szeregach 11.2002-04.2013

	Pierwsze różnice	HP
	N = 112, $\alpha = 0,05$	N = 109, $\alpha = 0,1$
Błąd standardowy reszt	0,032281	0,023868
Skorygowany R-kwadrat	0,879434	0,990743
Postać liniowa	tak	tak
DW	1,709864	2,303368
Jednorodność reszt	tak	tak
Normalność reszt	tak	tak
AIC	-437,3159	-477,1598
HQC	-420,7712	-438,9594
BIC	-396,5384	-382,9627
Logarytm wiarygodności	233,6580	273,5799
F	F(14, 97) 58,83247	F(34, 74) 340,9682
Autokorelacja składnika losowego	tak	tak
Współliniowość	nie	bardzo duża

Źródło: obliczenia własne w GRETL.

Transformacja filtrem HP doprowadziła do uwzględnienia większej liczby zmiennych niż w przypadku pierwszych różnic, co przełożyło się na zwiększenie poziomu dopasowania, mierzonego poziomem skorygowanego R-kwadrat, ale i na wystąpienie znacznej współliniowości zmiennych objaśniających. Zgodność wystąpiła jedynie w przypadku indeksów: DAX, FTSEMIB, RTS, SOFIX, SOFIX\_9 i waluty: GBP\_2. W przypadku pozostałych zmiennych trudno zidentyfikować podobieństwa.

## 6. Porównanie wyników badań analizy regresji z uwzględnieniem wybranych metod eliminacji zmiennych

W celu porównania wyników uzyskanych badań wzięto pod uwagę indeksy bez uwzględniania ich opóźnień czasowych, gdyż w analizie czynnikowej nie brano ich pod uwagę. Podano zmienne, które w przypadku regresji zmiennych wyznaczonych przez analizę czynnikową pojawiły się przynajmniej raz, uwzględniając wszystkie poprzedniobrane pod uwagę rodzaje regresji (zob. tab. 15-16).

Tabela 15. Zestawienie zmiennych istotnych statystycznie przeprowadzonych analiz w szeregach 09.1996-04.2013

Rodzaje analizy	Pierwsze różnice	Filtr HP
Analiza regresji zmiennych na podstawie wyników analizy czynnikowej	FTSE100 TSX OMXS30 ATX	PX SP500 OMXS30
Analiza regresji <i>a posteriori</i>	PX FTSE100 SP500 TSX OMXS30 RTS GBP CAD	PX FTSE100 SP500 CAC40 DAX IBEX35 TSX RTS SAX GBP CAD SEK

Źródło: opracowanie własne.

Analiza regresji w modelu zawierającym WIG i wybrane w trakcie analizy czynnikowej zmienne charakteryzowała się ograniczonym, w relacji do selekcji metodą *a posteriori*, zestawem zmiennych istotnych. Mimo to dla szeregów 09.1996-04.2013 istnieje pewna zgodność w zakresie uzyskanych wyników. Poważnym problemem jest w tym przypadku nie tyle różnica wyników pomiędzy metodami regresji, ile wpływ zastosowanej metody filtracji na uzyskane wyniki. W tej kwestii pojawiają się znaczne rozbieżności w wynikach. Brak jest wspólnych zmiennych istotnych, które pojawiły się w różnych sposobach filtracji i różnych metodach analizy regresji.

W wynikach analizy szeregów rozpoczynających się w listopadzie 2002 r. (zob. tab. 16) powstają poważne różnice zarówno w zakresie rodzaju analizy regresji, jak i zastosowanego filtra. W przypadku szeregów stanowiących pierwsze różnice brak jest elementów wspólnych między wynikami różnych regresji.

Biorąc pod uwagę różne metody filtracji oraz zmienne – pierwsze różnice i HP – wyniki analizy pokrywają się, w przypadku zmiennych opartych na analizie czynnikowej tylko co do indeksu OMXS30. W większym natomiast stopniu wyniki analizy pokrywają się w metodzie regresji *a posteriori* (CAC40, DAX, FTSEMIB, RTS, SOFIX, GBP, CAD). Zaobserwowany większy zakres podobieństwa między różnymi metodami analizy regresji w przypadku zastosowania

Tabela 16. Zestawienie zmiennych istotnych statystycznie przeprowadzonych analiz w szeregach 11.2002-04.2013

Rodzaj analizy	Pierwsze różnice	Filtr HP
Analiza regresji zmiennych z czynników bez opóźnień	PX TSX OMXS30	FTSE100 DAX IBEX35 OMXS30 BUX RTS SOFIX TA25 OMXT
Analiza regresji <i>a posteriori</i>	SP500 CAC40 DAX FTSEMIB ATX RTS SOFIX OMXV TA25 GBP CAD	CAC40 DAX AEX IBEX35 TSX OMXS30 FTSEMIB RTS SAX PFTS LUXX SOFIX USD GBP CAD CZK SEK HUF EUR

Źródło: opracowanie własne.

filtra HP jest spowodowany najprawdopodobniej zjawiskiem współliniowości zmiennych, które miało miejsce w przypadku każdej z analiz<sup>17</sup>.

