

MATERIAŁY I STUDIA

Zeszyt nr 290

Ceny, płace i sytuacja na rynku pracy
w Polsce – analizy oparte na modelu
wektorowej korekty błędem

Sylwia Roszkowska

Warszawa, 2013 r.

Sylwia Roszkowska – Instytut Ekonomiczny Narodowego Banku Polskiego i Katedra Makroekonomii Uniwersytetu Łódzkiego, e-mail: sylwia.roszkowska@nbp.pl. Opracowanie wyraża wyłącznie poglądy autorki i nie powinno być utożsamiane z poglądami instytucji, w których pracuje.

Projekt badawczy został zrealizowany w ramach konkursu Komitetu Badań Ekonomicznych NBP na projekty badawcze przeznaczone do realizacji przez pracowników NBP i osoby spoza NBP.

Projekt graficzny:
Oliwka s.c.

Skład i druk:
Drukarnia NBP

Wydął:
Narodowy Bank Polski
Departament Edukacji i Wydawnictw
00-919 Warszawa, ul. Świętokrzyska 11/21
tel. 22 653 23 35, fax 22 653 13 21

© Copyright Narodowy Bank Polski, 2013

ISSN 2084–6258

Materiały i Studia są rozprowadzane bezpłatnie

Dostępne są również na stronie internetowej NBP: <http://www.nbp.pl>

Wstęp	3
1. Podstawy teoretyczne	5
2. Dane	9
3. Model ekonometryczny w postaci zredukowanej (VAR) dla rynku pracy	16
4. Identyfikacja struktury długookresowej	19
5. Wspólne trendy stochastyczne	22
6. Identyfikacja struktury krótkookresowej i dostosowań	24
7. Analiza odpowiedzi na szoki	26
8. Stopa bezrobocia równowagi	28
Podsumowanie i wnioski	34
Bibliografia	37
Aneks	41

Streszczenie

Celem opracowania jest analiza długookresowych zależności pomiędzy płacami, cenami i sytuacją na rynku pracy w Polsce z uwzględnieniem wybranych instytucji tego rynku. W analizach uwagę skupiono na zmiennych makroekonomicznych opisujących sytuację na rynku pracy, tj. płace, stopę bezrobocia, odsetek bezrobotnych długookresowo, płace minimalne, produktywność pracy i płace względne w sektorach uzwiązkowionych, oraz ceny, stopę procentową i kurs walutowy.

Analizy prowadzone są z wykorzystaniem danych o częstotliwości kwartalnej za okres 1995–2011 i zastosowaniem modeli VAR/VECM. Zastosowanie tego typu modeli pozwala na identyfikację relacji długookresowych, wspólnych trendów stochastycznych oraz dostosowań w analizowanym systemie.

Podstawowe wnioski płynące z prowadzonych analiz są następujące. W analizowanym okresie można potwierdzić występowanie rozszerzonej krzywej Phillipsa w gospodarce polskiej, jak również dostosowania cen zgodnie z efektem Ballasy-Samuelsona. Ponadto, sztywności rynku pracy mają wpływ na kształtowanie się płac realnych i presji na wzrost płac.

Słowa kluczowe: analiza kointegracyjna, metoda Johansena, rynek pracy

JEL: J01, C52, C51

Wstęp

Celem opracowania jest analiza związków pomiędzy cenami, płacami i sytuacją na rynku pracy w Polsce. W szczególności istotne znaczenie będą miały analizy nie tylko wielkości, ale też struktury bezrobocia na kształtowanie się cen i płac. Dodatkowo do zestawu zmiennych opisujących sytuację na rynku pracy włączono instytucje związane z płacą minimalną i stopniem uzwiązkowienia. Aby zapewnić kompleksowość analizy, zgodnie ze stosowanym w literaturze podejściem, model uzupełniony został o inne zmienne makroekonomiczne, tj. wydajność pracy, stopy procentowe, kurs walutowy. Ponadto, w oparciu o zbudowany model podjęta została próba wyznaczenia bezrobocia równowagi.

Analizy prowadzone w opracowaniu koncentrują się na m.in. wpływie sytuacji na rynku pracy na płace i ceny, zmianach cen relatywnych oraz kształtowaniu się stopy bezrobocia równowagi. Z punktu widzenia polityki pieniężnej istotna jest analiza sytuacji na rynku pracy, która poprzez wpływ na presję płacową przekłada się na ceny.

W opracowaniu weryfikowane są hipotezy badawcze związane m.in. z istnieniem długookresowej relacji pomiędzy płacami, cenami i charakterystykami rynku pracy, występowaniem w gospodarce polskiej efektu Ballasa-Samuelsona oraz występowaniem rozszerzonej krzywej Phillipsa.

Analizy prowadzone są z zastosowaniem modeli typu VAR i VECM. Podejście to umożliwia identyfikację długookresowych relacji pomiędzy analizowanymi zmiennymi makroekonomicznymi, identyfikację wspólnych trendów stochastycznych oraz krótkookresowych dostosowań. Należy podkreślić, że w opracowaniu w jak największym stopniu skoncentrowano się na tym, aby analizować relacje płynące z informacji zawartych w danych (Hoover et al., 2008; Juselius, 2011). Ponadto, w ramach takiego podejścia wyznaczone zostają funkcje odpowiedzi na szoki. Z kolei bezrobocie równowagi zostaje wyznaczone w oparciu o oszacowane parametry rozszerzonej krzywej Phillipsa.

Specyfikacja modelu została wybrana na gruncie istniejącej literatury (por. m.in. Juselius, 2006, Marques et al., 2010; Fabiani et al., 2001; Carstensen, Hansen,

2000; King, Morley, 2007; Llaudes, 2005; Ball, Mankiw, 2002; Welfe, Osiewalski, 1998; Blanchard, Katz, 1997).

Struktura opracowania jest następująca. W części 1 przedstawiono podstawy teoretyczne będące podstawą do strukturalizacji modelu VAR. Część 2 stanowi analizy wybranych danych makroekonomicznych w okresie 1995–2011 (częstotliwość kwartalna), w szczególności skupiono uwagę na prezentacji danych związanych z rynkiem pracy. W części 3 sformułowany został wyjściowy model VAR, w części 4 dokonana została identyfikacja struktury długookresowej. W kolejnej, 5 części, zidentyfikowano wspólne trendy stochastyczne. Z kolei, część 6 stanowi próbę identyfikacji części krótkookresowej i dostosowań. W części 7 przeprowadzono analizę odpowiedzi na szoki. Część 8 zawiera krótkie omówienie teorii bezrobocia równowagi. W części tej na podstawie uzyskanych oszacowań wyznaczone zostało bezrobocie równowagi. Ostatnia część zawiera podsumowanie i podstawowe wnioski płynące z prowadzonych analiz.

1. Podstawy teoretyczne

W tej części opracowania zaprezentowane zostaną teoretyczne podstawy funkcjonowania rynku pracy. Celem tej części jest zarysowanie pewnych relacji pomiędzy zmiennymi makroekonomicznymi, które mogą być testowane i weryfikowane empirycznie. Prezentowane poniżej podstawy teoretyczne stanowią zatem punkt wyjścia do wyboru zmiennych makroekonomicznych, a następnie testowania zależności pomiędzy nimi.

Bardzo często zależności zachodzące na rynku pracy można opisać wykorzystując modele negocjacji płacowych pomiędzy pracodawcami i pracownikami (zrzeszonymi np. w związki zawodowe). W teoretycznym podejściu ustalania płac na podstawie negocjacji płac zakłada się, że rynek nie jest doskonale konkurencyjny, a poziom płac ustalany jest na drodze negocjacji płacowych pomiędzy pracodawcami i pracownikami (Layard et al., 1991). W modelach tego typu przyjmuje się, że przedsiębiorstwa dążą do maksymalizacji zysku (marży), zaś pracownicy do maksymalizacji użyteczności konsumpcji. Rozwiązanie zależy od siły przetargowej obu stron i jest średnią ważoną (siłą przetargową) płacy w cenach konsumenta i płacy w cenach producenta skorygowanej o produktywność. Zatem płaca obserwowana na rynku zależy w takim ujęciu m.in. od produktywności, sytuacji na rynku pracy (w tym również instytucji rynku pracy), realnej stopy procentowej, cen krajowych i zagranicznych (cen konsumenta, producenta, importu czy kursu walutowego).

Zatem równanie płac ma następującą postać:

$$WR = f_1(Y, U, R - \Delta CPI, CPI - PPI, E, IMP) \quad (1),$$

przy czym: WR to logarytm płacy realnej, Y to logarytm produktywności pracy (produkt na pracującego), U to stopa bezrobocia; R to stopa procentowa, CPI to logarytm indeksu cen i usług konsumpcyjnych, PPI to logarytm indeksu cen producenta, E to logarytm realnego kursu walutowego, IMP to logarytm deflatora importu.

W równaniu (1) zakłada się, że wzrost produktywności powoduje wzrost płac, tj. $\partial f_1 / \partial Y > 0$, gdyż wzrost produktywności przekłada się na wzrost zyskowności przy danych kosztach oraz spowoduje, że pracodawcy godzić się będą na wzrost płac. Ponadto, gdy stopa bezrobocia jest wysoka to pracownicy nie będą oczekiwać podwyżek płac w obawie przed utratą pracy, stąd $\partial f_1 / \partial U \leq 0$. Na ogół należy spodziewać się, że im bardziej sztywny będzie rynek pracy tym wolniejsze dostosowania. Większa płaca może być również wynikiem wzrostu cen relatywnych (klina cenowego), w szczególności, gdy pracownicy są w stanie wynegocjować wyższe płace na skutek rosnących kosztów życia. Co więcej, wzrost realnych stóp procentowych oraz deprecjacja waluty krajowej wpływały będą na wzrost płac, co wynika z tego, że wzrost stóp oraz deprecjacja waluty i/lub wzrost cen importu będą powodowały wzrost kosztów dla przedsiębiorstw a przez to, przy stałej produktywności, obniżenie marży.

Analizy różnych miar cen (konsumenta, producenta i zagranicznych) wymagają sformułowania oczekiwanych relacji pomiędzy nimi. Na temat zależności (w szczególności tych stacjonarnych czy równowagowych) pomiędzy różnymi cenami można znaleźć kilka badań (por. m.in. Banerjee, Russell, 2005). Wydaje się, że w dalszych analizach najbardziej odpowiednia będzie analiza relacji pomiędzy cenami przez pryzmat relacji pomiędzy płacami (por. Juselius, 2006). Różnica pomiędzy płacami od strony producenta (W-PPI) i konsumenta (W-CPI) sprowadza się do klina cenowego (CPI-PPI), który może być traktowany jako miara konkurencyjności. Gdy mamy do czynienia sytuacją, w której ceny kształtowane są na podstawie zakładanej marży i w której płace rosną w jednym sektorów wówczas ceny konsumenta wzrosną, a ceny producenta wzrosną w mniejszym stopniu, aby nie została utracona konkurencyjność. W sytuacji rynkowego systemu kształtowania cen i dużej konkurencji na rynku produktu wzrost płac przełoży się na mniejszy wzrost cen producenta niż konsumenta, aby uniknąć utraty konkurencyjności. Stąd pozytywna i statystycznie istotna relacja pomiędzy produktywnością i klinem cenowym może świadczyć o poprawie konkurencyjności. Stąd mamy:

$$\text{CPI} - \text{PPI} = f_2(Y, U, R - \Delta\text{CPI}, E) \quad (2).$$

Powyższa relacja jest zbliżona do efektu Balassa-Samuelsona zgodnie z którym, w gospodarkach doganiających wzrost płac wynikający ze wzrostu produktywności przełoży się na wzrost cen krajowych, jednak w warunkach konkurencji z dobrami importowanymi spowoduje mniejszy wzrost cen w sektorze dóbr handlowych (cen producenta) niż cen dóbr i usług konsumpcyjnych. Inaczej ujmując, z efektem Balassa-Samuelsona mamy do czynienia jeśli w gospodarce doganiającej wzrostowi produktywności pracy towarzyszy wzrost stopy inflacji oraz aprecjacja waluty krajowej (Juselius, Ordonez, 2009). Można przyjąć, że stopa inflacji w tym przypadku opisana jest następującym równaniem:

$$\Delta\text{CPI} = f_3(\text{CPI} - \text{PPI}, E, Y) \quad (3),$$

dodatkowo jeśli $\partial f_3 / \partial (\text{CPI} - \text{PPI}) = \partial f_3 / \partial E$ to nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o występowaniu efektu Balasa-Samuelsona (King et al., 1991).

Dodatkowo, zmiany poziomu cen mogą być rozpatrywane przez pryzmat krzywej Phillipsa (Phillips, 1958). Założenie o racjonalnym zachowaniu podmiotów prowadzi do tego, że weryfikacja hipotezy o występowaniu tradycyjnej krzywej Phillipsa może się nie powieść (Phleps, 1967). Może się bowiem okazać, że wzrost płac nie wynika ze wzrostu produktywności pracy i prowadzi do przyspieszenia inflacji. Stąd też tradycyjna krzywa Phillipsa rozszerzona zostaje m.in. o produktywność bądź inne charakterystyki zawierające informację o przebiegu cyklu koniunkturalnego (por. np. Manning, 1993; Ball, Mankiw, 2002; Batini et al., 2005; Rudd, Whelan, 2005; Gali et al., 2005; Russell, Banerjee, 2008). Weryfikacji krzywej Phillipsa można dokonać w oparciu o równanie:

$$\Delta\text{CPI} = f_4(U, Y) \quad (4),$$

przy czym zgodnie z założeniami oczekiwać należy, że $\partial f_4 / \partial U < 0$.

Według innej formuły zmiany cen można również opisać za pomocą następującego schematu (Phelps, 1998):

$$\Delta\text{CPI} = f_5(U, R) \quad (5),$$

gdzie należy oczekiwać $\partial f_4 / \partial R > 0$, a stopę procentową traktować albo jako koszt pozyskania kapitału albo jako zmienną zawierającą informację o oczekiwaniach inflacyjnych. Wprowadzenie realnej stopy procentowej, jako ceny obligacji publicznych, do równania cen jest uzasadnione jeśli kapitał traktuje się jako zmienną endogeniczną oraz przyjmuje się, że kapitał i siła robocza nie są mobilne w tym samym stopniu. W przypadku małej gospodarki otwartej i w warunkach, w których stopa procentowa jest dana z rynków światowych, wiąże ona kapitałochłonność i produktywność, co wpływa na kształtowanie się cen. Wzrost stóp procentowych prowadzi do zmniejszenia intensywności kapitału, konieczności obniżenia kosztów pracy i wzrostu bezrobocia (w takim przypadku krzywa cen jest pozioma).

2. Dane

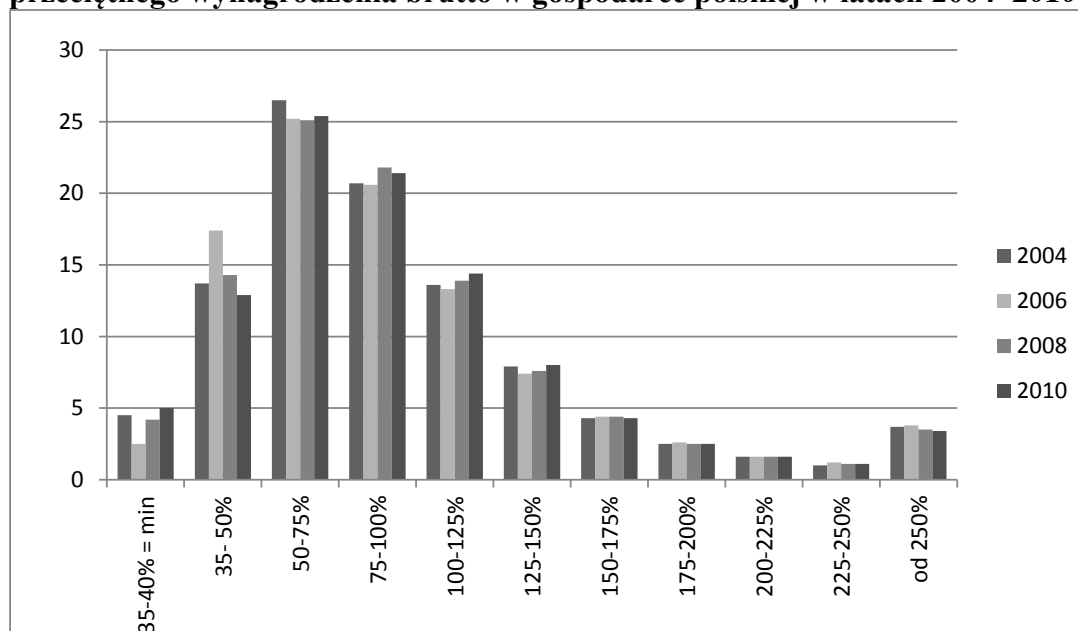
Zaprezentowane w poprzedniej części podstawy teoretyczne stały się podstawą wyboru zmiennych wykorzystanych, w dalszej części, w analizach zależności pomiędzy dynamiką cen, płac i sytuacją na rynku pracy w Polsce. Poza danymi wykorzystywanymi w tego typu analizach (por. m.in. Juselius, 2006; Juselis, Ordnoez, 2009; Marquez, 2009; Duarte, Marques, 2009), do których zalicza się płace realne, produktywność pracy, indeks cen dóbr i usług konsumpcyjnych, indeks cen producenta, indeks cen importu (i/lub kurs walutowy) oraz stopę procentową wykorzystano również zmienne w szerszy sposób opisujące sytuację na rynku pracy w Polsce.

Na ogół sytuacja na rynku pracy jest opisywana za pomocą stopy bezrobocia (Layard et al., 1991; Kwiatkowski, 2002a; Juselius, 2006). W prowadzonych analizach zdecydowano się na skorygowanie stopy bezrobocia o zasób bezrobotnych długookresowo (tj. pozostających w tym zasobie 12 miesięcy bądź dłużej). Ta korekta wynika z dwóch przesłanek. Po pierwsze, bezrobotni długookresowo to bardzo często osoby, które nie poszukują pracy i przebywają w zasobie bezrobocia, aby otrzymywać ubezpieczenie zdrowotne i pracują w szarej strefie. Jest to skutkiem powszechnego traktowania samego faktu rejestracji w urzędzie pracy jako poszukiwania pracy. Tym samym ankietowane w BAEL osoby na pytanie o aktywne poszukiwanie pracy odpowiadają twierdząco, gdy są zarejestrowane w urzędzie pracy, nawet gdy w żaden sposób jej nie poszukują (por. Góra, 2005). Po drugie, w przypadku gospodarek z dynamicznymi procesami zachodzącymi na rynku pracy należy uwzględnić efekt histerezy, w szczególności w kształtowaniu się stopy bezrobocia równowagi (por. Kwiatkowski et al., 2009; Greszta et al., 2011). Jedną z przyczyn histerezy bezrobocia jest deprecjacja kapitału ludzkiego (Blanchard, Summers, 1986; Layard et al. 1991). Szczególną rolę według tego ujęcia przypisuje się bezrobociu długookresowemu. Można przyjąć, że osoby pozostające przez długi czas w zasobie bezrobocia tracą nabyte umiejętności i kwalifikacje, a przez to ich szanse na znalezienie pracy maleją. Skala bezrobocia długookresowego w Polsce jest też znacząca – bezrobotni długookresowo stanowili w analizowanym

okresie ok. 40–50% bezrobotnych ogółem, z tego około połowę stanowili bezrobotni pozostający w tym zasobie ponad 2 lata.

Ponadto, do zmiennych opisujących sytuację na rynku pracy zaliczono relację płacy minimalnej do przeciętnej oraz relacje płac w sektorach „strajkujących” (dalej zwanych sektorami strajkującymi bądź uzwiązkowionymi) do płac w pozostałych sektorach. Jeśli chodzi o wpływ płacy minimalnej na podstawowe charakterystyki rynku pracy (zatrudnienie, bezrobocie i płace) to wpływ ten zależy od tego jak funkcjonuje rynek pracy (Cahuc, Zylberberg, 2004). Jeśli założy się, że rynek pracy jest doskonale konkurencyjny to wzrost płacy minimalnej ponad płacę równoważącą rynek spowoduje wzrost bezrobocia i spadek zatrudnienia. Z kolei teoria poszukiwań i dopasowań sugeruje, że wzrost płacy minimalnej ponad płacę równoważącą rynek, może spowodować spadek bezrobocia przez to, że poszukujący pracy podejmować będą większe wysiłki związane ze znalezieniem pracy (Petrongolo, Pissarides, 2006). Często jest tak, że płaca w okresie po przebywaniu w zasobie bezrobocia jest na poziomie zbliżonym do płacy minimalnej i stąd wzrost tej ostatniej może spowodować, że bezrobotni chętniej opuszczą zasób bezrobocia. Należy mieć również na uwadze fakt, że wzrost starań bezrobotnych w znalezieniu pracy przekładał się będzie na trudności w jej znalezieniu. Stąd też, jak już wcześniej wspomniano, na gruncie teorii ekonomii nie można wskazać jednoznacznie kierunku wpływu płacy minimalnej na zmiany innych charakterystyk rynku pracy. Analizując kształtowanie się tej zmiennej (por. rysunek 1A w aneksie) należy stwierdzić, że płaca minimalna stanowiła ok. 35–40% płacy przeciętnej w okresie 1 kw. 1995–4 kw. 2007, w 2008 roku nastąpił wzrost do ok. 44%, a w dalszych latach tendencja malejącą do poziomu ok. 40% w roku 2011. Co prawda nieznaczny odsetek pracujących otrzymuje taką płacę (przeciętnie blisko 5%), ale zgodnie z rozkładem płac zaprezentowanym na rysunku 1 ok. 15% pracowników otrzymuje płace wyższe od minimalnej, ale nieprzekraczające 50% przeciętnego wynagrodzenia w gospodarce. Nie można wykluczyć, że ustawowe zmiany wynagrodzenia minimalnego wpływają również na płace osób zarabiających nieznacznie powyżej płacy minimalnej.