<sup>17</sup> W związku z tak dużymi rozbieżnościami dokonano jeszcze jednego rodzaju analizy – analizy czynnikowej z uwzględnieniem opóźnień, które stanowiły podstawę do dokonania regresji *a posteriori* (zob. pkt 5), znajdujących się w tabelach 9-10. Nie udało się przeprowadzić analizy czynnikowej zmiennych opóźnionych czasowo przefiltrowanych filtrem HP z powodu źle uwarunkowanej macierzy korelacji. Spowodowane jest to bardzo wysokim poziomem współliniowości wszystkich zmiennych HP, który to uwidocznił się podczas analizy regresji *a posteriori* we wszystkich szeregach czasowych (podobne analizy zostały przeprowadzone wstępnie także z użyciem filtru Butterwortha dla analizowanych szeregów i w analizie regresji testy potwierdziły bardzo wysoki stopień współliniowości zmiennych – VIF wynosił w przypadku niektórych powyżej 1000). W przeprowadzonych analizach wyodrębniły się dwie prawidłowości:

## 7. Wnioski

Wnioski z przeprowadzonych badań dotyczą trzech obszarów: wpływu metody filtrowania, wpływu metody redukcji zmiennych na parametry współzależności procesów oraz wyników uzyskanych na podstawie przyjętej metodologii.

Na podstawie wyników badań można jednoznacznie stwierdzić, iż bardzo duży wpływ na wyniki analizy regresji ma wybór metody filtrowania danych. Wyniki uzyskane dzięki użyciu filtra HP uwzględniają większą liczbę zmiennych i charakteryzują się lepszym dopasowaniem mierzonym poziomem skorygowanego R-kwadrat, jednakże mechaniczny sposób wyodrębniania składnika cyklicznego (wygładzenie szeregu) powoduje zwiększenie podobieństwa między szeregami czasowymi i powstanie cykli pozornych, które przekładają się na występowanie problemu współliniowości procesów. Dlatego bardziej zasadne wydaje się w tym konkretnym przypadku zastosowanie zmiennych stanowiących pierwsze różnice<sup>18</sup>.

Biorąc pod uwagę wpływ metody redukcji zmiennych, stwierdzić można, iż analiza czynnikowa przyczynia się do zredukowania ich liczby i pozwala wyodrębnić strukturę badanej zbiorowości, czego dowodem jest każdorazowe rozdzielanie do osobnych składowych indeksów giełdowych i kursów walut oraz opóźnień czasowych analizowanych zmiennych. Jednakże taki sposób redukcji nie wydaje się odpowiedni w przypadku szeregów zawierających dane finansowe. Rozdzielenie zmiennych do nieskorelowanych czynników jest wynikiem arbitralnych decyzji dotyczących liczby czynników, a także uwzględnienia kierunku, a nie siły oddziaływania analizowanego zjawiska, co ma znaczenie przy badaniach koniunkturalnych. Ponadto spada znaczenie zmiennych w miarę przesuwania ich do dalszych czynników, gdyż zjawisko to wymusza zastosowanie wag w przypadku użycia wyodrębnionych czynników w analizie regresji. Reasumując, analiza czynnikowa nie stanowi odpowiedniej metody eliminacji zmiennych w przypadku danych finansowych opóźnionych czasowo i w przypadku badania koniunktury na wybranym obszarze rynku.

---

1. Dla zmiennych pierwszych różnic zmiana liczby wyodrębnionych czynników nie miała wpływu na skład pierwszego faktora. W przypadku zmiennych uzyskanych za pomocą filtra HP ta zasada nie obowiązywała.

2. Zwiększenie liczby czynników spowodowało pogrupowanie zmiennych według opóźnienia w czasie, na przykład w szeregach 2002-2013 dla pierwszych różnic w pierwszym czynniku znalazły się zmienne bez opóźnień, w trzecim czynniku zmienne opóźnione o 13 miesięcy, w czwartym o 4 miesiące. W przypadku szeregów czasowych zmiennych pierwszych różnic, wprowadzenie zmiennych opóźnionych nie miało żadnego wpływu na wyniki analizy czynnikowej, dla szeregów przekształconych filtrem HP wyniki analizy regresji dla zmiennych opóźnionych były identyczne jak w pkt 5.

<sup>18</sup> Por. Z. Wośko, op. cit., s. 87-96.