Rysunek 1. Rozkład pracowników zatrudnionych według krotności przeciętnego wynagrodzenia brutto w gospodarce polskiej w latach 2004–2010



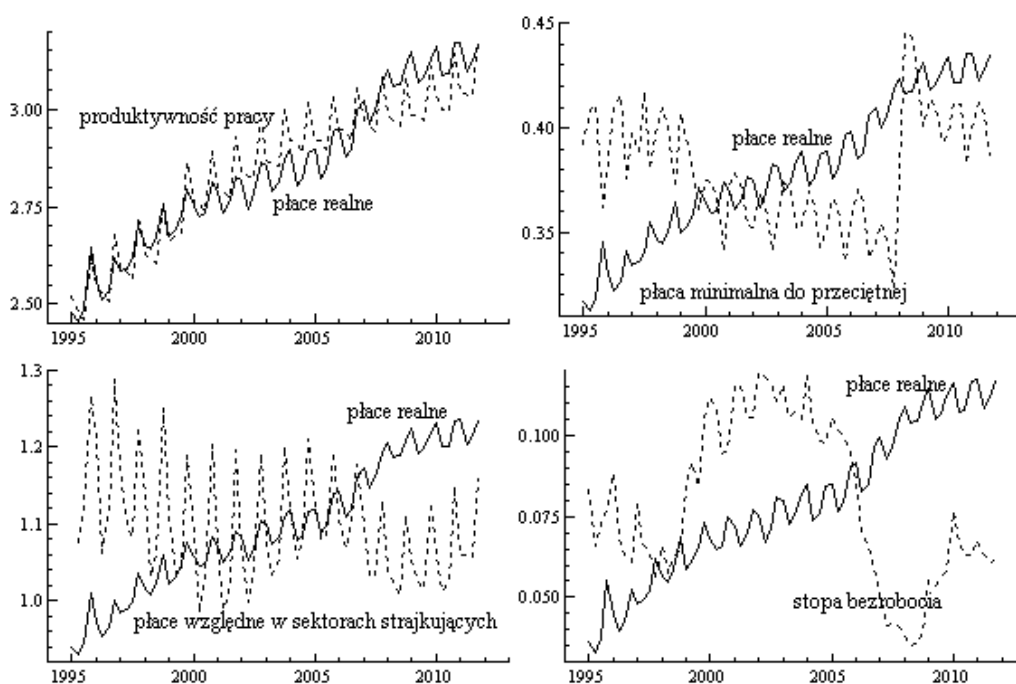
Źródło: *Struktura wynagrodzeń według zawodów*, GUS, różne wydania z lat 2004–2012.

Kolejną wykorzystaną miarą nawiązująca do instytucji rynku pracy jest relacja płacy w sektorach „strajkujących” do płacy w pozostałych sektorach, przy czym za sektory strajkujące¹ uznano górnictwo i kopalnictwo, przetwórstwo przemysłowe oraz edukację (przy wyborze sektorów „strajkujących” kierowano się liczbą uczestników strajków na 1000 pracujących w tych sektorach, por. tablica 1A w aneksie). W analizowanym okresie przeciętne wynagrodzenie w sektorach „strajkujących” było ok. 10% wyższe niż pozostałych. Zmienną tę należy traktować jako miarę sztywności na rynku pracy w Polsce. Można w pewien sposób utożsamiać ją ze stopniem uzwiązkowienia.

¹ Wyboru sektorów strajkujących dokonano w następujący sposób: wyznaczono średnią liczbę pracowników zaangażowanych w strajki na 1000 zatrudnionych w poszczególnych sektorach oraz całej gospodarce, a następnie za sektory strajkujące uznano te, których średni udział zaangażowanych pracowników w średniej liczbie strajkujących w okresie 1995–2008 w gospodarce przekraczał 10%. Nieco poniżej tej granicy były sektory transport, gospodarka magazynowa i łączność oraz ochrona zdrowia i opieka społeczna. Włącznie tych sektorów do sektorów strajkujących nie powodowało znaczących zmian w kształtowaniu się zmiennej UNION, a współczynnik korelacji liniowej dla zmiennej UNION i zmiennej UNION uwzględniającej wspomniane 2 sektory wynosił ok. 0,9.

Analizując wykorzystane dane wydaje się, że warto jest zwrócić uwagę na wspólne trendy w nich występujące oraz zaobserwować ewentualne zależności wynikające z części teoretycznej.

Rysunek 2. Produktywność pracy, płace realne, płace minimalne, płace względne i stopa bezrobocia w gospodarce polskiej w latach 2004–2011 (dane standaryzowane)

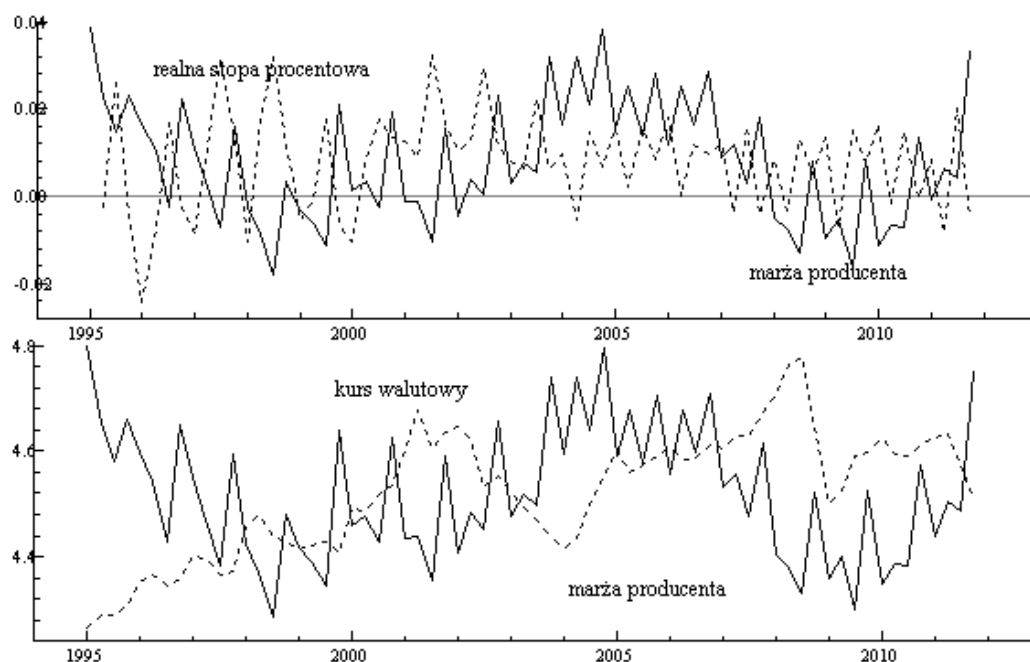


Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Na rysunku 2 przedstawione zostały zmiany płac realnych oraz innych zmiennych rynku pracy w gospodarce polskiej w analizowanym okresie 1995–2011. Z analizy tego rysunku wynika, że produktywność pracy i płace miały zbliżony przebieg. Ponadto, przebieg płac realnych i płacy minimalnej do przeciętnej wskazuje na negatywną zależność między nimi, stąd można oczekiwać, że albo płace minimalne usztywniają dostosowania płacowe albo płace minimalne w analizowanym okresie ustalane były na takim poziomie, aby odzwierciedlać zmiany płac przeciętnych. Można również oczekiwać, że w analizowanym okresie na kształtowanie płac wpływała sytuacja na rynku pracy mierzona stopą bezrobocia krótkookresowego – trudniejsza sytuacja na rynku pracy oddziaływała na mniejsze żądania płacowe już pracujących i niższą dynamikę wynagrodzeń. Być może wzrost

płac w sektorach strajkujących nad tymi w sektorach o mniejszym natężeniu protestów był czynnikiem usztywniającym rynek pracy i oddziaływał na powolniejsze dostosowania płacowe.

Rysunek 3. Marża producenta, stopa procentowa i kurs walutowy w gospodarce polskiej w latach 2004–2011 (dane standaryzowane)

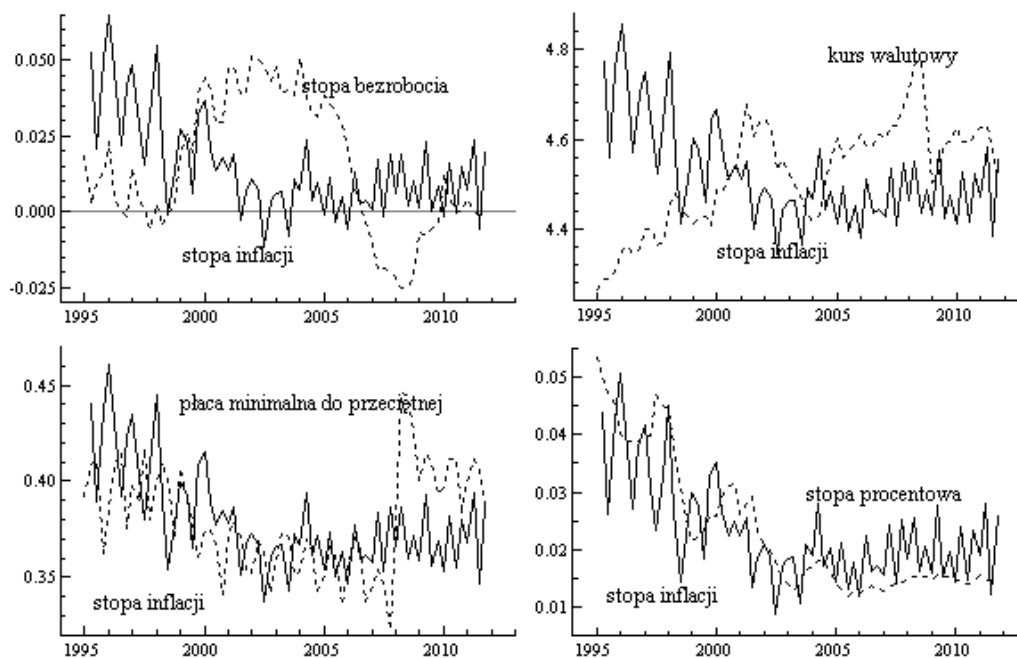


Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Analizując marżę producenta (w najprostszej wersji można przyjąć, że są to różnice między produktywnością pracy a płacami w cenach producenta) wraz z ich podstawowymi determinantami okazuje się, że oczekiwane relacje w pewien sposób odzwierciedlają się w danych. Zmiany realnych stóp procentowych oraz kursu walutowego przebiegały w odwrotnym kierunku niż zmiany wspomnianych marż.

Zaprezentowane na rysunku 4 relacje skłaniają do oczekiwań, iż w gospodarce polskiej występuje ujemna relacja między tempem wzrostu cen i stopą bezrobocia. Ponadto, aprecjacji waluty krajowej towarzyszyło osłabienie procesów inflacyjnych. Wydaje się, że zmiany relacji płac minimalnych do przeciętnych nie przyspieszały inflacji, a co najwyżej oddziaływały na nią w podobnym kierunku jak zmiany stopy bezrobocia (tj. miary sztywności rynku pracy).

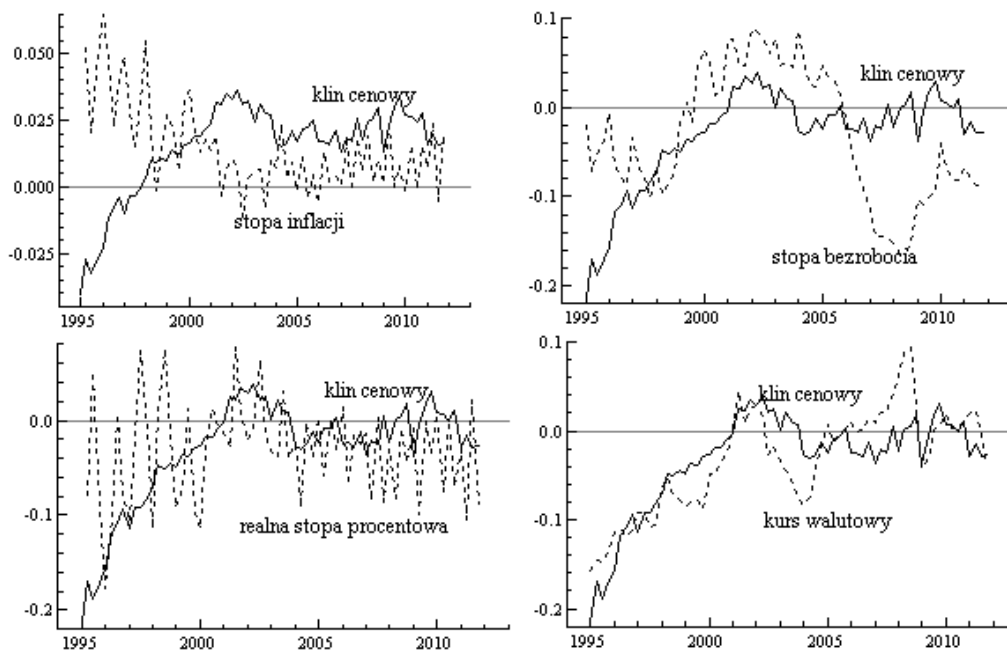
Rysunek 4. Stopa inflacji, płace minimalne, kurs walutowy i stopa procentowa w gospodarce polskiej w latach 2004–2011 (dane standaryzowane)



Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Rysunek 5 zawiera relacje pomiędzy klinem cenowym oraz pozostałymi zmiennymi. Z analizy tych relacji płynię kilka wniosków. Po pierwsze, w gospodarce polskiej w analizowanym okresie następowało zbliżenie się poziomu cen producenta do cen konsumenta, stąd można wnioskować, że następowała poprawa konkurencyjności. Ponadto, przebieg tego stosunku cen wydaje się być pozytywnie skorelowany ze stopą bezrobocia i kursem walutowym. Można również oczekiwać ujemnego wpływu cen krajowych oraz realnej stopy procentowej na klin cenowy.

Rysunek 5. Klin cenowy, stopa inflacji, stopa bezrobocia, kurs walutowy i stopa procentowa w gospodarce polskiej w latach 2004–2011 (dane standaryzowane)



Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS.

3. Model ekonometryczny w postaci zredukowanej (VAR) dla rynku pracy

Powyższe rozważania teoretyczne i analiza kształtowania się zmiennych stały się punktem wyjścia do konstrukcji modelu VAR pozwalającego uwzględnić w analizach wspomniane zmienne makroekonomiczne dla gospodarki polskiej.

Model VAR dla tego zadania jest postaci (por. też np. Juselius, 2006):

$$\mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \sum_{s=1}^S \boldsymbol{\Pi}_s \mathbf{x}_{t-s} + \boldsymbol{\Phi} \mathbf{D}_t + \boldsymbol{\xi}_t \quad (6),$$

gdzie:

$\mathbf{x}_t = [Y_t \text{ WR}_t \text{ PRICE_WEDGE}_t \text{ DCPI}_t \text{ E}_t \text{ RB}_t \text{ STU}_t \text{ MINWAGE}_t \text{ UNION}_t]$ to wektor zmiennych² (Y – produktywność pracy, WR – płace realne, DCPI – stopa inflacji, PRICE_WEDGE – klin cenowy, E – realny kurs walutowy, STU – krótkookresowa stopa bezrobocia, RB – stopa procentowa, MINWAGE – relacja płacy minimalnej do płacy przeciętnej, UNION – relacja płacy w sektorach strajkujących do płacy w pozostałych sektorach) w okresie $t = 1$ kw. 1995, ..., 4 kw. 2011.

$\boldsymbol{\mu}$ to wektor wyrazów wolnych;

$\boldsymbol{\Phi}$ to wektor parametrów przy zmiennych egzogenicznych;

\mathbf{D}_t to wektor zmiennych egzogenicznych;

$\boldsymbol{\xi}_t$ to wektor składników losowych;

$\boldsymbol{\Pi}_s$ to macierz parametrów o wymiarach 9×9 ;

S to stopień opóźnienia.

Przekształcenie równania (6) polegające na obustronnym odjęciu \mathbf{x}_{t-1} prowadzi do wektorowego modelu korekty błędem (bądź korekty równowagą) VECM postaci (Johansen, 1991):

² Opis zmiennych pod rysunkiem 1A w aneksie.

$$\Delta \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Pi} \mathbf{x}_{t-1} + \sum_{s=1}^{S-1} \boldsymbol{\Gamma}_s \Delta \mathbf{x}_{t-s} + \boldsymbol{\Phi} \mathbf{D}_t + \boldsymbol{\xi}_t \quad (7),$$

gdzie:

$$\boldsymbol{\Pi} = \sum_{s=1}^S \boldsymbol{\Pi}_s - \mathbf{I} \text{ oraz } \boldsymbol{\Gamma}_i = - \sum_{j=i+1}^S \boldsymbol{\Pi}_j.$$

Jeśli \mathbf{x}_t będzie wektorem zintegrowanym w stopniu pierwszym, to $\Delta \mathbf{x}_t$ będzie I(0) i wszystkie składniki $\boldsymbol{\Gamma}_s \Delta \mathbf{x}_{t-s}$ będą stacjonarne. Ponadto, jeśli zmienne x będą skointegrowane to wyrazy macierzy $\boldsymbol{\Pi}$ mogą być traktowane jako odchylenia od długookresowej równowagi. Te odchylenia na mocy twierdzenia Grangera o reprezentacji będą również stacjonarne.

Zakładając, że liczba wektorów kointegrujących wynosi R , przy czym $0 < R < M$, macierz mnożników całkowitych $\boldsymbol{\Pi}$ można zdekomponować na macierz wektorów kointegrujących $\mathbf{B} = [\boldsymbol{\beta}_1 \dots \boldsymbol{\beta}_R]$ oraz na macierz wag $\mathbf{A} = [\boldsymbol{\alpha}_1 \dots \boldsymbol{\alpha}_R]$ tak, że $\boldsymbol{\Pi} = \mathbf{B} \mathbf{A}^T$. Zatem równie (7) można zapisać w następującej postaci:

$$\Delta \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \mathbf{B} \mathbf{A}^T \mathbf{x}_{t-1} + \sum_{s=1}^{S-1} \boldsymbol{\Gamma}_s \Delta \mathbf{x}_{t-s} + \boldsymbol{\Phi} \mathbf{D}_t + \boldsymbol{\xi}_t \quad (8).$$

W celu poprawnej specyfikacji przeprowadzono szereg testów, które miały na celu sprawdzenie czy spełnione są podstawowe założenia modelu (tj. założenie o niezależności reszt, homoskedastyczności, normalności, braku autokorelacji, itd.). Zaprezentowane w aneksie reszty wskazują, że nie ma poważnych błędów specyfikacji. Ponadto, testy wskazują na 2 opóźnienia w modelu VAR oraz konieczność włączenia zmiennych zerojedynkowych dla zmian strukturalnych w modelu.

Należy dodać, że analizowane szeregi są względnie krótkie, a w gospodarce polskiej zachodziły dość dynamiczne procesy gospodarcze, stąd oszacowane parametry traktowane być powinny jako przeciętne wartości w badanym okresie. Co prawda estymacja rekursywna wskazuje, że nie ma poważnych problemów ze

stałością szacowanych parametrów w analizowanym okresie, jednak należy mieć na uwadze powyższe wątpliwości i do interpretacji parametrów podchodzić z pewną dozą ostrożności.

Wyniki testu śladu z korektą Bartletta dla małych prób, a także pierwiastki macierzy towarzyszącej oraz przebieg wektorów kointegrujących wskazują, że można przyjąć rząd kointegracji równy 3 (por. tablica 3A w aneksie). Co więcej, duże różnice w prawdopodobieństwach dla testu śladu z korektą Bartletta i bez korekty Bartletta wskazują, że w modelu potencjalnie mogą wystąpić problemy z zintegrowaniem zmiennych w stopniu drugim.

Wyniki testu słabej egzogeniczności wskazują, że dla wybranego rzędu kointegracji tylko stopa procentowa i stopa bezrobocia mogą zostać uznane za zmienne słabo egzogeniczne w analizowanym systemie, z prawdopodobieństwami testowymi odpowiednio 0,19 i 0,52. Test łącznej słabej egzogeniczności wskazuje, że obie zmienne można uznać łącznie za słabo egzogeniczne z prawdopodobieństwem testowym 0,261. Z kolei zmienną dostosowującą się wydaje się być kurs walutowy (z prawdopodobieństwem testowym 0,11). Wszystkie analizowane zmienne nie są stacjonarne w próbie, a także żadna z tych zmiennych nie powinna być wykluczona z przestrzeni kointegracyjnej (por. tablice 5A i 6A w aneksie).

4. Identyfikacja struktury długookresowej

Analizy liczby relacji kointegrujących w systemie sugerują wybór trzech wektorów kointegrujących stanowiących równowagowe relacje pomiędzy analizowanymi zmiennymi. Na zaprezentowane w aneksie w tabelicy 9A wektory kointegrujące należy nałożyć akceptowalne statystycznie restrykcje, aby móc dokonać ich interpretacji ekonomicznej oraz wskazać podstawowe zależności pomiędzy analizowanymi zmiennymi.

Uzyskano statystycznie akceptowalne (z testowym prawdopodobieństwem 0,528) i ekonomicznie interpretowalne trzy relacje kointegrujące (por. tablica 10A). Pierwsza relacja jest równaniem opisującym płace (w cenach producenta), które są funkcją produktywności pracy, realnej stopy procentowej oraz charakterystyk rynku pracy:

$$W - \text{PPI} = 0,768 Y + 1,162(\text{RB} - \text{DCPI}) - 1,071 \text{STU} - 1,148 \text{MINWAGE} \quad (9).$$

(35,86)
(2,89)
(9,64)
(13,01)

Elastyczność płac względem produktywności pracy w powyższym równaniu wynosi ok. 0,8 stąd należy oczekiwać wzrostu płac realnych o ok. 0,8% na skutek jednoprocentowego wzrostu produktywności pracy. Realna stopa procentowa przekładała się na spadek marży producenta (spadek różnicy pomiędzy produktywnością i płacami) i tym samym *ceteris paribus* powodowała wzrost płac. Z kolei charakterystyki rynku pracy w równaniu (9) przekładały się na spadek płac realnych. Obie zmienne (stopa bezrobocia krótkookresowa oraz płaca minimalna w relacji do przeciętnej) są miarami pewnych niedoskonałości czy sztywności na rynku pracy. Im wyższa jest stopa bezrobocia krótkookresowego tym zatrudnieni pracownicy wysuwają niższe żądania płacowe bo, po pierwsze, sytuacja na rynku pracy jest trudna oraz, po drugie, obawiać się mogą utraty pracy i obsadzeniu na ich stanowiskach osób bezrobotnych. Z kolei wysoka relacja płacy minimalnej do przeciętnej nie wpływa na zwiększenie płac realnych, ale oddziałuje w przeciwnym kierunku. Wynik taki prawdopodobnie jest skutkiem rozkładu płac, gdyż wyższe

płace minimalne to wyższe płace osób z wynagrodzeniem na poziomie zbliżonym do minimalnego i obniżone żądania płacowe.