Zastosowanie różnicowania zmiennych i analizy czynnikowej jako metody redukcji wskazuje na silne związki giełdy polskiej z giełdą kanadyjską i szwedzką w każdym szeregu oraz giełd z grupy CEESEG<sup>19</sup>. W szeregach rozpoczynających się od listopada 2002 r., mimo uwzględnienia większej liczby zmiennych objaśniających, liczba istotnych zmiennych była mniejsza. Różnicowanie zmiennych wraz z zastosowaniem selekcji *a posteriori* wskazuje na inny zestaw zmiennych objaśniających. Jest on większy ze względu na metodę eliminacji. Zmiennymi wspólnymi są jedynie indeksy SP500, RTS oraz indeks jednej z giełd CEESEG, według schematu przedstawionego przy różnicowaniu z zastosowaniem analizy czynnikowej, jeden z indeksów giełd należących do LSE GROUP<sup>20</sup> i kursy walut: GBP i CAD.

Wyniki uzyskane dzięki zastosowaniu filtra HP, a następnie analizy czynnikowej jako metody redukcji zmiennych, również nie dostarczają spójnych informacji dotyczących związków pomiędzy indeksem WIG a pozostałymi. Jedynym elementem wspólnym jest indeks giełdy szwedzkiej. Z kolei zastosowanie selekcji *a posteriori* dla tych zmiennych wskazuje na związki pomiędzy indeksem WIG a indeksami grupy CEESEG, LSE/BME, NYSE Euronext i NASDAQ OMX, czyli najważniejszymi graczami na światowym rynku finansowym.

Przeprowadzona analiza regresji nie prezentuje informacji o związkach przyczynowo-skutkowych między indeksami. Wyniki świadczą jedynie o podobnym przebiegu wybranych wskaźników finansowych. Istnieją ogniwa pośrednie w procesie przekazywania impulsów między indeksami, których występowanie może wpływać na wyniki badań<sup>21</sup>, jednakże z uwagi na ograniczony zakres pracy nie stanowiły one przedmiotu analizy.

<sup>19</sup> W szeregach rozpoczynających się od 09.1996 jako zmienną istotną uznano indeks giełdy wiedeńskiej, w szeregach krótszych – indeks giełdy praskiej. Zjawisko to można wytłumaczyć poziomem dojrzałości danego rynku finansowego. Giełdy czeska i austriacka są mocno ze sobą związane, ale z uwagi na krótki okres funkcjonowania praskiego parkietu występowały na nim znaczne wahania notowań, które ustabilizowały się z czasem, w miarę rozwoju rynku i wzrostu poziomu doświadczenia inwestorów. Stąd w pierwszym okresie silniejszy wpływ indeksu ATX, a w dalszych latach indeksu PX, który tak jak WIG zaliczany jest do wskaźników reprezentujących rynki wschodzące. Dodatkowo w szeregach 09.1996-04.2013 pojawił się wśród istotnych indeks FTSE100.

<sup>20</sup> W tym przypadku schemat podobny jak dla giełd CEESEG: FTSE100 pojawia się w szeregach dłuższych, a FTSEMIB w szeregach krótszych.

<sup>21</sup> A. Kodym, *Wpływ kryzysu na giełdzie amerykańskiej w latach 2007-2009 na kształtowanie się indeksów giełdowych wybranych rynków wschodzących Europy Środkowowschodniej – Polski i Węgier: Rynek finansowy w badaniach ilościowych*, red. W. Przybylska-Kapuścińska, CeDeWu Sp. z o.o., Warszawa 2011 s. 97-115.

## Zakończenie

Trudno dokonać jednoznacznej interpretacji uzyskanych wyników, gdyż wpływa na nie wybór metody filtracji i eliminacji zmiennych. Brak wyraźnego związku WIG z jednym, wybranym, indeksem świadczyć może jedynie o procesie ewolucji omawianych giełd światowych oraz o zmianach architektury międzynarodowego systemu finansowego, które to powodują zmiany przekazywania impulsów między ogniwami systemu. Podkreślić należy, iż omawiane procesy stanowią niewielki wycinek zjawisk, zaliczanych do międzynarodowych warunkowań koniunktury giełdowej. Ten ograniczony wybór może stanowić jednak podstawę do dalszych badań w tej materii i powiększenia zestawu zmiennych.