Drugi wektor kointegracyjny to równanie inflacji, która z jednej strony objaśniona być może przez wielkości nominalne typu płace, ceny, stopy procentowe, z drugiej zaś przez pryzmat krzywej Phillipsa łączącej dynamikę cen (czy płac) z sytuacją na rynku pracy. W analizowanym okresie przyspieszenie inflacji było wynikiem przyspieszenia płac i kursu walutowego (z sumą elastyczności bliską jedności i blisko dwukrotnie wyższym wpływem płac niż kursu). Co więcej, można oczekiwać, że wzrost stopy procentowej (oprocentowanie 10-letnich bonów) powodował wzrost cen. Wydaje się również, że w gospodarce polskiej można potwierdzić występowanie krzywej Phillipsa opisującej ujemną zależność pomiędzy dynamiką cen a stopą bezrobocia. Dodatkowo, dynamika cen powiązana jest ujemnie z dynamiką płac minimalnych w relacji do przeciętnych. Taki wynik może sugerować również, że dynamika wspomnianej relacji była spowodowana głównie dynamiką płac przeciętnych.

$$DCPI = 0,570(W - CPI) - 0,339E - 0,951STU - 3,209MINWAGE + 8,280RB \quad (10).$$

(5,05)
(-4,31)
(-3,05)
(-10,22)
(7,23)

W drugim wektorze kointegrującym (opisanym równaniem 10) testowano również jednakową elastyczność inflacji względem kursu walutowego i klina cenowego. Na każdym sensownym poziomie istotności (por. tablica 11A w aneksie) nie można odrzucić hipotezy, że elastyczności te są równe i nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o efekcie Ballasa-Samuelsona (por. równanie 3). Relacja równowagowa uwzględniająca powyższą hipotezę ma postać:

$$DCPI = 0,211(W - CPI) - 0,117E - 0,117(CPI - PPI) +$$

(5,27)
(-5,26)
(-5,26)

$$- 0,302STU - 1,112MINWAGE + 3,401RB \quad (11).$$

(-2,64)
(-10,16)
(8,28)

Oszacowania parametrów powyższego równania są (co do modułu) niższe niż w równaniu bez restrykcji homogeniczności na ceny krajowe i zagraniczne.

Elastyczność dynamiki cen względem płac wyniosła ok. 0,2, zaś względem kursu i klina cenowego ok. 0,1.

Należy dodać, że bez względu na to, który z wektorów (opisany równaniem 10 lub 11) przyjmie się w dalszych analizach nie ma to znaczącego wpływu na postać pozostałych wektorów kointegrujących.

Trzecia relacja kointegrująca wiąże klin cenowy (mający również interpretację jako różnica pomiędzy marżą producenta i konsumenta czy różnica pomiędzy płacami producenta i konsumenta) ze stopą inflacji, stopą procentową, stopniem uzwiązkowienia oraz stopą bezrobocia. Jest ona postaci:

$$\text{CPI} - \text{PPI} = -3,925 \underset{(-15,86)}{\text{DCPI}} - 0,117 \underset{(-9,04)}{\text{UNION}} + 0,160 \underset{(2,57)}{\text{STU}} + 2,106 \underset{(7,29)}{\text{RB}} \quad (12).$$

Zgodnie z równaniem (12) można oczekiwać, że wzrost stopy bezrobocia przekładał się będzie na niższe żądania płacowe pracowników (niższe płace realne od strony konsumenta) i przy danych płacach nominalnych na wyższy klin cenowy. Z kolei relacja płac w sektorach strajkujących do płac w pozostałych sektorach ujemnie determinowała klin cenowy – wyższy wzrost płac w wyróżnionych sektorach przekładał się na wyższe żądania płacowe i przy względnie dużej sile związków zawodowych wyższą nadwyżką pracownika (różnicą pomiędzy płacami w cenach konsumenta i wysiłkiem mierzonym produktywnością pracy). Ponadto, klin jest dodatnio zdeterminowany przez realną stopę procentową i dodatkowo ujemnie przez zmianę cen dóbr i usług konsumpcyjnych.

5. Wspólne trendy stochastyczne

W celu identyfikacji wspólnych trendów stochastycznych oszacowano parametry modelu nakładając restrykcje na parametry struktury długookresowej (por. tabela 12A) oraz akceptowalne statystycznie restrykcje słabej egzogeniczności. Wszystkie restrykcje są akceptowalne z prawdopodobieństwem testowym równym 0,315. W kolejnym kroku oszacowano reprezentację MA. Wyniki znajdują się w tabeli 13A w aneksie.

W analizowanym systemie można wyróżnić 6 wspólnych trendów stochastycznych danych jako skumulowane szoki produktywności, płac minimalnych, stopy bezrobocia, stopy procentowej oraz inflacji z korektą o relacje płac w sektorach uzwiązkowionych i cen krajowych skorygowanych o ceny zagraniczne.

Analizując czynniki pchające analizowany system zmiennych można zauważyć, że pierwszy wspólny trend (dany przez skumulowane szoki inflacji i relacji płac w sektorach uzwiązkowionych) oddziałuje statystycznie istotnie na produktywność pracy oraz inflację. Należy w tym miejscu dodać, że na produktywność pracy miały wpływ wszystkie wspólne trendy poza tymi związanymi z szokami stóp procentowych i płac minimalnych. Trzeci wspólny trend (dany przez szoki płac minimalnych) oddziaływał na zmienne związane z konkurencyjnością gospodarki (cenami krajowymi i zagranicznymi) oraz instytucjami rynku pracy. Z kolei trzeci trend dany przez szoki stopy bezrobocia oddziałuje, poza produktywnością pracy, na analizowane zmienne rynku pracy (stopę bezrobocia oraz instytucje). Trend dany przez szoki stopy procentowej oddziaływał na kurs walutowy oraz płace minimalne, zaś ten dany przez szoki cen krajowych i zagranicznych wpływał na produktywność, klin cenowy, inflację oraz płace w sektorach uzwiązkowionych.

Z oszacowanej macierzy mnożników długookresowych wynika, że wszystkie z analizowanych zmiennych oddziaływały na inne. W większości przypadków wpływ ten był statystycznie nieodróżnialny od zera. Ponadto, uzyskane wyniki

należy traktować z pewną dozą ostrożności ze względu na obecność w systemie trendów zintegrowanych w stopniu 2.

Wydaje się, że mimo powyższych zastrzeżeń można pokusić się o pewien komentarz uzyskanych wyników. Po pierwsze, permanentny wpływ na inflację miały ceny (zarówno klin cenowy, jak również bieżąca inflacja). Po drugie, względne płace w sektorach uzwiązkowionych oddziaływały na płace realne (obniżały je przez to, że pracodawcy obserwując wzrost płac w sektorach strajkujących niechętnie podnosili płace) oraz przyspieszały płace w tych sektorach względem płac w pozostałych. Po trzecie, płaca minimalna w relacji do przeciętnej jako jedna ze zmiennych opisujących sztywności na rynku pracy wpływała negatywnie na ceny (klin cenowy i kurs walutowy) oraz permanentnie oddziaływała na większe sztywności rynku pracy. Po czwarte, stopa bezrobocia krótkookresowego oddziaływała przede wszystkim na płace oraz analizowane instytucje – można oczekiwać, że wzrost stopy bezrobocia mierzący pogarszającą się sytuację pracowników na rynku pracy (większą konkurencją o wolne i zajęte miejsca pracy) przekładał się na niższe żądania płacowe zarówno pracujących w sektorach uzwiązkowionych, jak również tych zarabiających najmniej. Po piąte, stopa procentowa oddziaływała przede wszystkim na kurs walutowy, jak również z mniejszą siłą na instytucje rynku pracy.

6. Identyfikacja struktury krótkookresowej i dostosowań

Oszacowane w tabelicy 12A w aneksie parametry macierzy dostosowań zawierają (mimo nałożenia restrykcji zerowych na parametry w równaniach zmiennych słabo egzogenicznych) oszacowania nieodróżnialne od zera. Zatem nałożono kolejne restrykcje w celu identyfikacji parametrów dostosowań, przy czym w takim systemie za zmienne słabo egzogeniczne uznano stopę procentową i stopę bezrobocia. Zatem oszacowane równania mają postać (pełne wyniki znajdują się w aneksie w tabeli 15A):

$$\Delta \mathbf{x}_t = \hat{\mathbf{A}}\hat{\mathbf{B}}^T \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{S}\mathbf{T}_t \quad (13)$$

oraz

$$\hat{\mathbf{A}}\hat{\mathbf{B}}^T = \begin{bmatrix} 0,164 & 0 & -0,296 \\ (2,60) & & (-4,36) \\ -0,343 & 0 & 0 \\ (-4,13) & & \\ 0 & -0,216 & 0 \\ & (-1,97) & \\ 0,054 & 0 & -0,224 \\ (1,99) & & (-8,87) \\ 0 & -2,056 & 0,551 \\ & (-5,01) & (2,31) \\ 0 & -0,350 & 0,339 \\ & (-2,79) & (3,96) \\ -0,255 & 0,668 & -0,535 \\ (-1,79) & (4,47) & (-2,83) \end{bmatrix} \cdot [\hat{\beta}_1 \quad \hat{\beta}_2 \quad \hat{\beta}_3]^T \quad (14),$$

gdzie:

$$\hat{\beta}_1 : W - PPI - \left[\begin{array}{cccc} 0,785 Y + 1,314(RB - DCPI) - 1,081 STU - 1,081 UNION \\ (34,62) & (2,97) & (-9,37) & (-11,45) \end{array} \right]$$

$$\hat{\beta}_2 : DCPI - \left[\begin{array}{cccccc} 0,16(W - CPI) - 0,11(E + (CPI - PPI)) - 0,26 STU - 0,79 MINWAGE + 2,28I \\ (5,25) & (-6,48) & (-2,62) & (-9,08) & & (6,38) \end{array} \right]$$

$$\hat{\beta}_3 : CPI - PPI - \left[\begin{array}{cccc} -3,971 DCPI - 0,422 UNION + 0,152 STU + 2,135 RB \\ (-16,59) & (8,96) & (2,45) & (7,50) \end{array} \right]$$

$$\mathbf{x}_t = [Y_t \quad WR_t \quad PRICE_WEDGE_t \quad DCPI_t \quad E_t \quad MINWAGE_t \quad UNION_t]^T$$

$\mathbf{S}\mathbf{T}_t$ zawiera zmienne krótkookresowe i egzogeniczne.

Z oszacowań macierzy alfa wynika, że dostosowania produktywności występują wokół równania płac i równania klina cenowego. Z kolei płace dostosowują się do równania równowagowego płac, przy czym korekta równowagą wynosi ok. 34% w ciągu kwartału. Klin cenowy dostosowuje się tylko do drugiej relacji kointegrującej (opisującej inflację jako funkcję płac, stopy procentowej, cen krajowych i zagranicznych oraz sytuacji na rynku pracy). Dostosowania inflacji występują do równania płac oraz równania klina cenowego, zaś kursu walutowego do równań opisujących ceny i konkurencyjność (tj. równania inflacji i klina). Jeśli zaś chodzi o dostosowania miar opisujących sytuację na rynku pracy to przebiegają one wokół relacji opisujących przede wszystkim ceny (inflację i klin cenowy), a także w przypadku płac względnych w sektorach uzwiązkowionych wokół równania płac.

Ponadto, z prowadzonych analiz wynika, że najszybciej dostosowują się ceny (inflacja) oraz płace. Występują również dość szybkie dostosowania płac względnych w sektorach uzwiązkowionych. Wolniej dostosowują się miary konkurencyjności – ceny i kurs, a także produktywność pracy.

7. Analiza odpowiedzi na szoki

Statystycznie akceptowalne restrykcje na parametry szacowanego modelu VECM redukują liczbę relacji pomiędzy zmiennymi i wpływają na oszacowania macierzy korelacji składników losowych. Nie powiodło się w pełni zredukowanie wszystkich współczynników korelacji. Pomimo tego, zdecydowano się na oszacowanie funkcji odpowiedzi poszczególnych zanalizowanych zmiennych na szoki. Uzyskane wyniki znajdują się w aneksie na rysunkach 4A – 9A. Można z nich wyciągnąć kilka wniosków (które, znów należy traktować z pewną dozą ostrożności ze względu na pewne obciążenia modelu).

Szok produktywności (rysunek 4A) przekłada się na wzrost płac realnych. Po początkowym wzroście obniżył się nieznacznie kurs walutowy i klin cenowy. Co więcej zmiana produktywności – w świetle prezentowanego modelu – nie ma znaczącego wpływu na inflację i płace relatywne w sektorach uzwiązkowionych w horyzoncie kilkunastu kwartałów.

Szok płac realnych (rysunek 5A) powoduje przyśpieszenie procesów inflacyjnych. Reakcja klina cenowego i kursu jest zbliżona do tej po szoku produktywności. Taki wynik jest skutkiem przyjętych założeń odnośnie wzajemnych relacji pomiędzy płacami realnymi a wydajnością pracy.

Analizując reakcję zmiennych po szoku inflacji można zauważyć, iż negatywnie oddziałuje on na produktywność, klin cenowy oraz kurs. Płace realne wzrosną nieznacznie. Można przypuszczać, że zmiana taka będzie wynikiem podniesienia płac nominalnych (pracownicy obserwując wzrost cen dążyć będą do podniesienia płac).

Z punktu widzenia prowadzonych analiz szczególnie ciekawe wydają się reakcje na szoki zmian instytucjonalnych. Szok płac minimalnych (można utożsamiać go z usztywnieniem rynku pracy) przekłada się na spadek produktywności i płac realnych, a także spadek klina cenowego oraz kursu walutowego. Nieoczekiwany wzrost płac minimalnych w relacji do przeciętnych podniesie nieznacznie inflację. Należy oczekiwać również, że po wzroście płac minimalnych pracownicy w sektorach uzwiązkowionych (strajkujących) wysuną

żądania wzrostu płac i w skutek dość dużej siły przetargowej płace w tych sektorach wzrosną w większym stopniu niż płace w sektorach pozostałych. Szok relacji płac w sektorach uzwiązkowionych i nieuzwiązkowionych będzie podobnie oddziaływał na analizowane zmienne jak szok płac minimalnych.

8. Stopa bezrobocia równowagi

Teoria naturalnej stopy bezrobocia wysunięta została przez M. Friedmana (1968) i E. S. Phelps'a (1967) i powstała na gruncie koncepcji krzywej Philipsa czyli zależności pomiędzy tempem wzrostu cen i płac a sytuacją na rynku pracy. Stwierdzili oni, że w dynamicznie rozwijającej się gospodarce nawet w sytuacji równowagi na rynku pracy będzie istniało pewne bezrobocie. Bezrobocie to wynika ich zdaniem z niedoskonałego funkcjonowania zarówno rynku pracy, jak i rynku towarowego. W gospodarce następują ciągle zmiany struktury produkcji i powstają nowe miejsca pracy. Informacje o wolnych miejscach pracy i zasobach niepracującej siły roboczej są niedoskonałe, a koszty mobilności siły roboczej są wysokie. W sytuacji niedoskonałego funkcjonowania rynków pojawiają się frykcje i niedopasowania strukturalne, które nie mogą być zlikwidowane w krótkim okresie. Bezrobocie to nie jest wrażliwe na zmiany globalnego popytu na towary, zależy bowiem od czynników realnych. Stopa tego bezrobocia określona została mianem naturalnej stopy bezrobocia.

Według Friedmana i Phelps'a w gospodarce rynkowej działają samoczynne mechanizmy sprowadzające bezrobocie faktyczne do poziomu bezrobocia naturalnego. Odchylenia faktycznego bezrobocia od poziomu bezrobocia naturalnego wiążą się z występowaniem wśród pracowników iluzji pieniężnej i bazują na hipotezie adaptacyjnych oczekiwań inflacyjnych. W sytuacji, gdy bezrobocie faktyczne jest równe bezrobociu naturalnemu, ekspansywna polityka pieniężna może przejściowo obniżyć bezrobocie poniżej poziomu naturalnego. Rozbieżności pomiędzy inflacją oczekiwaną a faktyczną przekładają się na odchylenia bezrobocia rzeczywistego od jego poziomu naturalnego, gdyż szybszy nieoczekiwany wzrost popytu i cen poprawia opłacalność dodatkowego zatrudnienia przy danych płacach nominalnych. W dłuższym okresie pracownicy uświadamiają sobie jednakże błędne oczekiwania inflacyjne i domagają się wzrostu płac nominalnych. Konsekwencją tego jest wzrost płac realnych do poprzedniego poziomu, spadek zatrudnienia i wzrost bezrobocia do poziomu bezrobocia naturalnego (por. Layard, 1986; Kwiatkowski, 2002).

Inne ujęcie bezrobocia równowagi zostało zaproponowane pod koniec lat osiemdziesiątych XX wieku na gruncie ekonomii keynesowskiej przez Layarda, Nickella i Jackmana (por. Layard, 1986; Layard et al., 1991). Ich zdaniem w gospodarce istnieje pewien poziom bezrobocia stabilizujący dynamikę procesów inflacyjnych. Poziom ten określają NAIRU (ang. Not Accelerating Inflation Rate of Unemployment). Stopa bezrobocia NAIRU to stopa bezrobocia, która nie przyspiesza procesów inflacyjnych (stabilizuje procesy inflacyjne tak, że zmiana stopy inflacji jest równa zero). W literaturze pojawiają się również inne nazwy: NAWRU (Non Accelerating Wage Rate of Unemployment); NIIRU (Non Increasing Inflation Rate of Unemployment); NAINORU (Non Accelerating Inflation No Shock Rate of Unemployment) lub NAINSARU (Non Accelerating Inflation No Shock Accommodation Rate of Unemployment; por. Socha, Sztanderska, 2000)

Z powyższej koncepcji wynika, że obniżenie inflacji jest możliwe za pomocą restrykcyjnej polityki fiskalnej i pieniężnej tylko, gdy faktyczne bezrobocie jest wyższe niż bezrobocie NAIRU. Skutki takiej polityki zależą zarówno od skali ograniczania łącznego popytu, jak i od poziomu bezrobocia NAIRU. Ta sama redukcja łącznego popytu prowadzić bowiem będzie do większej obniżki poziomu cen, gdy poziom bezrobocia NAIRU jest niższy (Kwiatkowski, 2002). W tym kontekście istotne znaczenie dla prowadzonej analizy będą miały czynniki determinujące poziom bezrobocia NAIRU.

Autorzy koncepcji NAIRU podkreślają, że jedną z podstawowych jej cech jest to, że nawiązuje ona do koncepcji naturalnej stopy bezrobocia poprzez twierdzenie, że czynniki o charakterze popytowym nie mają wpływu na wielkość NAIRU. Podobnie jak w przypadku naturalnej stopy bezrobocia, koncepcja NAIRU przedstawia taki poziom bezrobocia, do którego w długim okresie rzeczywista stopa bezrobocia powraca (po szokowym wytrąceniu go ze stanu równowagi; por. Layard et al., 1991). Różnica między stopą bezrobocia naturalnego a NAIRU jest taka, że, naturalna stopa bezrobocia Friedmana jest stopą równowążącą rynek pracy, a NAIRU jest stopą bezrobocia, która zapewnia równowagę między docelową płacą realną robotników a możliwą do realizacji płacą wyznaczoną przez wydajność pracy i wielkość narzutu cenowego przedsiębiorstw (por. Snowden et al., 1998).

W obu zaprezentowanych powyżej koncepcjach (naturalnej stopy bezrobocia i NAIRU) podkreśla się, że bezrobocie to zależy przede wszystkim od czynników realnych, niezwiązanych z rozmiarami efektywnego popytu na towary (por. Kwiatkowski, 2001).

Zasób bezrobocia równowagi nie jest wielkością obserwowalną. Jedną z metod szacowania bezrobocia równowagi są metody oparte o krzywą Phillipsa. Krótkookresowa krzywa Phillipsa opisuje zależność między tempem wzrostu cen, a stopą bezrobocia. Na ogół w analizach empirycznych wykorzystuje się rozszerzoną o aproksymację wstrząsów w gospodarce krzywą Phillipsa (w wersji płacowej lub cenowej) [por. Gordon, 1996; Socha, Wojciechowski, 2004].

Poprawność szacunków NAIRU w oparciu o krzywą Phillipsa zależy m. in. od takich czynników jak dokładność danych o płacach i inflacji, założenie odnośnie typu oczekiwań (adaptacyjne, racjonalne) i zachowań pracobiorców, wybór właściwego modelu ekonometrycznego, jak również oszacowań parametrów (Socha, Sztanderska, 2000). Np. Piselli i Chiarini (2001) wskazują, aby stopę bezrobocia równowagi szacować z wykorzystaniem modeli wektorowoautoregresyjnych (VAR). Zaletą tej grupy modeli jest brak konieczności przyjmowania a priori jakichkolwiek arbitralnych założeń odnośnie modelu teoretycznego oraz duże znaczenie właściwości statystycznych danych w procesie identyfikacji modelu. Krzywa Phillipsa w modelach VAR nie stanowi metodologicznego założenia, lecz pełni tylko funkcję hipotezy, którą można w trakcie badań empirycznych potwierdzić albo odrzucić. Dużą zaletą modeli VAR jest również to, iż pozwalają one na rozwiązanie ewentualnego problemu niestacjonarności stopy bezrobocia (Kuczyński, Strzała, 2002).

Metoda szacowania bezrobocia równowagi w oparciu o koncepcję krzywej Phillipsa dla Polski została wykorzystana w kilku opracowaniach, do których zaliczyć należy opracowania K. Strzały i G. Kuczyńskiego (2006), R. Kelma (2009) oraz K. Budnik (2008).

Jeśli chodzi o szacunki przygotowane przez K. Strzałę i G. Kuczyńskiego (2006) to oszacowali oni stopę bezrobocia NAIRU opierając się o model wektorowoautoregresyjny z wykorzystaniem procedury Blancharda-Quaha.

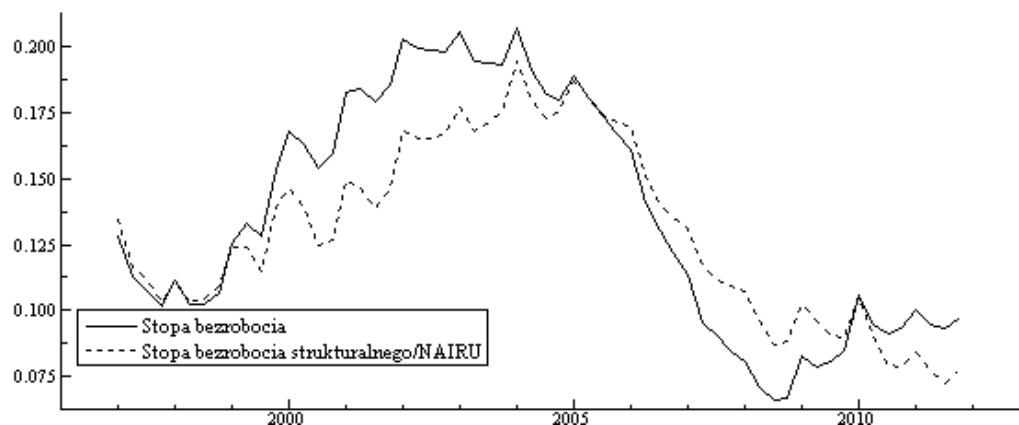
Wykorzystana metoda Blancharda-Quaha do szacowania bezrobocia równowagi wymaga przyjęcia arbitralnego założenia o początkowej wartości składnika badanej zmiennej (Kuczyński i Strzała przyjęli jako początkową wartość bezrobocia cyklicznego stopę bezrobocia wynikającego z przyczyn zakładów pracy). Kelm (2009) dokonał analizy bezrobocia równowagi wykorzystując model wektorowej korekty błędem (VECM). Autor zdecydował się na oszacowanie NAWRU, ponieważ szacunki cenowej krzywej Phillipsa okazały się niezadowalające. W modelu empirycznym uwzględnił następujące zmienne objaśniające: wydajność pracy, deflator importu oraz płace realne. Stopę bezrobocia skorygował o bezrobotnych długotrwale i potraktował ją jako zmienną egzogeniczną. Z kolei Budnik (2008) wyznaczyła wielkość NAWRU wykorzystując oszacowane (i po części skalibrowane) równania krzywych cen i płac. W równaniach poza kluczowymi zmiennymi wykorzystwała również zmienne dotyczące m.in. podatków, transferów, łącznej produktywności czynników produkcji.

Szacunki stopy bezrobocia równowagi przygotowane przez wspomnianych autorów nie są porównywalne, jednak we wszystkich opracowaniach relacje pomiędzy szacunkami stopy równowagi i danymi obserwowanymi mają podobny przebieg.

Oszacowanie parametrów modelu VECM, w szczególności oszacowanie relacji kointegrującej łączącej inflację ze stopą bezrobocia oraz innymi istotnymi czynnikami determinującymi dynamikę cen (tj. rozszerzonej krzywej Phillipsa) jest podstawą do szacunków stopy bezrobocia równowagi. Ponieważ procesy inflacyjne dane są przez inflację cen (a nie płac) to szacowana będzie stopa bezrobocia, którą można utożsamiać ze stopą NAIRU.

Szacunki stopy bezrobocia NAIRU przebiegły w dwóch krokach. W pierwszym oszacowano stopę bezrobocia krótkookresowego, dla której w analizowanym systemie dynamika inflacji byłaby równa zero. W drugim kroku skorygowano taką stopę o bezrobotnych długookresowo, co umożliwiło porównanie otrzymanej stopy NAIRU ze stopą bezrobocia ogółem. Na poniższym rysunku przedstawiono stopę bezrobocia ogółem oraz szacunek stopy NAIRU.

Rysunek 6. Stopa bezrobocia ogółem i stopa bezrobocia NAIRU w gospodarce polskiej w latach 1997–2011



Źródło: Obliczenia własne oraz dane GUS.

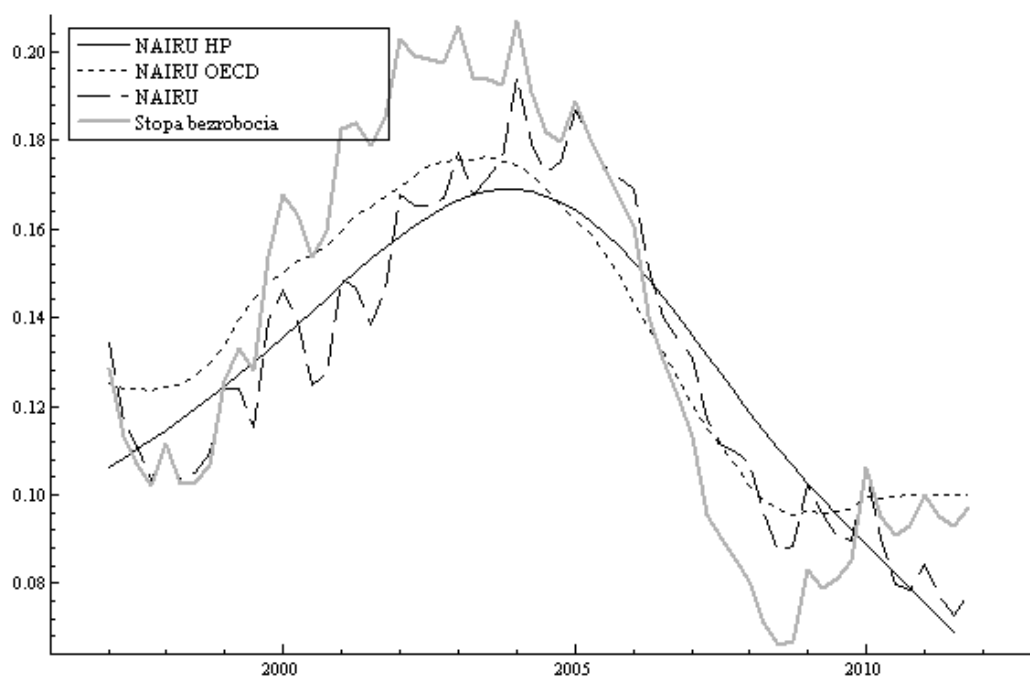
Analizując kształtowanie się oszacowanej stopy bezrobocia NAIRU można sformułować kilka wniosków:

- W analizowanym okresie stopa bezrobocia NAIRU miała przebieg zbliżony do stopy bezrobocia ogółem.
- Wydaje się, że bezrobocie strukturalne dostosowuje się do rzeczywistego z opóźnieniem.
- W okresie 2000–2005 i 2010–2011 stopa bezrobocia NAIRU kształtowała się poniżej stopy bezrobocia rzeczywistości, stąd w tym okresie nie można mówić o presji na wzrost płac i wynikającej z tego presji na wzrost cen.
- Okres 2006–2009 to lata w których, obserwowana stopa bezrobocia była wyraźnie niższa od stopy bezrobocia strukturalnego. W okresie tym pracownicy mieli znacznie wyższą siłę przetargową w negocjacjach płacowych (na rynku była mała konkurencja – pracownicy nie konkurowali z bezrobotnymi, bo tych ostatnich zwyczajnie było mało) i stąd presja na wzrost płac oraz cen.
- Porównując oszacowane NAIRU z szacunkami OECD należy stwierdzić, że nie odbiegają one znacznie od siebie. Wyjątkiem jest trend w końcu próby – według OECD NAIRU kształtowała się na poziomie zbliżonym do obserwowanej stopy bezrobocia, zaś wedle szacunków zaproponowanych w opracowaniu poniżej faktycznej stopy. Wydaje się, że obserwując zachodzące w gospodarce polskiej

procesy gospodarcze w 2011, ze strony rynku pracy nie istniała presja na wzrost cen (tak jak sugerują to szacunki OECD).

- Różnica w stopach bezrobocia strukturalnego według szacunków z opracowania i szacunków OECD wynika m.in. z uwzględnienia w tych pierwszych innych, poza stopą bezrobocia, czynników istotnie wpływających na kształtowanie się krzywej Phillipsa. Co więcej, wykorzystanie w modelowaniu VECM umożliwia pełne uwzględnienie informacji, jakie niosą ze sobą dane statystyczne.

Rysunek 7. Stopa bezrobocia ogółem, stopa bezrobocia NAIRU (szacunki własne i szacunki OECD), w gospodarce polskiej w latach 1997–2011



Źródło: Obliczenia własne oraz dane GUS i dane OECD.

Podsumowanie i wnioski

Prowadzone w opracowaniu analizy dotyczące wzajemnych relacji cen, płac i sytuacji na rynku pracy można podsumować następująco:

- W analizach zależności pomiędzy dynamiką cen, płac i sytuacji na rynku pracy w Polsce w okresie 1995–2011 wykorzystano płace realne, produktywność pracy, indeks cen dóbr i usług konsumpcyjnych, indeks cen producenta, kurs walutowy i stopę procentową oraz zmienne w szerszy sposób opisujące sytuację na rynku pracy (skorygowaną o bezrobocie długookresowe stopę bezrobocia, płace minimalne w relacji do przeciętnych oraz relacje płac w sektorach uzwiązkowionych i pozostałych sektorach).
- Do analiz wybrano model typu VAR, który charakteryzuje się brakiem podziału analizowanych zmiennych na zmienne endogeniczne i egzogeniczne, identyczną konstrukcją wszystkich równań, przyjęciem w roli regresorów wyłącznie opóźnionych zmiennych występujących w modelu oraz wyborem takiego rzędu opóźnienia, aby składnik losowy był białym szumem.
- Testowanie modelu wskazuje na występowanie 3 wektorów kointegracyjnych utożsamianych z relacjami długookresowymi. Po nałożeniu odpowiednich restrykcji uzyskano statystycznie akceptowalne i ekonomicznie interpretowalne 3 relacje kointegrujące.
- Pierwsza z relacji jest równaniem opisującym płace, które są funkcją produktywności pracy, realnej stopy procentowej oraz stopy bezrobocia i płac minimalnych w relacji do przeciętnych. Druga relacja to równanie inflacji, która z jednej strony objaśniona być może przez wielkości nominalne typu płace, ceny, stopy procentowe, z drugiej zaś przez pryzmat krzywej Phillipsa łączącej dynamikę cen z sytuacją na rynku pracy. Ponadto, z równaniu tym nie odrzucono hipotezy o równości elastyczności kursu walutowego i klina cenowego względem inflacji (hipotezy o efekcie Ballasy-Samuelsona). Trzecia relacja kointegrująca opisuje związek pomiędzy klinem cenowym oraz stopą inflacji, stopą procentową, stopniem uzwiązkowienia oraz stopą bezrobocia.

- Z oszacowanej macierzy mnożników długookresowych wynika, że permanentny wpływ na inflację miały ceny (zarówno klin cenowy, jak również bieżąca inflacja). Względne płace w sektorach uzwiązkowionych oddziaływały na płace realne oraz przyspieszały płace w tych sektorach względem płac w pozostałych. Płaca minimalna w relacji do przeciętnej permanentnie oddziaływała na większe sztywności rynku pracy. Stopa bezrobocia krótkookresowego oddziaływała na płace oraz instytucje rynku pracy – można oczekiwać, że wzrost stopy bezrobocia mierzący pogarszającą się sytuację pracowników na rynku pracy (przekładał się na niższe żądania płacowe zarówno pracujących w sektorach uzwiązkowionych, jak również tych zarabiających najmniej). Stopa procentowa oddziaływała przede wszystkim na kurs walutowy, jak również z mniejszą siłą na instytucje rynku pracy.
- Z oszacowań macierzy dostosowań wynika, że dostosowania produktywności występują wokół równania płac i równania klina cenowego, płace dostosowują się do równania równowagowego płac, klin cenowy dostosowuje się tylko do drugiej relacji opisującej inflację jako funkcję płac, stopy procentowej, cen krajowych i zagranicznych oraz sytuacji na rynku pracy. Z kolei, dostosowania inflacji występują do równania płac oraz równania klina cenowego, zaś kursu walutowego do równań opisujących ceny i konkurencyjność (tj. równania inflacji i klina). Miary opisujące sytuację na rynku pracy dostosowują się do relacji opisujących przede wszystkim ceny (inflację i klin cenowy), a także w przypadku płac względnych w sektorach uzwiązkowionych do równania płac. Ponadto, najszybciej dostosowują się ceny (inflacja) oraz płace. Występują również dość szybkie dostosowania płac względnych w sektorach uzwiązkowionych. Wolniej dostosowują się miary konkurencyjności – klin cenowy i kurs, a także produktywność pracy.
- Oszacowane odpowiedzi na szoki pozwalają na sformułowanie kilku ogólnych wniosków. Po pierwsze, szok produktywności przekłada się na wzrost płac realnych, nieznaczne obniżenie kursu walutowego i klina cenowego. Po drugie, szok płac realnych spowodował przyspieszenie procesów inflacyjnych. Po trzecie, szok inflacji negatywnie oddziałuje na produktywność, klin cenowy oraz

kurs, zaś nieznacznie dodatnio na płace. Po czwarte, szok płac minimalnych przekłada się na spadek produktywności i płac realnych, a także spadek klina cenowego oraz kursu walutowego. Nieoczekiwany wzrost płac minimalnych w relacji do przeciętnych podniesie nieznacznie inflację oraz płace względne w sektorach uzwiązkowionych. Po piąte, szok relacji płac w sektorach uzwiązkowionych będzie podobnie oddziaływał na analizowane zmienne jak szok płac minimalnych.

- Oszacowanie parametrów modelu VECM i rozszerzonej krzywej Phillipsa stały się podstawą do szacunków stopy bezrobocia równowagi, którą można utożsamiać ze stopą NAIRU. W analizowanym okresie stopa bezrobocia równowagi dostosowywała do obserwowanej stopy bezrobocia z opóźnieniem. Analizowany okres można podzielić na podokresy, w których NAIRU kształtowała się poniżej obserwowanej stopy (lata 2000–2005 i 2010–2011) bądź powyżej (lata 2006–2009) i związana była z presją na wzrost cen oraz możliwościami oddziaływania polityki gospodarczej na procesy inflacyjne.
- Porównując oszacowane NAIRU z szacunkami OECD należy stwierdzić, że nie odbiegają one znacznie od siebie. Różnicą są ostatnie analizowane lata, gdzie według OECD NAIRU kształtowała się na poziomie zbliżonym do obserwowanej stopy bezrobocia, zaś wedle szacunków zaproponowanych w opracowaniu poniżej. Wydaje się, że obserwując zachodzące w gospodarce polskiej procesy gospodarcze w 2011, ze strony rynku pracy nie istniała presja na wzrost cen.
- Należy dodać, że analizowane szeregi są względnie krótkie, a w gospodarce polskiej zachodziły dość dynamiczne procesy gospodarcze, stąd oszacowane parametry traktowane być powinny jako przeciętne wartości w badanym okresie i do interpretacji parametrów oraz opartych na nich szacunków trzeba podchodzić z pewną dozą ostrożności.

Bibliografia

- Arestis P., M. Baddeley, M. Sawyer (2007) *The relationship between capital stock, unemployment and wages in nine EMU countries*, "Bulletin of Economic Research", No. 59.
- Ball L., N. G. Mankiw (2002) *The NAIRU in Theory and Practice*, "Journal of Economic Perspectives", Vol. 16(4).
- Banerjee A., B. Russell [2005] *Inflation and measures of the markup*, "Journal of Macroeconomics", Elsevier, Vol. 27(2).
- Batini N., N. Batini, B. Jackson, S. Nickell (2005) *An open-economy New Keynesian Phillips curve for the U.K.*, "Journal of Monetary Economics", Vol. 52 (2005).
- Blanchard O., L. F. Katz (1997) *What We Know and Do Not Know About the Natural Rate of Unemployment*, "Journal of Economic Perspectives", Vol. 11(1).
- Blanchard O., L. Summers (1986) *Hysteresis and the European unemployment problem*, "NBER Macro Annual", 1986
- Budnik K (2008) *Non-accelerating wage inflation rate of unemployment in Poland*, "National Bank of Poland Working Papers", No. 48.
- Cahuc P., A. Zylberberg (2004) *Labor economics*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts; London.
- Carstensen K., G. Hansen (2000) *Cointegration and common trends on the West German labour market*, "Empirical Economics", Vol. 25(3).
- Chiarini B., P. Piselli (2001) *Identification and dimension of the NAIRU*, "Economic Modelling", Vol. 18(4).
- Duarte R., C. R. Marques (2009) *The dynamic effects of shocks to wages and prices in the United States and the euro area*, "ECB Working Paper", No. 1067.
- Engle R. F., Granger C.W.J. [1987] *Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*, "Econometrica", Vol. 55.
- Fabiani S., A. Locarno, G. P. Oneto, P. Sestito (2001) *The sources of unemployment fluctuations: an empirical application to the Italian case*, "Labour Economics", Vol. 8(2).
- Gali J., M. Gertler, J.D. Lopez-Salido (2005) *Robustness of the estimates of the hybrid New Keynesian Phillips curve*, "Journal of Monetary Economics". , 52 (2005).
- Góra M. (2005) *Trwale wysokie bezrobocie w Polsce. Wyjasnienia i propozycje*, "Ekonomista", Nr 1/2005.

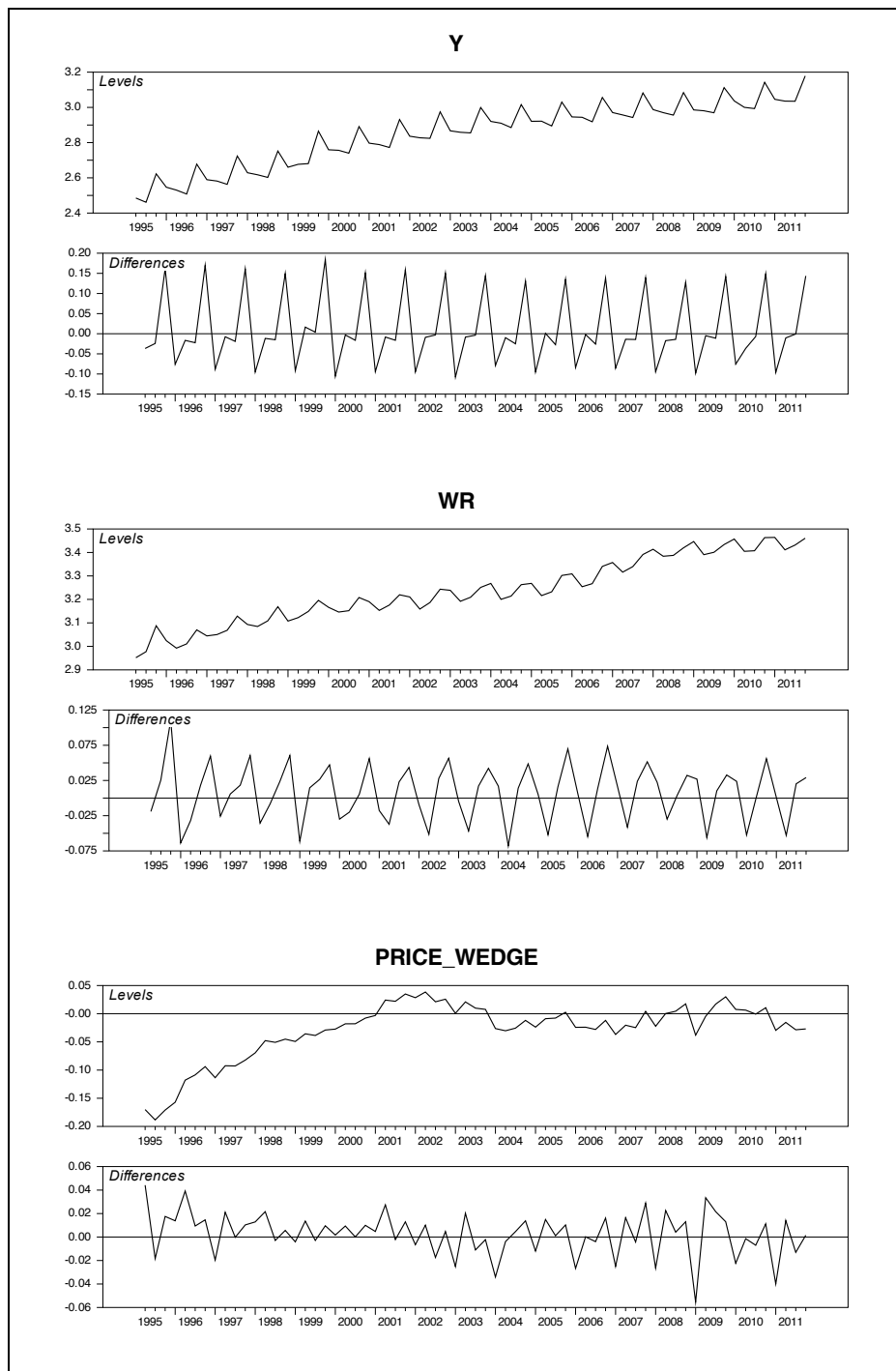
- Gordon R.J. (1996): *The Time-Varying NAIRU and its implications for economics policy*. NBER Working Papers, No. 5735.
- Greszta M., M. Hulej, O. Krzesicki, R. Lewińska, P. Pońsko, B. Rybaczyk, M. Tarnicka (2011) *Reestymacja kwartalnego modelu gospodarki polskiej NECMOD 2011*, NBP, http://www.nbp.pl/polityka_pieniezna/dokumenty/raport_o_inflacji/necmod_reestymacja_2011.pdf
- Hoover K. D., S. Johansen, K. Juselius (2008) *Allowing the Data to Speak Freely: The Macroeconometrics of the Cointegrated Vector Autoregression*, "American Economic Review", Vol. 98(2).
- Jackman R., R. Layard, S. Savouri (1991) *Mismatch: a Framework for Thought* [w:] *Mismatch and Labour Mobility*, F. Padoa Schioppa ed., Cambridge University Press.
- Johansen S. (1991) *Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*, "Econometrica", Vol. 59(6).
- Juselius K (2006) *The Cointegrated VAR, Methodology and applications*, Oxford University Press.
- Juselius K. (2011) *Time to reject the privileging of economic theory over empirical evidence? A reply to Lawson*, "Cambridge Journal of Economics", Vol. 35(2).
- Juselius K., J. Ordonez (2009) *Balassa-Samuelson and Wage, Price and Unemployment Dynamics in the Spanish Transition to EMU Membership*, "Economics - The Open-Access, Open-Assessment E-Journal", Kiel Institute for the World Economy, Vol. 3(4).
- Kelm R. (2009) *Szacunek NAIRU/NAWRU dla Polski na podstawie krzywej Phillipsa, 1996:1 – 2006:2* [w:] *Bezrobocie równowagi w gospodarce polskiej. Szacunki, tendencje i determinanty*, red. W. Kwiatkowska, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2009.
- King T. B., J. Morley (2007) *In search of the natural rate of unemployment*, "Journal of Monetary Economics", Vol. 54
- King, R.G., Plosser C.I., Watson M.W. (1991) *Stochastic trends and economic fluctuations*, "The American Economic Review", Vol. 81.
- Kuczyński G., K. Strzała (2002) *Phillips Curve in Poland. Myth of Fact?*, w: *Macromodels 2001: Proceedings of the Twenty Eighth International Conference Macromodels* pod red. W. Welfe (red.), University of Łódź, Łódź
- Kuczyński G., K. Strzała (2006) *Szacowanie stopy równowagi bezrobocia dla Polski w latach 1990-2004 w: Wzrost gospodarczy, restrukturyzacja i rynek pracy. Ujęcie*