## Literatura

- Bernat T., *Zastosowanie filtru Hodricka Prescottta w badaniach makroekonomicznych*, mikroekonomia.net/system/publication\_files/1084/original/0.pdf?1315294699 [15.11.2013].
- Cohen D.S., *Linear Data Transformations Used in Economics*, (December 2001). Federal Reserve Board, FEDS Working Paper No. 2001, 59. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=295624> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.295624> [10.10.2013].
- Hodrick R.J., Prescott E.C., *Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*, „Journal of Money, Credit and Banking”, Vol. 29, No. 1 (Feb., 1997), Published by: Blackwell Publishing, p. 3. [www.jstor.org/stable/2953682](http://www.jstor.org/stable/2953682) [15.11.2013].
- Kodym A., *Wpływ kryzysu na giełdzie amerykańskiej w latach 2007-2009 na kształtowanie się indeksów giełdowych wybranych rynków wschodzących Europy Środkowowschodniej – Polski i Węgier. Rynek finansowy w badaniach ilościowych*, red. W. Przybylska-Kapuścińska, CeDeWu Sp. z o.o., Warszawa 2011.
- Kufel T., *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*, wyd. 3 zm., WN PWN, Warszawa 2011.
- Kufel T., *Postulat zgodności w dynamicznych modelach ekonometrycznych*, Wyd. Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń 2002.
- Łuczyński W., *Wykorzystanie największego wykładnika Lapunowa w prognozowaniu indeksów giełdowych DJIA i WIG*, w: *Zastosowanie metod ilościowych w finansach i ubezpieczeniach*, red. S. Forlicz, CeDeWu Sp. z o.o., Warszawa 2012.
- Rocznik Giełdowy 1996-2013*, [www.gpw.pl/roczniki\\_gieldowe](http://www.gpw.pl/roczniki_gieldowe) [10.10.2013].
- Rocznik Statystyki Giełdowej 1992-1995*, [www.gpw.pl/roczniki\\_gieldowe](http://www.gpw.pl/roczniki_gieldowe)
- Stanisz A., *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny*, t. 3: *Analizy wielowymiarowe*, StatSoft Polska Sp. z o.o., Kraków 2007.
- Wośko Z., *Czy filtry liniowe są przydatnym narzędziem badania koniunktury? Analiza spektralna na przykładzie ankietowych wskaźników koniunktury*, w: *Koniunktura gospodarcza. Od banki internetowej do kryzysu subprime*, red. J. Czech-Rogosz, J. Pietrucha, R. Żelazny, Wyd. C.H. Beck, Warszawa 2009.
- [gretl.sourceforge.net](http://gretl.sourceforge.net) [3.08.2013].
- [www.bolsasymercados.es/ing/home.htm](http://www.bolsasymercados.es/ing/home.htm) [3.08.2013].
- [www.bourse.lu](http://www.bourse.lu) [3.08.2013].



[www.bse.hu](http://www.bse.hu) [3.08.2013].  
[www.ceeseg.com](http://www.ceeseg.com) [3.08.2013].  
[www.cse.com.cy](http://www.cse.com.cy) [3.08.2013].  
[www.deutsche-boerse.com](http://www.deutsche-boerse.com) [21.08.2013].  
[www.fese.be](http://www.fese.be) [21.08.2013].  
[www.ftse.com](http://www.ftse.com), [21.08.2013].  
[www.money.pl](http://www.money.pl) [13.09.2013].  
[www.nasdaqomxbaltic.com/en](http://www.nasdaqomxbaltic.com/en) [13.08.2013].  
[www.nasdaqomxnordic.com](http://www.nasdaqomxnordic.com) [13.08.2013].  
[www.nbp.pl/home.aspx?f=/kursy/kursy\\_archiwum.html](http://www.nbp.pl/home.aspx?f=/kursy/kursy_archiwum.html) [3.08.2013-10.10.2013].  
[www.nyse.com](http://www.nyse.com) [3.08.2013].  
[www.nyx.com](http://www.nyx.com) [3.08.2013].  
[www.pfts.com](http://www.pfts.com) [3.08.2013].  
[www.pse.cz](http://www.pse.cz) [3.08.2013].  
[www.rts.ru](http://www.rts.ru) [3.08.2013].  
[www.standardandpoors.com](http://www.standardandpoors.com) [3.08.2013-10.10.2013].  
[www.statsoft.com](http://www.statsoft.com) [3.08.2013].  
[www.stooq.pl](http://www.stooq.pl) [3.08.2013-10.10.2013].  
[www.tmx.com](http://www.tmx.com) [3.08.2013].  
[www.wiener.borse.at](http://www.wiener.borse.at) [3.08.2013].

### **An attempt to econometrical identification of the international determinants of stock market situation in Poland in the years 1996-2013**

**Summary.** The article is an attempt to combine two methods of reduction: factor analysis and selection *a posteriori*. The subject of the study is the relation between selected financial indicators and the WIG index. The main objective of the study is to verify the usefulness of factor analysis as a method of reduction of variables including the influence of filter method on the results of the analysis. The results of the regression analysis, in which variables were chosen by *a posteriori* method, were taken as a reference mark.

**Key words:** Hodrick–Prescott filter, regression analysis, selection a posteriori, factor analysis, stock indices