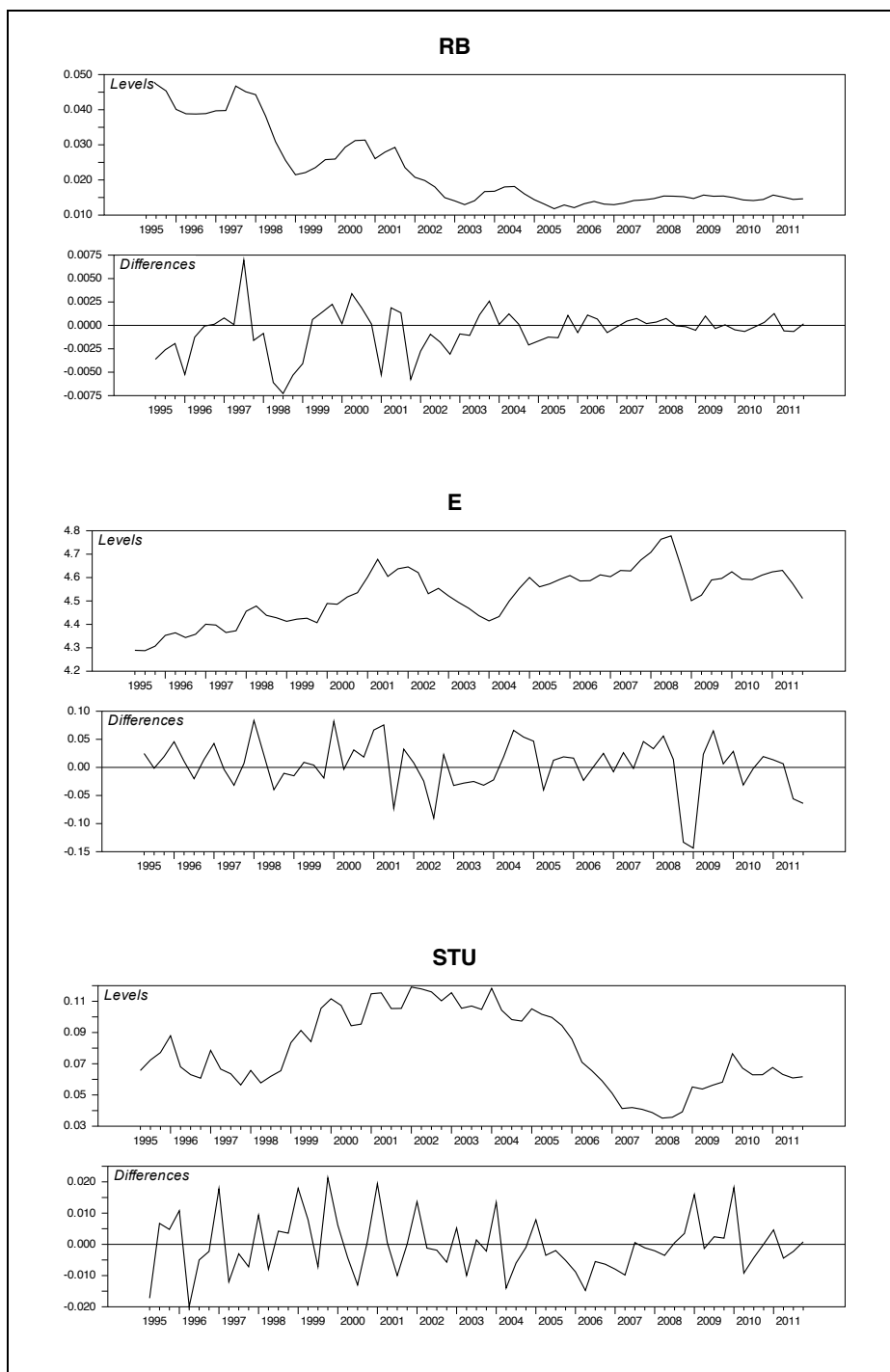
- teoretyczne i praktyczne* pod red. S. Krajewskiego, Instytut Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Kwiatkowski E. (2001) *Bezrobocie w Polsce – tendencje, determinanty i implikacje dla polityki gospodarczej*, PTE, Warszawa.
- Kwiatkowski E. (2002) *Bezrobocie. Podstawy teoretyczne*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Kwiatkowski E. (2002a) *Strukturalne determinanty naturalnej stopy bezrobocia*, „Bank i Kredyt”, Nr 11–12/2002.
- Kwiatkowski E., A. Rogut, S. Roszkowska (2009) *Zjawisko histerezy a bezrobocie równowagi w Polsce* [w:] *Bezrobocie równowagi w gospodarce polskiej. Szacunki, tendencje i determinanty*, red. W. Kwiatkowska, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2009.
- Layard R. (1986) *How to beat unemployment*, Oxford University Press, New York.
- Layard, R., S. Nickell S., R. Jackman (1991) *Unemployment*, Oxford University Press
- Llaudes R. (2005) *The Phillips Curve and Long-Term Unemployment*, “ECB Working Paper”, No. 441.
- Majsterek M., A. Welfe (2000) *Analiza kointegracyjna. Sprzężenie inflacyjne w: Gospodarka Polski w okresie transformacji. Zasady modelowania ekonometrycznego* [w:] pod red. A. Welfe, PWE, Warszawa.
- Manning A. (1993) *Wage Bargaining and the Phillips Curve: The Identification and Specification of Aggregate Wage Equations*, “The Economic Journal”, Vol. 103(416).
- Marques C. R., F. Martins, P. Portugal (2010) *Price and Wage Formation in Portugal*, “ECB Working Paper”, No. 1225.
- Marquez C. B. (2008) *Wage and price dynamics in Portugal*, “ECB Working Paper”, No. 945.
- Petrongolo B., Pissarides C. A. (2006) *Scale Effects in Markets With Search*, “The Economic Journal”, Vol. 116.
- Phelps E. S. (1967) *Phillips curves, expectations of inflation, and optimal unemployment over time*, “Economica”, Vol. 34.
- Phelps E. S. (1998) *Structural slumps :the modern equilibrium theory of unemployment, interest and assets*, Cambridge, Massachusetts; London, Harvard University Press.
- Phillips, A. W. H. (1958). *The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861–1957*, “Economica”, Vol. 25.

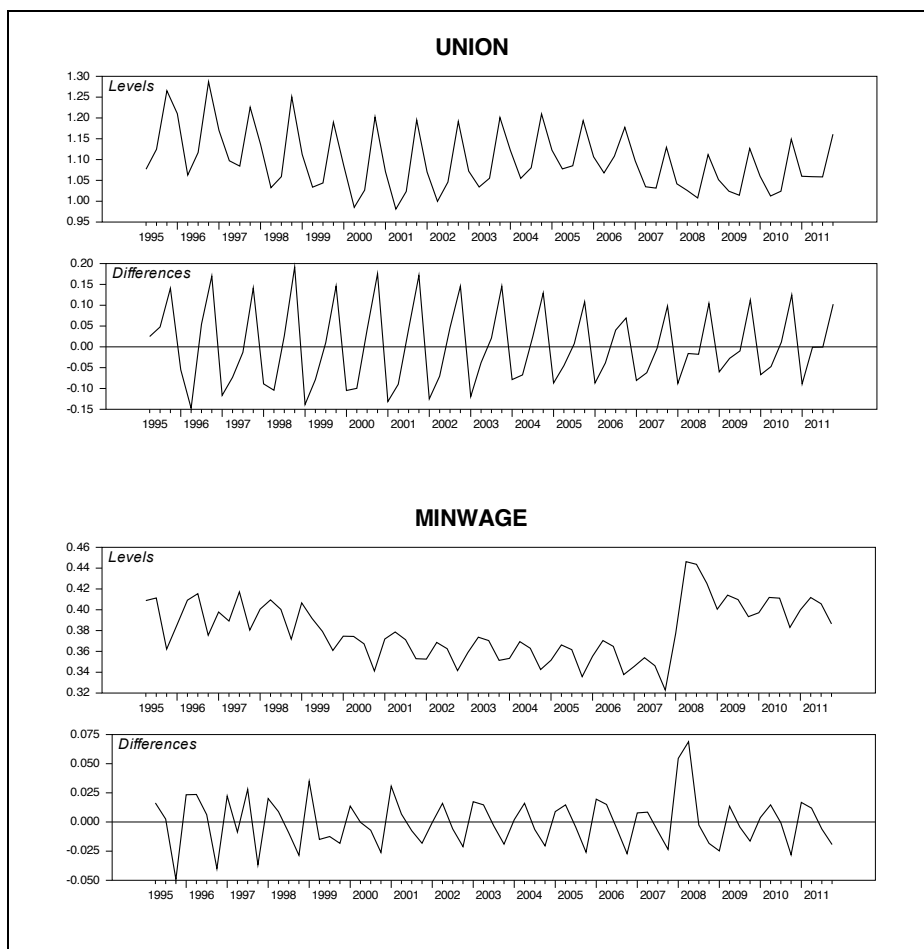
- Rudd J., K. Whelan (2005) *New tests of the New-Keynesian Phillips curve*, "Journal of Monetary Economics", 52 (2005).
- Russell B., A. Banerjee (2008) *The long-run Phillips curve and non-stationary inflation*, "Journal of Macroeconomics", Vol. 30(4).
- Snowdon B., H. Vane, P. Wynarczyk (1998) *Współczesne nurty teorii makroekonomii*, PWN, Warszawa.
- Socha J., Wojciechowski W., (2004) *Koncepcja NAIRU a druga fala bezrobocia w Polsce*, „Bank i Kredyt”, Nr 3.
- Socha M., U. Sztanderska (2000) *Strukturalne podstawy bezrobocia w Polsce*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Stockhammer E. (2004) *Explaining European unemployment: Testing the NAIRU Hypothesis and a Keynesian Approach*, "International Review of Applied Economics". Vol. 18(1).
- Welfe A. (2003) *Ekonometria*, PWE, Warszawa.
- Welfe A., J. Osiewalski (1998) *The Price Wage Mechanism: An Endogenous Switching Model*, "European Economic Review", Vol. 42(2).

Aneks

Rysunek 1A. Zmienne makroekonomiczne







Źródło: GUS, obliczenia własne.

Oznaczenia:

Y – produktywność pracy (PKB na pracującego; logarytm, ceny stałe)

WR = W – CPI płace realne (W to płaca nominalna, logarytm; CPI to indeks cen dóbr i usług konsumpcyjnych, logarytm);

DCPI – stopa inflacji (zmiana CPI);

PRICE_WEDGE – klin cenowy (PRICE_WEDGE=CPI–PPI; PPI to indeks cen producenta logarytm);

RB – nominalna stopa procentowa (oprocentowanie 10 letnich bonów);

E – realne efektywny kurs walutowy (EUR/PLN);

STU – stopa bezrobocia pomniejszona o odsetek bezrobotnych długookresowo;

MINWAGE – relacja płacy minimalnej do płacy przeciętnej;

UNION – relacja średniej płacy w „sektorach strajkujących” do płacy w pozostałych sektorach.

Tabela 1A. Liczba pracowników zaangażowanych w strajki (pośrednio i bezpośrednio) na 1000 zatrudnionych według sekcji PKD w latach 1995–2008

Sekcja/Rok	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Rolnictwo, łowiectwo, leśnictwo	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Rybołówstwo	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Górnictwo i kopalnictwo	0	31400	2900	361	0	0	0	0	0	0	0	20685	0	1155
Przetwórstwo przemysłowe	16500	10900	2400	8781	6135	1967	871	13	2848	0	1363	503	23616	2144
Wytwarzanie i zaopatrywanie w energię, gaz i wodę	0	0	0	6	393	250	83	0	0	0	0	0	0	166
Budownictwo	100	0	1700	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	39
Handel i naprawy	0	0	5100	0	18	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Hotele i restauracje	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	9
Transport, gospodarka magazynowa i łączność	1700	1600	2100	7735	1338	515	0	0	37	217	217	0	1779	11521
Pośrednictwo finansowe	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Obsługa rynku nieruchomości i firm	0	0	-	0	271	0	0	0	149	0	0	0	55	118
Administracja publiczna i obrona narodowa; obowiązkowe ubezpieczenia społeczne	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Edukacja	0	0	0	0	18933	0	0	0	0	0	0	0	26419	190677
Ochrona zdrowia i opieka społeczna	0	400	-	24	45	5126	429	0	0	0	12	3459	8040	3048
Pozostała działalność komunalna, społeczna i usług dla ludności	0	0	0	0	16	0	0	0	0	0	0	0	0	153
Razem	18300	44300	14200	16907	27149	7858	1383	13	3034	217	1592	24647	59909	209030

Źródło: Dane ILO.

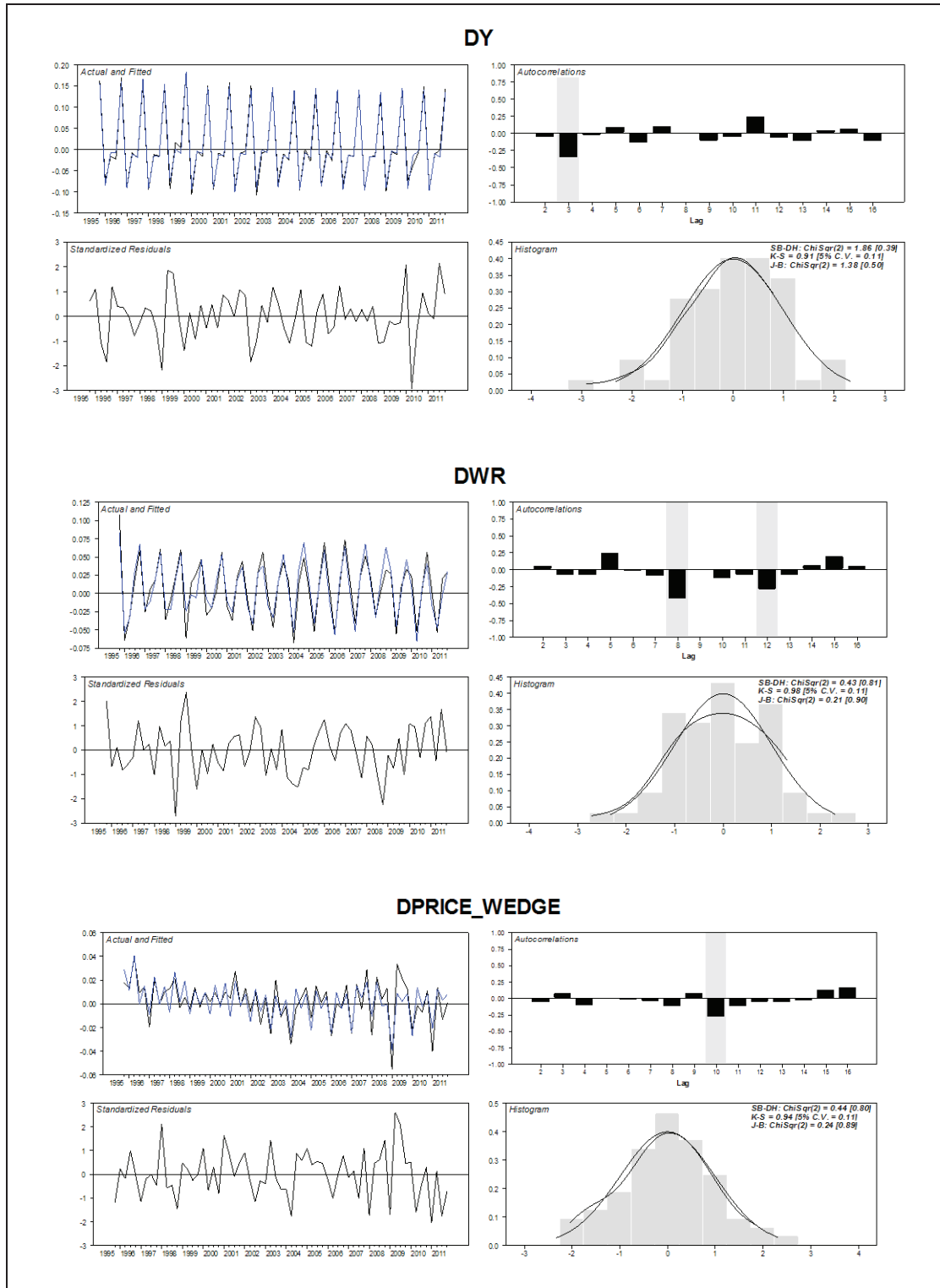
Tabela 2A. Wyniki estymacji modelu VAR

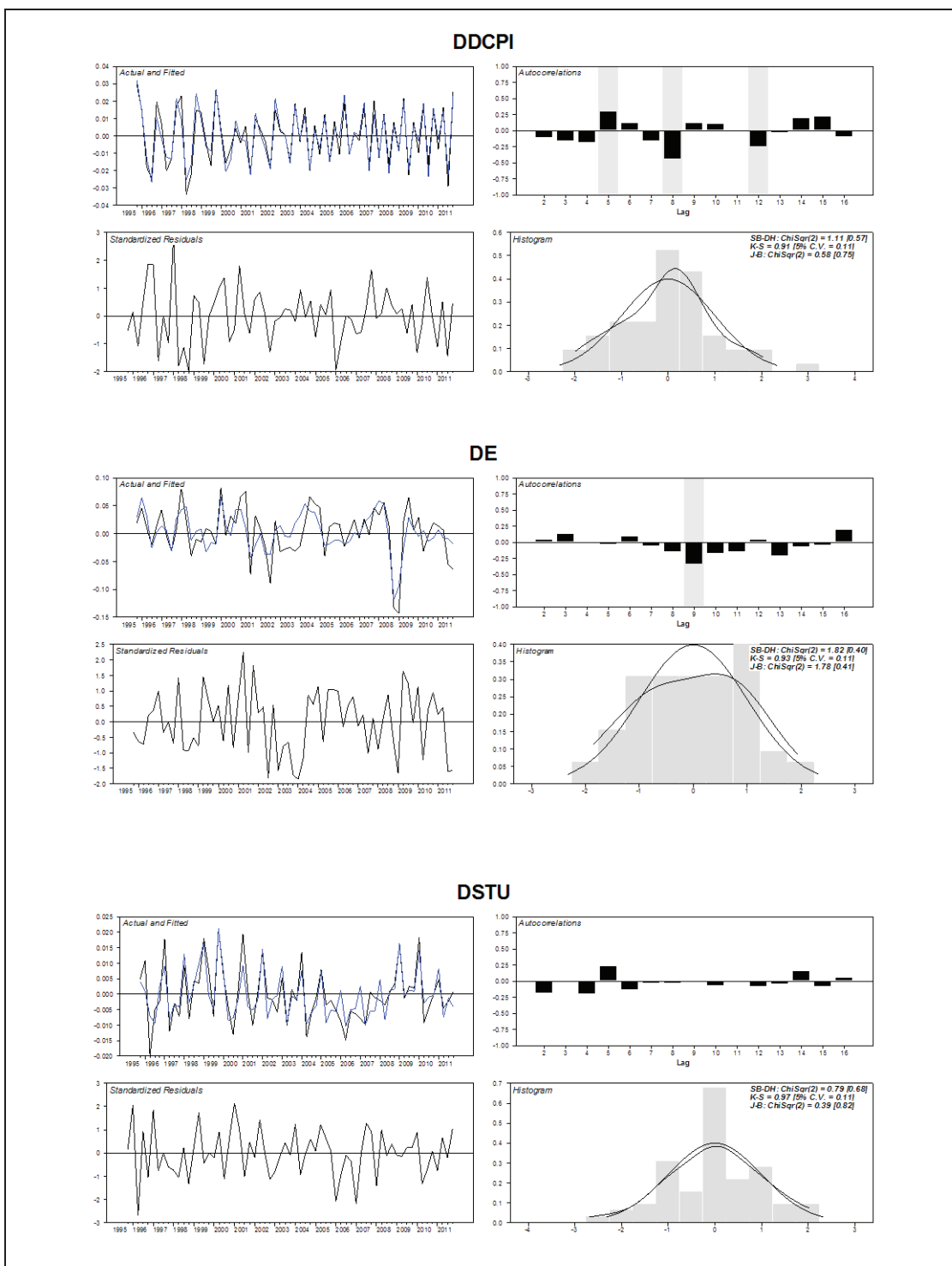
Sample:	1995:02 to 2011:04 (67 observations)								
Effective Sample:	1995:04 to 2011:04 (65 observations)								
Obs. - No. of variables:	41								
System variables:	Y WR PRICE_WEDGE DCPI E UNION MINWAGE STU RB								
Dummy-series:	DUM9904{0} DUM9703{0}								
Constant/Trend:	Unrestricted Constant								
No. of Centered Seasonals:	4								
Lags in VAR:	2								
I(2) analysis not available for the specified model.									
The unrestricted estimates:									
BETA (transposed)									
	Y	WR	PRICE_WEDGE	DCPI	E	UNION	MINWAGE	STU	RB
Beta (1)	1.929	-4.865	-56.583	-207.154	2.041	-26.736	7.875	6.656	95.875
Beta (2)	-37.133	59.281	33.335	1.126	-3.966	50.711	-71.853	31.216	142.878
Beta (3)	38.573	-39.121	2.293	61.008	-12.027	-35.409	-28.324	-63.660	83.543
Beta (4)	34.527	-26.776	18.139	-80.306	-12.597	-2.881	33.903	-17.274	220.379
Beta (5)	20.048	-22.424	22.809	31.365	8.090	30.524	11.439	-40.402	142.810
Beta (6)	0.600	1.062	-15.097	-103.094	3.054	12.535	-14.509	-21.545	2.951
Beta (7)	-21.323	25.336	11.535	15.702	6.156	-7.801	-26.179	2.018	64.497
Beta (8)	-19.588	9.489	38.714	-28.892	-9.743	12.621	-1.781	-49.146	-87.466
Beta (9)	-6.894	-6.710	10.834	-30.052	6.217	-0.474	-12.754	-5.554	-41.264
ALPHA									
	Alpha (1)	Alpha (2)	Alpha (3)	Alpha (4)	Alpha (5)	Alpha (6)	Alpha (7)	Alpha (8)	Alpha (9)
DY	0.003	0.002	-0.002	-0.001	-0.001	-0.002	-0.001	0.002	0.001
	(2.750)	(1.954)	(-1.814)	(-1.194)	(-1.519)	(-2.221)	(-0.833)	(2.463)	(0.748)
DWR	0.002	-0.003	0.006	-0.003	0.002	-0.000	-0.003	0.002	0.002
	(0.958)	(-2.011)	(3.480)	(-1.632)	(1.300)	(-0.179)	(-1.658)	(1.102)	(1.237)
DPRICE	0.003	0.003	0.002	-0.003	0.001	-0.002	0.001	-0.000	-0.002
	(2.240)	(2.204)	(1.661)	(-2.414)	(0.975)	(-1.974)	(0.499)	(-0.223)	(-1.447)
DDCPI	0.004	0.000	-0.001	0.000	-0.002	0.001	0.000	0.000	-0.001
	(6.211)	(0.439)	(-1.501)	(0.732)	(-2.696)	(2.543)	(0.220)	(0.325)	(-1.199)
DE	0.002	0.013	0.020	0.000	-0.006	-0.006	-0.004	0.002	-0.003
	(0.662)	(3.617)	(5.481)	(0.111)	(-1.690)	(-1.672)	(-1.009)	(0.506)	(-0.887)
DUNION	0.009	-0.006	0.002	0.003	-0.006	-0.006	0.003	-0.001	0.002
	(4.470)	(-2.836)	(0.746)	(1.579)	(-2.811)	(-3.104)	(1.341)	(-0.722)	(0.735)
DMINWA	-0.003	0.002	0.002	-0.002	-0.002	0.001	0.004	-0.001	-0.000
	(-2.988)	(2.268)	(1.605)	(-1.902)	(-1.912)	(1.239)	(3.225)	(-0.979)	(-0.098)
DSTU	0.001	-0.001	-0.000	0.001	0.000	-0.000	0.001	0.002	-0.000
	(0.873)	(-1.637)	(-0.044)	(1.815)	(0.349)	(-0.550)	(1.979)	(2.607)	(-0.741)
DRB	-0.000	-0.001	-0.000	-0.000	-0.001	0.000	-0.000	0.000	-0.000
	(-1.345)	(-3.040)	(-0.751)	(-1.836)	(-3.991)	(2.502)	(-1.656)	(0.607)	(-0.489)
PI									
	Y	WR	PRICE_WEDGE	DCPI	E	UNION	MINWAGE	STU	RB
DY	-0.237	0.226	-0.023	-0.490	-0.009	0.054	-0.082	0.191	-0.382
	(-3.362)	(2.788)	(-0.279)	(-1.966)	(-0.370)	(0.735)	(-0.930)	(1.986)	(-1.146)
DWR	0.313	-0.481	-0.124	0.180	-0.025	-0.308	0.070	-0.612	-0.562
	(2.537)	(-3.396)	(-0.871)	(0.413)	(-0.613)	(-2.383)	(0.451)	(-3.643)	(-0.967)
DPRICE	-0.086	0.133	-0.069	0.145	0.005	-0.001	-0.258	0.049	0.439
	(-1.022)	(1.376)	(-0.707)	(0.486)	(0.183)	(-0.013)	(-2.449)	(0.430)	(1.105)

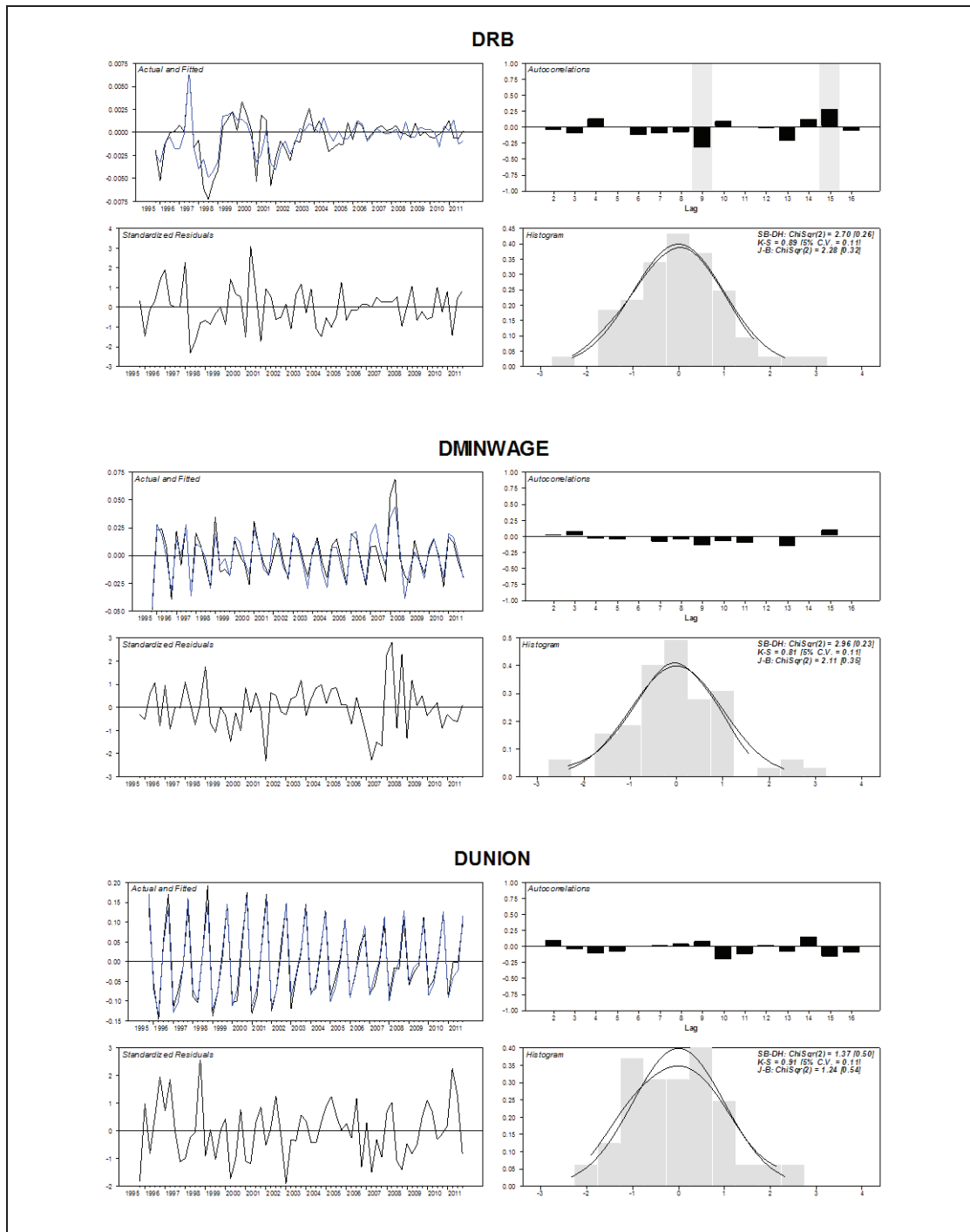
DDCFI	-0.054	0.067	-0.249	-1.029	-0.002	-0.082	0.015	0.108	0.207
	(-1.261)	(1.366)	(-5.024)	(-6.789)	(-0.149)	(-1.832)	(0.283)	(1.840)	(1.020)
DE	0.234	0.054	0.297	1.107	-0.416	-0.311	-1.310	-0.543	2.673
	(0.889)	(0.180)	(0.979)	(1.193)	(-4.850)	(-1.130)	(-3.983)	(-1.518)	(2.155)
DUNION	0.247	-0.372	-0.702	-1.571	-0.043	-0.909	0.499	0.168	0.295
	(1.634)	(-2.135)	(-4.009)	(-2.938)	(-0.874)	(-5.735)	(2.635)	(0.813)	(0.413)
DMINWA	-0.197	0.278	0.164	0.837	0.007	0.069	-0.456	0.095	-0.240
	(-2.464)	(3.026)	(1.772)	(2.968)	(0.279)	(0.827)	(-4.566)	(0.877)	(-0.635)
DSTU	0.025	-0.045	0.036	-0.167	-0.018	-0.052	0.089	-0.115	0.131
	(0.573)	(-0.912)	(0.720)	(-1.106)	(-1.288)	(-1.155)	(1.664)	(-1.969)	(0.651)
DRB	-0.006	-0.006	-0.032	-0.006	-0.000	-0.026	0.022	0.009	-0.291
	(-0.462)	(-0.427)	(-2.247)	(-0.136)	(-0.097)	(-2.038)	(1.458)	(0.528)	(-5.022)
Log-Likelihood = 2926.251									

Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 2A. Reszty empiryczne modelu VAR







Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3A. Wyniki testu śladu

I(1)-ANALYSIS							
p-r	r	Eig.Value	Trace	Trace*	Frac95	P-Value	P-Value*
9	0	0.766	313.805	249.889	197.220	0.000	0.000
8	1	0.560	219.278	175.356	159.319	0.000	0.004
7	2	0.536	165.910	135.786	125.417	0.000	0.009
6	3	0.427	116.023	97.030	95.514	0.001	0.039
5	4	0.374	79.863	59.322	69.611	0.005	0.258
4	5	0.242	49.441	36.107	47.707	0.034	0.396
3	6	0.214	31.433	21.480	29.804	0.032	0.339
2	7	0.173	15.745	12.440	15.408	0.044	0.138
1	8	0.051	3.401	2.377	3.841	0.065	0.123

* korekta Bartletta

Źródło: obliczenia własne.

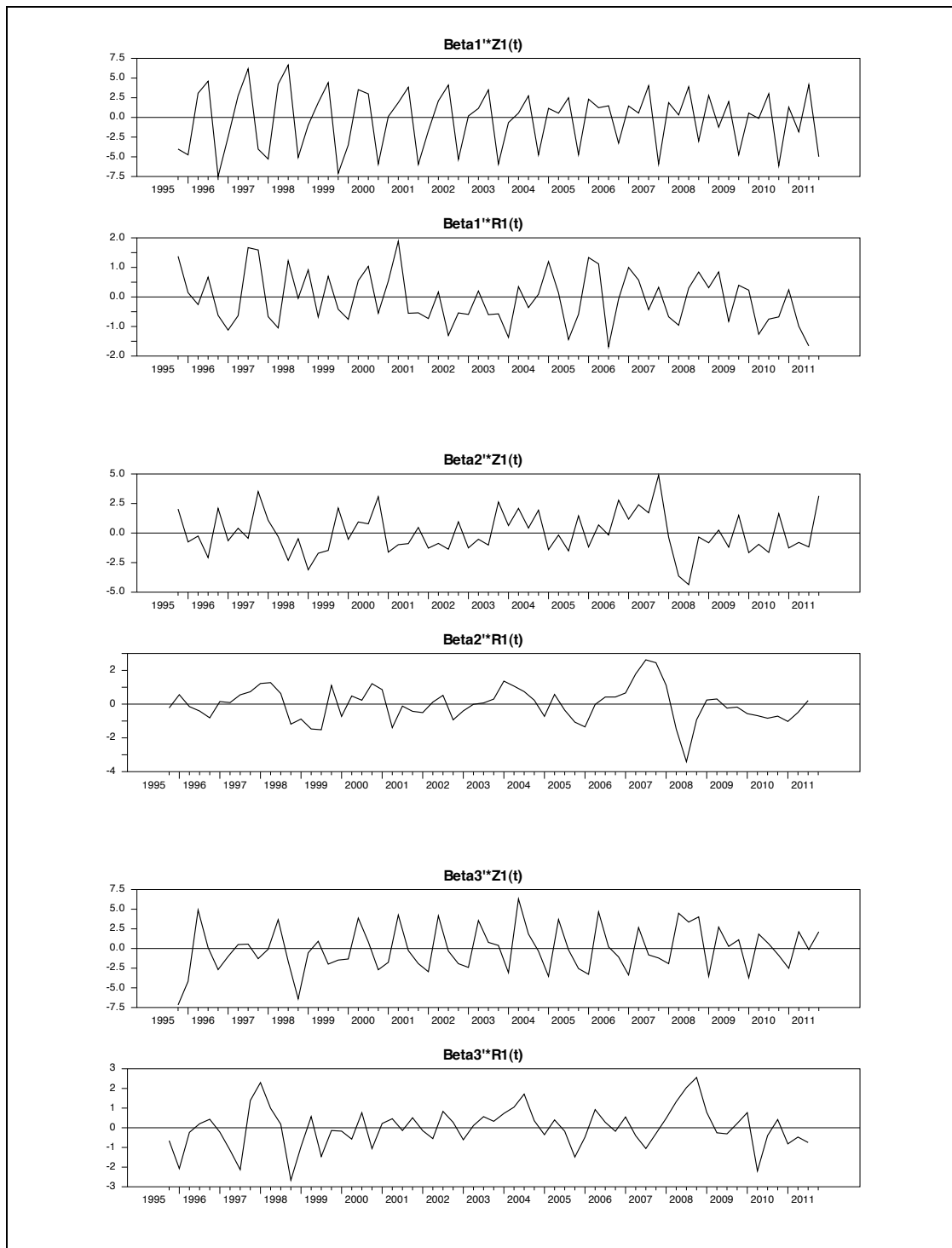
Oznaczenia: r – liczba wektorów kointegrujących (rzęd macierzy beta), p – rząd macierzy pi.

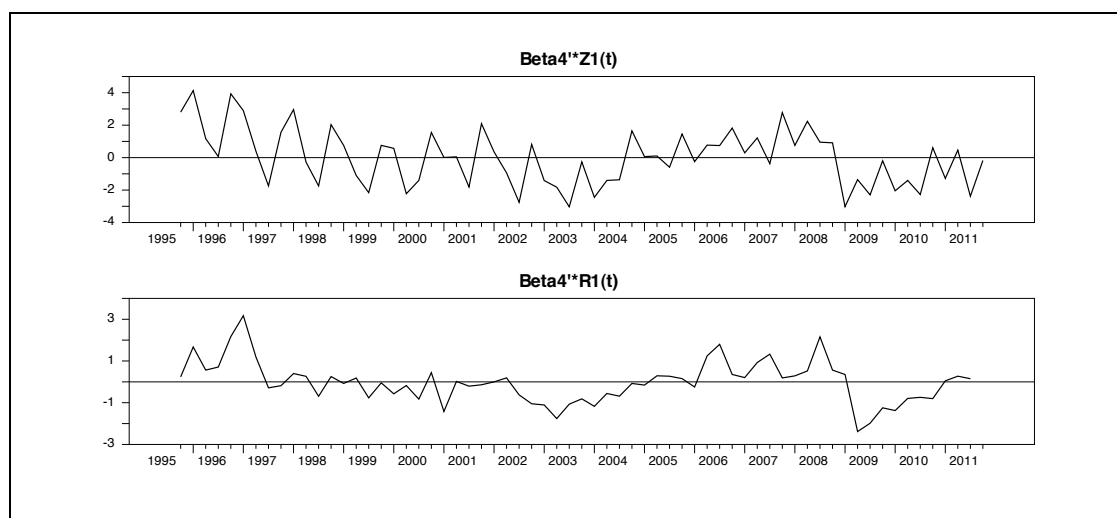
Tabela 4A. Pierwiastki macierzy towarzyszącej

The Roots of the COMPANION MATRIX // Model: H(9)				
	Real	Imaginary	Modulus	Argument
Root1	0.973	-0.000	0.973	-0.000
Root2	0.920	0.128	0.929	0.139
Root3	0.920	-0.128	0.929	-0.139
Root4	0.849	0.000	0.849	0.000
Root5	0.639	-0.384	0.746	-0.542
Root6	0.639	0.384	0.746	0.542
Root7	0.684	0.283	0.740	0.392
Root8	0.684	-0.283	0.740	-0.392
Root9	-0.038	0.734	0.735	1.623
Root10	-0.038	-0.734	0.735	-1.623
Root11	0.272	0.491	0.561	1.066
Root12	0.272	-0.491	0.561	-1.066
Root13	-0.511	-0.000	0.511	-3.142
Root14	0.032	0.427	0.428	1.495
Root15	0.032	-0.427	0.428	-1.495
Root16	-0.246	0.267	0.363	2.314
Root17	-0.246	-0.267	0.363	-2.314
Root18	-0.038	0.000	0.038	3.142

Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 3A. Wektory kointegrujące modelu VECM





Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5A. Wyniki testu wykluczenia z przestrzeni kointegracyjnej

LR-test, Chi-Square(r), P-values in brackets.

r	DGF	5% C.V.	Y	WR	PRICE_WEDGE	DCPI	E	UNION	MINWAGE	STU	RB
1	1	3.841	0.061	0.251	30.863	42.183	0.810	8.353	0.533	0.433	7.136
			[0.806]	[0.617]	[0.000]	[0.000]	[0.368]	[0.004]	[0.465]	[0.511]	[0.008]
2	2	5.991	3.847	6.220	39.557	45.476	1.386	14.231	8.013	1.956	11.640
			[0.146]	[0.045]	[0.000]	[0.000]	[0.500]	[0.001]	[0.018]	[0.376]	[0.003]
3	3	7.815	12.258	17.258	47.213	52.639	7.053	27.469	18.461	12.932	13.936
			[0.007]	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.070]	[0.000]	[0.000]	[0.005]	[0.003]
4	4	9.488	15.057	19.815	48.730	55.581	9.587	27.648	21.744	13.736	16.466
			[0.005]	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.048]	[0.000]	[0.000]	[0.008]	[0.002]
5	5	11.070	20.405	25.162	52.933	57.418	14.644	32.575	26.533	18.230	21.815
			[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.012]	[0.000]	[0.000]	[0.003]	[0.001]
6	6	12.592	29.122	34.219	59.911	68.926	22.392	43.860	35.904	27.235	32.314
			[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
7	7	14.067	31.386	37.276	60.300	71.813	23.648	46.433	39.159	27.246	34.440
			[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
8	8	15.507	40.120	46.039	68.891	80.283	31.367	55.368	47.540	36.125	43.040
			[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 6A. Wyniki testu stacjonarności

LR-test, Chi-Square(9-r), P-values in brackets.

r	DGF	5% C.V.	Y	WR	PRICE_WEDGE	DCPI	E	UNION	MINWAGE	STU	RB
1	8	15.507	65.546	72.366	68.697	74.040	72.715	75.507	82.681	86.116	60.173
			[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
2	7	14.067	32.200	36.363	36.567	33.527	35.599	35.077	40.816	44.088	28.909
			[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
3	6	12.592	24.266	28.480	28.626	25.638	29.160	29.014	34.563	36.520	21.749
			[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.001]
4	5	11.070	10.794	15.053	15.000	11.684	16.173	15.252	26.289	23.218	8.096
			[0.056]	[0.010]	[0.010]	[0.039]	[0.006]	[0.009]	[0.000]	[0.000]	[0.151]
5	4	9.488	7.805	11.972	13.549	9.785	13.348	12.773	23.225	20.567	5.034
			[0.099]	[0.018]	[0.009]	[0.044]	[0.010]	[0.012]	[0.000]	[0.000]	[0.284]
6	3	7.815	3.920	7.528	10.964	5.665	13.340	13.740	25.377	17.605	0.812
			[0.270]	[0.057]	[0.012]	[0.129]	[0.004]	[0.003]	[0.000]	[0.001]	[0.847]
7	2	5.991	1.534	3.455	6.814	4.977	2.595	0.443	10.903	7.933	0.666
			[0.464]	[0.178]	[0.033]	[0.083]	[0.273]	[0.801]	[0.004]	[0.019]	[0.717]
8	1	3.841	0.612	3.123	6.669	5.074	2.127	0.401	7.645	6.104	0.395
			[0.434]	[0.077]	[0.010]	[0.024]	[0.145]	[0.526]	[0.006]	[0.013]	[0.530]

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 7A. Wyniki testu słabej egzogeniczności

LR-Test, Chi-Square(r), P-values in brackets.												
r	DGF	5% C.V.	Y	WR	PRICE_WEDGE	DCPI	E	UNION	MINWAGE	STU	RB	
1	1	3.841	4.570	0.539	3.148	21.032	0.179	9.723	4.979	0.537	0.901	
			[0.033]	[0.463]	[0.076]	[0.000]	[0.672]	[0.002]	[0.026]	[0.463]	[0.342]	
2	2	5.991	6.437	1.828	5.536	21.180	2.292	13.763	7.361	2.248	4.471	
			[0.040]	[0.401]	[0.063]	[0.000]	[0.318]	[0.001]	[0.025]	[0.325]	[0.107]	
3	3	7.815	8.677	8.999	7.450	22.686	16.027	14.196	9.005	2.250	4.780	
			[0.034]	[0.029]	[0.059]	[0.000]	[0.001]	[0.003]	[0.029]	[0.522]	[0.189]	
4	4	9.488	9.266	10.790	9.918	22.836	16.439	14.735	10.175	4.203	5.261	
			[0.055]	[0.029]	[0.042]	[0.000]	[0.002]	[0.005]	[0.038]	[0.379]	[0.262]	
5	5	11.070	10.397	14.455	11.313	25.308	19.658	16.946	12.590	4.359	8.904	
			[0.065]	[0.013]	[0.046]	[0.000]	[0.001]	[0.005]	[0.028]	[0.499]	[0.113]	
6	6	12.592	14.451	14.560	17.723	36.308	28.397	26.065	14.007	4.562	17.618	
			[0.025]	[0.024]	[0.007]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.030]	[0.601]	[0.007]	
7	7	14.067	14.738	16.365	18.246	37.079	31.014	28.731	16.950	5.559	20.578	
			[0.040]	[0.022]	[0.011]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.018]	[0.592]	[0.004]	
8	8	15.507	21.793	19.221	18.335	37.540	34.485	34.589	25.848	12.899	28.174	
			[0.005]	[0.014]	[0.019]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.001]	[0.115]	[0.000]	

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 8A. Wyniki testu wektora jednostkowego w macierzy alfa

LR-test, Chi-Square(9-r), P-values in brackets.												
r	DGF	5% C.V.	Y	WR	PRICE_WEDGE	DCPI	E	UNION	MINWAGE	STU	RB	
1	8	15.507	62.075	48.859	65.031	24.516	55.292	58.155	72.954	72.164	48.142	
			[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.002]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
2	7	14.067	20.265	20.746	27.150	19.094	16.497	22.151	31.552	33.962	17.691	
			[0.005]	[0.004]	[0.000]	[0.008]	[0.021]	[0.002]	[0.000]	[0.000]	[0.013]	
3	6	12.592	15.980	13.257	20.410	18.434	10.318	21.279	25.318	31.267	17.203	
			[0.014]	[0.039]	[0.002]	[0.005]	[0.112]	[0.002]	[0.000]	[0.000]	[0.009]	
4	5	11.070	11.006	7.358	6.782	8.720	3.612	10.239	13.516	20.153	6.745	
			[0.051]	[0.195]	[0.237]	[0.121]	[0.606]	[0.069]	[0.019]	[0.001]	[0.240]	
5	4	9.488	9.607	6.099	6.354	5.498	2.716	6.852	12.246	18.724	4.659	
			[0.048]	[0.192]	[0.174]	[0.240]	[0.606]	[0.144]	[0.016]	[0.001]	[0.324]	
6	3	7.815	7.924	3.950	4.796	0.148	2.606	3.597	9.168	14.730	4.471	
			[0.048]	[0.267]	[0.187]	[0.985]	[0.456]	[0.308]	[0.027]	[0.002]	[0.215]	
7	2	5.991	4.855	3.803	4.641	0.044	0.470	2.075	1.248	3.158	2.582	
			[0.088]	[0.149]	[0.098]	[0.978]	[0.791]	[0.354]	[0.536]	[0.206]	[0.275]	
8	1	3.841	1.627	2.638	4.006	0.043	0.329	0.236	1.233	0.791	2.421	
			[0.202]	[0.104]	[0.045]	[0.836]	[0.566]	[0.627]	[0.267]	[0.374]	[0.120]	

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 9A. Model VECM z 3 wektorami kointegrującymi

RE-NORMALIZATION OF THE EIGENVECTORS:									
THE EIGENVECTOR(s) (transposed)									
	Y	WR	PRICE_WEDGE	DCPI	E	UNION2R	MINWAGE	STU	RB
Beta (1)	1.929	-4.865	-56.583	-207.154	2.041	-26.736	7.875	6.656	95.875
Beta (2)	-37.133	59.281	33.335	1.126	-3.966	50.711	-71.853	31.216	142.878
Beta (3)	38.573	-39.121	2.293	61.008	-12.027	-35.409	-28.324	-63.660	83.543
THE MATRICES BASED ON 3 COINTEGRATING VECTORS:									
BETA (transposed)									
	Y	WR	PRICE_WEDGE	DCPI	E	UNION2R	MINWAGE	STU	RB
Beta (1)	-0.009	0.023	0.273	1.000	-0.010	0.129	-0.038	-0.032	-0.463
Beta (2)	-0.260	0.415	0.233	0.008	-0.028	0.355	-0.503	0.218	1.000
Beta (3)	0.462	-0.468	0.027	0.730	-0.144	-0.424	-0.339	-0.762	1.000
ALPHA									
	Alpha(1)	Alpha(2)	Alpha(3)						
DY	-0.550	0.269	-0.146						
	(-2.464)	(1.750)	(-1.625)						
DWR	-0.335	-0.484	0.490						
	(-0.893)	(-1.873)	(3.242)						
DPRICE	-0.534	0.363	0.160						
	(-2.044)	(2.011)	(1.516)						
DDCPI	-0.755	0.037	-0.074						
	(-5.569)	(0.394)	(-1.346)						
DE	-0.493	1.858	1.646						
	(-0.626)	(3.420)	(5.181)						
DUNION	-1.917	-0.839	0.129						
	(-3.844)	(-2.439)	(0.642)						
DMINWA	0.676	0.354	0.146						
	(2.610)	(1.981)	(1.402)						
DSTU	-0.106	-0.137	-0.002						
	(-0.787)	(-1.476)	(-0.040)						
DRB	0.047	-0.073	-0.011						
	(1.119)	(-2.529)	(-0.625)						
PI									
	Y	WR	PRICE_WEDGE	DCPI	E	UNION2R	MINWAGE	STU	RB
DY	-0.132	0.167	-0.091	-0.654	0.019	0.087	-0.065	0.188	0.377
	(-2.295)	(2.182)	(-1.290)	(-2.813)	(1.375)	(1.194)	(-0.777)	(2.450)	(1.832)
DWR	0.355	-0.438	-0.191	0.019	-0.054	-0.423	0.090	-0.469	0.161
	(3.665)	(-3.403)	(-1.606)	(0.050)	(-2.318)	(-3.468)	(0.642)	(-3.636)	(0.464)
DPRICE	-0.015	0.063	-0.057	-0.415	-0.028	-0.008	-0.216	-0.025	0.770
	(-0.229)	(0.702)	(-0.687)	(-1.522)	(-1.718)	(-0.094)	(-2.207)	(-0.282)	(3.189)
DDCPI	-0.037	0.032	-0.200	-0.809	0.017	-0.053	0.035	0.088	0.313
	(-1.041)	(0.687)	(-4.642)	(-5.720)	(2.026)	(-1.206)	(0.691)	(1.896)	(2.498)
DE	0.282	-0.011	0.344	0.723	-0.284	-0.102	-1.474	-0.832	3.732
	(1.383)	(-0.042)	(1.377)	(0.881)	(-5.816)	(-0.398)	(-4.992)	(-3.074)	(5.132)
DUNION	0.296	-0.454	-0.716	-1.829	0.024	-0.600	0.451	-0.220	0.177
	(2.291)	(-2.646)	(-4.525)	(-3.519)	(0.764)	(-3.698)	(2.413)	(-1.284)	(0.385)

DMINWA	-0.031	0.094	0.271	0.786	-0.038	0.151	-0.253	-0.056	0.188
	(-0.458)	(1.058)	(3.301)	(2.910)	(-2.342)	(1.790)	(-2.610)	(-0.629)	(0.784)
DSTU	0.036	-0.058	-0.061	-0.109	0.005	-0.061	0.074	-0.025	-0.090
	(1.022)	(-1.261)	(-1.428)	(-0.774)	(0.619)	(-1.402)	(1.460)	(-0.537)	(-0.725)
DRB	0.014	-0.024	-0.005	0.039	0.003	-0.015	0.038	-0.009	-0.105
	(1.262)	(-1.686)	(-0.341)	(0.884)	(1.190)	(-1.131)	(2.455)	(-0.654)	(-2.723)

Log-Likelihood = 2862.881

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 10A. Model VECM z restrykcjami na parametry macierzy beta

TEST OF RESTRICTED MODEL: CHISQR(5) = 4.151 [0.528]									
RE-NORMALIZATION OF THE EIGENVECTORS:									
THE EIGENVECTOR(s) (transposed)									
	Y	WR	PRICE_WEDGE	DCPI	E	UNION2R	MINWAGE	STU	RB
Beta(1)	44.075	-57.353	-57.353	-66.619	0.000	-65.863	0.000	-61.450	66.619
Beta(2)	0.000	14.026	0.000	-24.617	-8.348	0.000	-78.984	-23.403	203.826
Beta(3)	0.000	0.000	62.839	253.958	0.000	27.696	0.000	-9.280	-148.769
THE MATRICES BASED ON 3 COINTEGRATING VECTORS:									
BETA (transposed)									
	Y	WR	PRICE_WEDGE	DCPI	E	UNION2R	MINWAGE	STU	RB
Beta(1)	-0.768	1.000	1.000	1.162	0.000	1.148	0.000	1.071	-1.162
	(-35.862)	(.NA)	(.NA)	(2.885)	(.NA)	(13.009)	(.NA)	(9.643)	(-2.885)
Beta(2)	0.000	-0.570	0.000	1.000	0.339	0.000	3.209	0.951	-8.280
	(.NA)	(-5.045)	(.NA)	(.NA)	(4.305)	(.NA)	(10.221)	(3.052)	(-7.227)
Beta(3)	0.000	0.000	1.000	4.041	0.000	0.441	0.000	-0.148	-2.367
	(.NA)	(.NA)	(.NA)	(16.244)	(.NA)	(8.948)	(.NA)	(-2.367)	(-8.917)
ALPHA									
	Alpha(1)	Alpha(2)	Alpha(3)						
DY	0.140	-0.013	-0.218						
	(2.272)	(-0.491)	(-3.229)						
DWR	-0.387	0.005	0.172						
	(-3.766)	(0.105)	(1.527)						
DPRICE	-0.024	-0.075	-0.042						
	(-0.337)	(-2.436)	(-0.541)						
DDCPI	0.046	0.017	-0.234						
	(1.247)	(1.100)	(-5.794)						
DE	0.019	-0.498	0.311						
	(0.082)	(-5.129)	(1.254)						
DUNION	-0.247	0.140	-0.456						
	(-1.771)	(2.335)	(-2.989)						
DMINWA	0.034	-0.087	0.231						
	(0.483)	(-2.838)	(2.974)						
DSTU	-0.024	0.023	-0.036						
	(-0.643)	(1.468)	(-0.869)						
DRB	-0.012	0.012	0.009						
	(-1.027)	(2.375)	(0.678)						
PI									

	Y	WR	PRICE_WEDGE	DCPI	E	UNION2R	MINWAGE	STU	RB
DY	-0.107 (-2.272)	0.147 (2.149)	-0.078 (-1.107)	-0.730 (-3.000)	-0.004 (-0.491)	0.065 (1.001)	-0.042 (-0.491)	0.170 (2.523)	0.460 (2.285)
DWR	0.297 (3.766)	-0.389 (-3.407)	-0.215 (-1.830)	0.250 (0.615)	0.002 (0.105)	-0.368 (-3.420)	0.015 (0.105)	-0.435 (-3.880)	0.004 (0.012)
DPRICE	0.018 (0.337)	0.018 (0.233)	-0.066 (-0.812)	-0.273 (-0.968)	-0.025 (-2.436)	-0.046 (-0.617)	-0.239 (-2.436)	-0.090 (-1.160)	0.745 (3.192)
DDCPI	-0.035 (-1.247)	0.036 (0.879)	-0.188 (-4.460)	-0.876 (-5.999)	0.006 (1.100)	-0.050 (-1.302)	0.056 (1.100)	0.101 (2.492)	0.357 (2.955)
DE	-0.014 (-0.082)	0.302 (1.201)	0.329 (1.274)	0.780 (0.872)	-0.169 (-5.129)	0.158 (0.668)	-1.597 (-5.129)	-0.499 (-2.020)	3.365 (4.544)
DUNION	0.190 (1.771)	-0.326 (-2.105)	-0.703 (-4.413)	-1.991 (-3.612)	0.047 (2.335)	-0.484 (-3.316)	0.448 (2.335)	-0.064 (-0.422)	0.211 (0.462)
DMINWA	-0.026 (-0.483)	0.084 (1.057)	0.266 (3.271)	0.889 (3.162)	-0.029 (-2.838)	0.141 (1.898)	-0.278 (-2.838)	-0.080 (-1.027)	0.129 (0.553)
DSTU	0.018 (0.643)	-0.037 (-0.900)	-0.059 (-1.395)	-0.148 (-1.002)	0.008 (1.468)	-0.043 (-1.104)	0.075 (1.468)	0.002 (0.047)	-0.083 (-0.677)
DRB	0.009 (1.027)	-0.019 (-1.444)	-0.003 (-0.248)	0.033 (0.715)	0.004 (2.375)	-0.010 (-0.812)	0.038 (2.375)	-0.003 (-0.220)	-0.104 (-2.751)

Log-Likelihood = 2860.805

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 11A. Model VECM z restrykcjami na parametry macierzy beta i efektem B-S

TEST OF RESTRICTED MODEL: CHISQR(5) = 4.149 [0.528]									
RE-NORMALIZATION OF THE EIGENVECTORS:									
THE EIGENVECTOR(s) (transposed)									
	Y	WR	PRICE_WEDGE	DCPI	E	UNION2R	MINWAGE	STU	RB
Beta(1)	44.131	-57.147	-57.147	-71.872	0.000	-64.116	0.000	-61.762	71.872
Beta(2)	0.000	-14.777	8.160	69.969	8.160	0.000	77.809	21.133	-237.930
Beta(3)	0.000	0.000	66.487	270.220	0.000	28.917	0.000	-9.619	-158.371
THE MATRICES BASED ON 3 COINTEGRATING VECTORS:									
BETA(transposed)									
	Y	WR	PRICE_WEDGE	DCPI	E	UNION2R	MINWAGE	STU	RB
Beta(1)	-0.772	1.000	1.000	1.258	0.000	1.122	0.000	1.081	-1.258
	(-35.985)	(.NA)	(.NA)	(3.096)	(.NA)	(12.594)	(.NA)	(9.776)	(-3.096)
Beta(2)	0.000	-0.211	0.117	1.000	0.117	0.000	1.112	0.302	-3.401
	(.NA)	(-5.272)	(5.261)	(.NA)	(5.261)	(.NA)	(10.156)	(2.640)	(-8.284)
Beta(3)	0.000	0.000	1.000	4.064	0.000	0.435	0.000	-0.145	-2.382
	(.NA)	(.NA)	(.NA)	(16.870)	(.NA)	(9.033)	(.NA)	(-2.327)	(-9.120)
ALPHA									
	Alpha(1)	Alpha(2)	Alpha(3)						
DY	0.140	-0.030	-0.218						
	(2.291)	(-0.395)	(-3.052)						
DWR	-0.393	0.014	0.176						
	(-3.843)	(0.113)	(1.480)						
DPRICE	-0.030	-0.208	-0.010						
	(-0.428)	(-2.385)	(-0.124)						
DDCPI	0.047	0.051	-0.242						
	(1.282)	(1.138)	(-5.668)						
DE	-0.029	-1.388	0.522						
	(-0.128)	(-4.990)	(1.975)						
DUNION	-0.231	0.421	-0.527						
	(-1.670)	(2.483)	(-3.270)						
DMINWA	0.027	-0.236	0.265						
	(0.383)	(-2.716)	(3.198)						
DSTU	-0.022	0.068	-0.046						
	(-0.583)	(1.488)	(-1.068)						
DRB	-0.011	0.035	0.003						
	(-0.967)	(2.487)	(0.210)						
PI									
	Y	WR	PRICE_WEDGE	DCPI	E	UNION2R	MINWAGE	STU	RB
DY	-0.108	0.147	-0.081	-0.737	-0.003	0.063	-0.033	0.174	0.442
	(-2.291)	(2.150)	(-1.144)	(-3.042)	(-0.395)	(0.973)	(-0.395)	(2.549)	(2.121)
DWR	0.303	-0.396	-0.215	0.235	0.002	-0.364	0.016	-0.445	0.027
	(3.843)	(-3.478)	(-1.831)	(0.581)	(0.113)	(-3.379)	(0.113)	(-3.909)	(0.077)
DPRICE	0.024	0.013	-0.065	-0.288	-0.024	-0.039	-0.231	-0.094	0.770
	(0.428)	(0.170)	(-0.793)	(-1.022)	(-2.385)	(-0.515)	(-2.385)	(-1.186)	(3.175)
DDCPI	-0.036	0.036	-0.189	-0.875	0.006	-0.053	0.057	0.102	0.344
	(-1.282)	(0.887)	(-4.478)	(-6.014)	(1.138)	(-1.355)	(1.138)	(2.474)	(2.748)
DE	0.023	0.264	0.331	0.697	-0.162	0.194	-1.543	-0.526	3.513

	(0.128)	(1.043)	(1.267)	(0.776)	(-4.990)	(0.811)	(-4.990)	(-2.076)	(4.541)
DUNION	0.179	-0.320	-0.709	-2.011	0.049	-0.489	0.468	-0.047	0.114
	(1.670)	(-2.077)	(-4.453)	(-3.671)	(2.483)	(-3.346)	(2.483)	(-0.302)	(0.243)
DMINWA	-0.021	0.077	0.264	0.873	-0.028	0.146	-0.263	-0.080	0.139
	(-0.383)	(0.975)	(3.231)	(3.104)	(-2.716)	(1.942)	(-2.716)	(-1.011)	(0.576)
DSTU	0.017	-0.036	-0.060	-0.147	0.008	-0.044	0.075	0.004	-0.093
	(0.583)	(-0.869)	(-1.403)	(-1.002)	(1.488)	(-1.133)	(1.488)	(0.090)	(-0.734)
DRB	0.009	-0.019	-0.004	0.032	0.004	-0.011	0.039	-0.002	-0.112
	(0.967)	(-1.446)	(-0.320)	(0.713)	(2.487)	(-0.928)	(2.487)	(-0.144)	(-2.854)
Log-Likelihood = 2860.806									

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 12A. Model VECM z restrykcjami na parametry macierzy beta i restrykcjami słabej egzogeniczności

TEST OF RESTRICTED MODEL: CHISQR(11) = 12.678 [0.315]									
RE-NORMALIZATION OF THE EIGENVECTORS:									
THE EIGENVECTOR(s) (transposed)									
	Y	WR	PRICE_WEDGE	DCPI	E	UNION	MINWAGE	STU	RB
Beta (1)	44.650	-56.948	-56.948	-75.192	0.000	-61.637	0.000	-61.608	75.192
Beta (2)	0.000	16.375	-11.192	-101.399	-11.192	0.000	-78.976	-22.687	229.978
Beta (3)	0.000	0.000	70.347	279.599	0.000	29.662	0.000	-10.703	-150.505
THE MATRICES BASED ON 3 COINTEGRATING VECTORS:									
BETA (transposed)									
	Y	WR	PRICE_WEDGE	DCPI	E	UNION	MINWAGE	STU	RB
Beta (1)	-0.784	1.000	1.000	1.320	0.000	1.082	0.000	1.082	-1.320
	(-36.256)	(.NA)	(.NA)	(3.136)	(.NA)	(11.756)	(.NA)	(9.861)	(-3.136)
Beta (2)	0.000	-0.161	0.110	1.000	0.110	0.000	0.779	0.224	-2.268
	(.NA)	(-5.376)	(6.685)	(.NA)	(6.685)	(.NA)	(9.454)	(2.654)	(-7.342)
Beta (3)	0.000	0.000	1.000	3.975	0.000	0.422	0.000	-0.152	-2.139
	(.NA)	(.NA)	(.NA)	(17.256)	(.NA)	(9.124)	(.NA)	(-2.537)	(-8.521)
ALPHA									
	Alpha(1)	Alpha(2)	Alpha(3)						
DY	0.150	-0.053	-0.223						
	(2.461)	(-0.506)	(-2.988)						
DWR	-0.407	0.078	0.151						
	(-4.020)	(0.451)	(1.213)						
DPRICE	-0.052	-0.220	-0.005						
	(-0.706)	(-1.746)	(-0.052)						
DDCPI	0.074	-0.064	-0.238						
	(2.129)	(-1.072)	(-5.606)						
DE	-0.071	-2.125	0.619						
	(-0.322)	(-5.583)	(2.276)						
DUNION	-0.203	0.641	-0.547						
	(-1.461)	(2.675)	(-3.197)						
DMINWA	0.020	-0.351	0.282						
	(0.283)	(-2.895)	(3.254)						
DSTU	0.000	0.000	0.000						

	(0.000)	(0.000)	(0.000)						
DRB	0.000	0.000	0.000						
	(0.000)	(0.000)	(0.000)						
PI									
	Y	WR	PRICE_WEDGE	DCPI	E	UNION	MINWAGE	STU	RB
DY	-0.117	0.158	-0.080	-0.743	-0.006	0.068	-0.041	0.184	0.401
	(-2.461)	(2.349)	(-1.138)	(-3.095)	(-0.506)	(1.104)	(-0.506)	(2.614)	(2.076)
DWR	0.319	-0.419	-0.247	0.142	0.009	-0.376	0.061	-0.445	0.036
	(4.020)	(-3.742)	(-2.119)	(0.354)	(0.451)	(-3.690)	(0.451)	(-3.802)	(0.112)
DPRICE	0.040	-0.016	-0.081	-0.306	-0.024	-0.058	-0.171	-0.104	0.576
	(0.706)	(-0.200)	(-0.956)	(-1.060)	(-1.746)	(-0.785)	(-1.746)	(-1.232)	(2.483)
DDCPI	-0.058	0.084	-0.172	-0.914	-0.007	-0.021	-0.050	0.102	0.557
	(-2.129)	(2.191)	(-4.316)	(-6.693)	(-1.072)	(-0.600)	(-1.072)	(2.539)	(5.081)
DE	0.056	0.272	0.313	0.242	-0.235	0.184	-1.655	-0.647	3.589
	(0.322)	(1.110)	(1.230)	(0.277)	(-5.583)	(0.825)	(-5.583)	(-2.526)	(5.112)
DUNION	0.159	-0.307	-0.680	-1.803	0.071	-0.451	0.499	0.007	-0.014
	(1.461)	(-1.990)	(-4.241)	(-3.279)	(2.675)	(-3.213)	(2.675)	(0.042)	(-0.031)
DMINWA	-0.016	0.077	0.263	0.797	-0.039	0.141	-0.274	-0.100	0.166
	(-0.283)	(0.982)	(3.243)	(2.861)	(-2.895)	(1.978)	(-2.895)	(-1.225)	(0.744)
DSTU	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
DRB	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Log-Likelihood = 2856.542									

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 13A. Reprezentacja MA

The Coefficients of the Common Trends:									
ALPHA Orthogonal (transposed)									
	Y	WR	PRICE_WEDGE	DCPI	E	UNION	MINWAGE	STU	RB
CT(1)	0.462	-0.113	0.178	-0.836	0.052	0.201	0.000	0.000	0.000
CT(2)	-0.727	-0.515	0.210	-0.202	0.085	0.337	0.000	0.000	0.000
CT(3)	0.110	-0.021	0.041	0.135	-0.082	0.282	0.939	0.000	0.000
CT(4)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000
CT(5)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
CT(6)	-0.036	-0.079	-0.936	-0.135	0.177	0.259	0.000	0.000	0.000
ALPHA Orthogonal (transposed)									
	Y	WR	PRICE_WEDGE	DCPI	E	UNION	MINWAGE	STU	RB
CT(1)	0.000	0.456	0.000	1.000	-0.162	-0.493	0.000	0.000	0.000
	(.NA)	(1.706)	(.NA)	(.NA)	(-1.955)	(-2.531)	(.NA)	(.NA)	(.NA)
CT(2)	1.000	0.580	0.000	0.000	-0.119	-0.383	0.000	0.000	0.000
	(.NA)	(1.783)	(.NA)	(.NA)	(-1.180)	(-1.614)	(.NA)	(.NA)	(.NA)
CT(3)	0.000	-0.155	0.000	0.000	-0.043	0.424	1.000	0.000	0.000
	(.NA)	(-0.513)	(.NA)	(.NA)	(-0.461)	(1.921)	(.NA)	(.NA)	(.NA)
CT(4)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000
	(.NA)	(.NA)	(.NA)	(.NA)	(.NA)	(.NA)	(.NA)	(.NA)	(.NA)
CT(5)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
	(.NA)	(.NA)	(.NA)	(.NA)	(.NA)	(.NA)	(.NA)	(.NA)	(.NA)
CT(6)	0.000	-0.003	1.000	0.000	-0.161	-0.192	0.000	0.000	0.000

	(.NA)	(-0.013)	(.NA)	(.NA)	(-2.446)	(-1.235)	(.NA)	(.NA)	(.NA)
The Loadings to the Common Trends, BETA_ORT(tilde):									
	CT1	CT2	CT3	CT4	CT5	CT6			
Y	-0.614	0.581	0.084	0.431	0.298	0.257			
	(-2.447)	(4.861)	(0.502)	(2.141)	(0.329)	(2.003)			
WR	0.280	0.211	-0.321	-0.061	0.997	-0.179			
	(0.777)	(1.232)	(-1.337)	(-0.211)	(0.767)	(-0.976)			
PRICE_	-0.871	0.043	-0.729	0.378	1.659	1.124			
	(-1.907)	(0.198)	(-2.395)	(1.033)	(1.005)	(4.823)			
DCPI	0.246	-0.039	0.111	0.088	0.251	-0.252			
	(2.304)	(-0.761)	(1.565)	(1.025)	(0.652)	(-4.633)			
E	-2.914	-0.450	-4.023	1.573	17.237	-0.428			
	(-1.726)	(-0.559)	(-3.574)	(1.163)	(2.828)	(-0.497)			
UNION	-0.236	0.235	0.729	-1.071	0.839	-0.517			
	(-0.476)	(0.994)	(2.205)	(-2.696)	(0.469)	(-2.046)			
MINWAG	0.269	0.139	0.410	-0.546	2.063	0.019			
	(1.123)	(1.217)	(2.569)	(-2.842)	(2.386)	(0.155)			
STU	0.038	-0.007	0.164	1.049	-1.533	0.076			
	(0.158)	(-0.065)	(1.032)	(5.478)	(-1.777)	(0.624)			
RB	0.000	-0.005	-0.002	0.054	1.517	-0.051			
	(0.004)	(-0.112)	(-0.035)	(0.725)	(4.507)	(-1.064)			

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 14A. Macierz mnożników długookresowych

The Long-Run Impact Matrix, C									
	Y	WR	PRICE_WEDGE	DCPI	E	UNION	MINWAGE	STU	RB
Y	0.581 (4.861)	0.043 (0.490)	0.257 (2.003)	-0.614 (-2.447)	-0.015 (-0.442)	0.067 (1.062)	0.084 (0.502)	0.431 (2.141)	0.298 (0.329)
WR	0.211 (1.232)	0.300 (2.364)	-0.179 (-0.976)	0.280 (0.777)	-0.028 (-0.579)	-0.320 (-3.559)	-0.321 (-1.337)	-0.061 (-0.211)	0.997 (0.767)
PRICE_	0.043 (0.198)	-0.262 (-1.625)	1.124 (4.823)	-0.871 (-1.907)	-0.014 (-0.230)	-0.112 (-0.979)	-0.729 (-2.395)	0.378 (1.033)	1.659 (1.005)
DCPI	-0.039 (-0.761)	0.073 (1.939)	-0.252 (-4.633)	0.246 (2.304)	0.001 (0.049)	-0.011 (-0.405)	0.111 (1.565)	0.088 (1.025)	0.251 (0.652)
E	-0.450 (-0.559)	-0.963 (-1.616)	-0.428 (-0.497)	-2.914 (-1.726)	0.768 (3.430)	-0.015 (-0.035)	-4.023 (-3.574)	1.573 (1.163)	17.237 (2.828)
UNION	0.235 (0.994)	-0.083 (-0.475)	-0.517 (-2.046)	-0.236 (-0.476)	0.062 (0.947)	0.434 (3.504)	0.729 (2.205)	-1.071 (-2.696)	0.839 (0.469)
MINWAG	0.139 (1.217)	0.139 (1.648)	0.019 (0.155)	0.269 (1.123)	-0.081 (-2.544)	-0.015 (-0.257)	0.410 (2.569)	-0.546 (-2.842)	2.063 (2.386)
STU	-0.007 (-0.065)	-0.013 (-0.152)	0.076 (0.624)	0.038 (0.158)	-0.025 (-0.777)	0.039 (0.658)	0.164 (1.032)	1.049 (5.478)	-1.533 (-1.777)
RB	-0.005 (-0.112)	-0.002 (-0.068)	-0.051 (-1.064)	0.000 (0.004)	0.009 (0.711)	0.010 (0.450)	-0.002 (-0.035)	0.054 (0.725)	1.517 (4.507)

Zródło: obliczenia własne.

Tabela 15A. Model VECM z restrykcjami na parametry macierzy alfa i beta

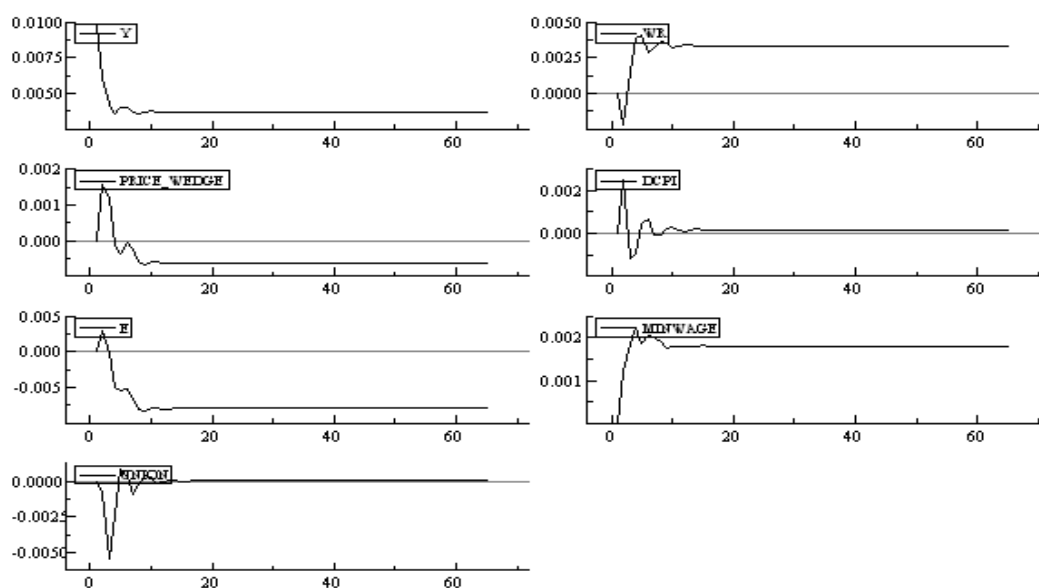
Cointegrated VAR (2) in:				
[0]	=	Y		
[1]	=	WR		
[2]	=	PRICE_WEDGE		
[3]	=	DCPI		
[4]	=	E		
[5]	=	MINWAGE		
[6]	=	UNION		
Unrestricted variables:				
[0]	=	DUM9904{0}		
[1]	=	DUM9703{0}		
[2]	=	DSTU		
[3]	=	DSTU_1		
[4]	=	DRB		
[5]	=	DRB_1		
[6]	=	Constant		
[7]	=	CSeasonal		
[8]	=	CSeasonal_1		
[9]	=	CSeasonal_2		
Restricted variables:				
[0]	=	STU		
[1]	=	RB		
Number of lags used in the analysis: 2				
beta				
Y		0.13107	0.00000	0.00000
WR		-0.16728	0.056888	0.00000
PRICE_WEDGE		-0.16728	-0.032074	-0.25401
DCPI		-0.12380	-0.092279	-1.0105

E	0.00000	-0.032074	0.00000		
MINWAGE	0.00000	-0.37135	0.00000		
UNION	-0.20199	0.00000	-0.099745		
STU	-0.16546	-0.13585	0.035816		
RB	0.12380	0.66327	0.52529		
alpha					
Y	-0.85094	0.00000	0.97996		
WR	1.9378	0.00000	0.00000		
PRICE_WEDGE	0.00000	0.65213	0.00000		
DCPI	-0.31257	0.00000	0.90444		
E	0.00000	3.6876	0.00000		
MINWAGE	0.00000	0.80013	-1.1177		
UNION	2.6864	-2.0687	1.8816		
Standard errors of alpha					
Y	0.37229	0.00000	0.25989		
WR	0.51733	0.00000	0.00000		
PRICE_WEDGE	0.00000	0.26004	0.00000		
DCPI	0.16166	0.00000	0.094004		
E	0.00000	0.89999	0.00000		
MINWAGE	0.00000	0.26663	0.30056		
UNION	0.85256	0.58035	0.61681		
Restricted long-run matrix, rank 3					
	Y	WR	PRICE_WEDGE	DCPI	E
Y	-0.11153	0.14235	-0.10657	-0.88490	0.00000
WR	0.25399	-0.32417	-0.32417	-0.23991	0.00000
PRICE_WEDGE	0.00000	0.037099	-0.020917	-0.060178	-0.020917
DCPI	-0.040968	0.052287	-0.17745	-0.87524	0.00000
E	0.00000	0.20978	-0.11828	-0.34029	-0.11828
MINWAGE	0.00000	0.045518	0.25823	1.0556	-0.025664
UNION	0.35211	-0.56707	-0.86099	-2.0431	0.066351
	MINWAGE	UNION	STU	RB	
Y	0.00000	0.074131	0.17589	0.40942	
WR	0.00000	-0.39142	-0.32063	0.23991	
PRICE_WEDGE	-0.24217	0.00000	-0.088591	0.43254	
DCPI	0.00000	-0.027079	0.084110	0.43640	
E	-1.3694	0.00000	-0.50096	2.4459	
MINWAGE	-0.29713	0.11148	-0.14873	-0.056396	
UNION	0.76820	-0.73031	-0.096074	-0.051069	
Standard errors of long-run matrix					
// [] [0]... [] [4]					
Y	0.048796	0.062277	0.069913	0.24745	0.00000
WR	0.067807	0.086540	0.086540	0.064048	0.00000
PRICE_WEDGE	0.00000	0.014793	0.0083406	0.023996	0.0083406
DCPI	0.021189	0.027043	0.029128	0.089944	0.00000
E	0.00000	0.051199	0.028867	0.083050	0.028867
MINWAGE	0.00000	0.015168	0.073691	0.29573	0.0085519
UNION	0.11174	0.15808	0.16779	0.58696	0.018614
// [] [5]... [] [8]					
Y	0.00000	0.068840	0.065939	0.12505	
WR	0.00000	0.10449	0.085596	0.064048	

PRICE_WEDGE	0.096566	0.00000	0.035326	0.17248
DCPI	0.00000	0.030649	0.028107	0.046320
E	0.33421	0.00000	0.12226	0.59693
MINWAGE	0.099013	0.029979	0.041341	0.18989
UNION	0.21552	0.16375	0.14421	0.40658
Reduced form beta				
Y	-1.0000	-0.00000	-0.00000	
WR	-0.00000	-1.0000	-0.00000	
PRICE_WEDGE	-0.00000	-0.00000	-1.0000	
DCPI	-4.9252	-0.62088	-3.9782	
E	0.71958	0.56381	2.6581e-017	
MINWAGE	8.3312	6.5277	3.0775e-016	
UNION	0.75730	-0.22140	-0.39269	
STU	4.5915	2.4675	0.14100	
RB	-11.697	-10.493	2.0680	
log-likelihood	1452.58599	-T/2log Omega	2098.20302	
no. of observations	65	no. of parameters	144	
rank of long-run matrix	3	no. long-run restrictions	14	
LR test of restrictions: $\text{Chi}^2(14) = 13.803 [0.4645]$				

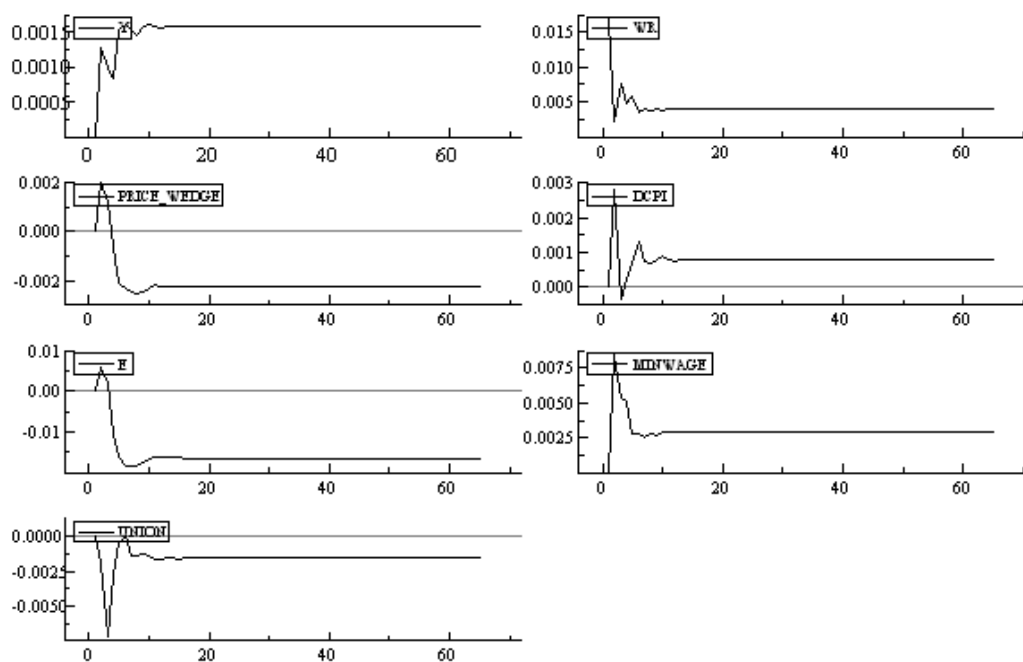
Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 4A. Funkcje reakcji zmiennych makroekonomicznych na szok produktywności (częstotliwość kwartalna)



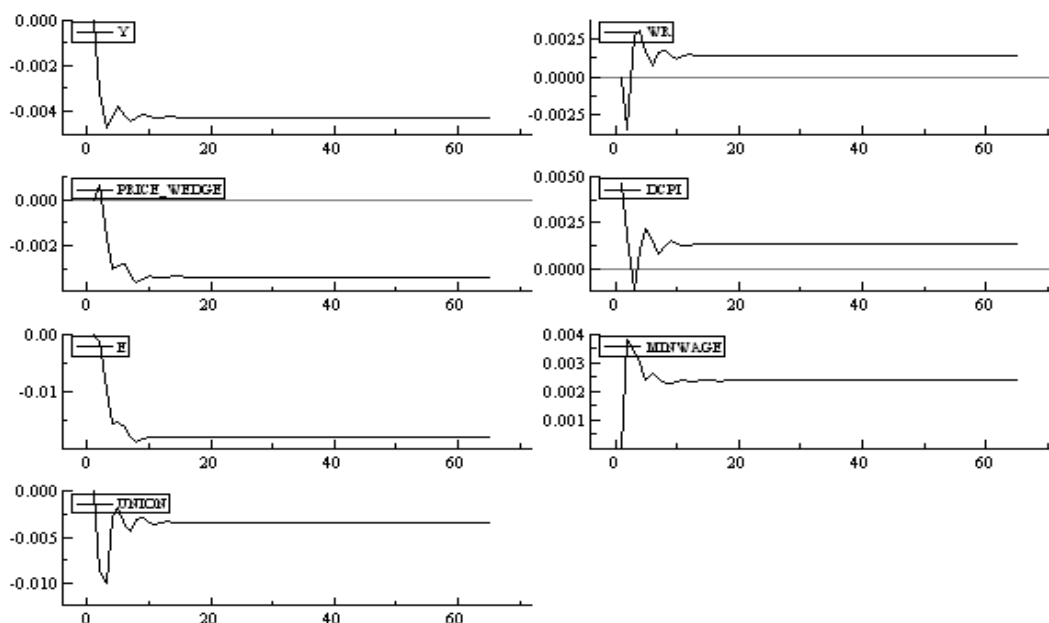
Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 5A. Funkcje reakcji zmiennych makroekonomicznych na szok płac realnych (częstotliwość kwartalna)



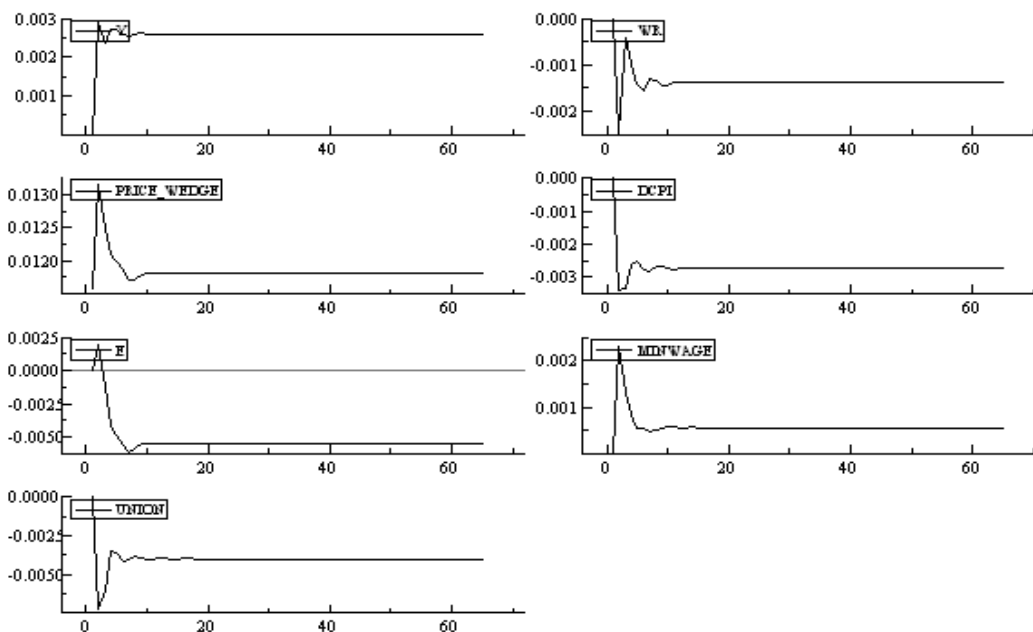
Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 6A. Funkcje reakcji zmiennych makroekonomicznych na szok inflacji (częstotliwość kwartalna)



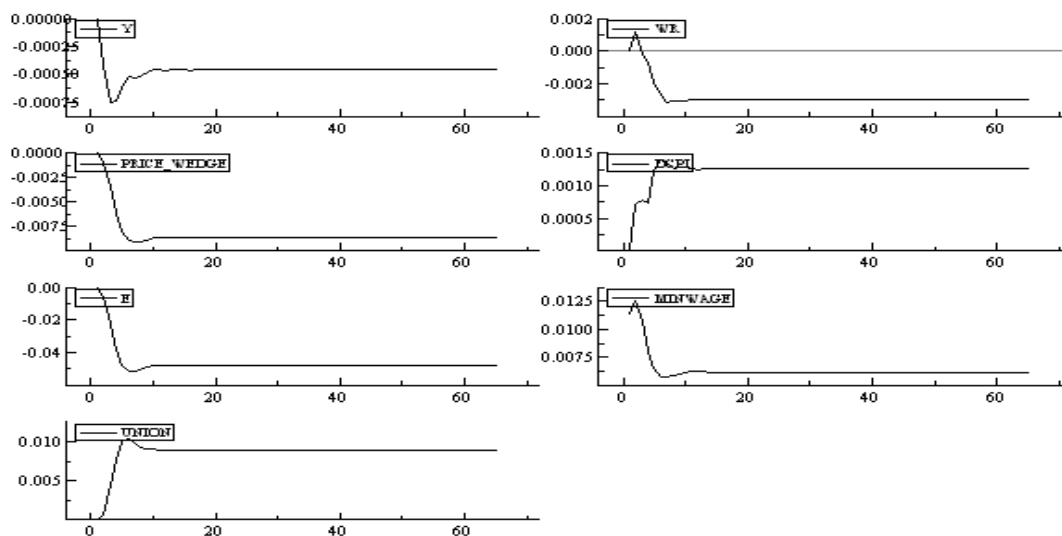
Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 7A. Funkcje reakcji zmiennych makroekonomicznych na szok klina cenowego (częstotliwość kwartalna)



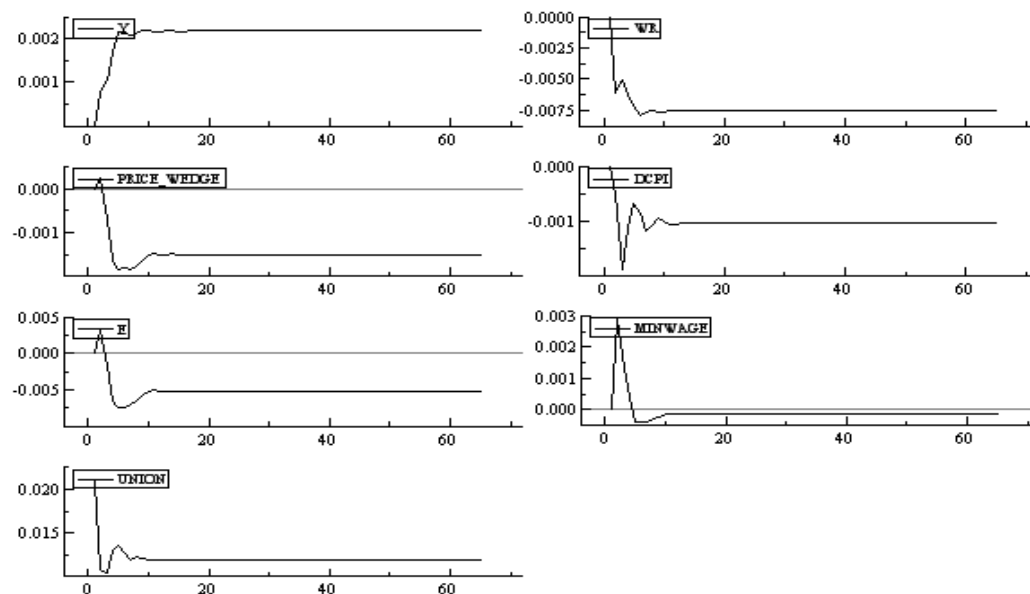
Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 8A. Funkcje reakcji zmiennych makroekonomicznych na szok płac minimalnych (częstotliwość kwartalna)



Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 9A. Funkcje reakcji zmiennych makroekonomicznych na szok płac relatywnych w sektorach uzwiązkowionych (częstotliwość kwartalna)



Źródło: obliczenia własne.