

# Dynamiczne zależności na polskim rynku pracy w metodologii SVECM

**Robert Pater**

Wyższa Szkoła Informatyki i Zarządzania w Rzeszowie

**Streszczenie:** *W artykule dokonano analizy dynamicznych zależności pomiędzy realnym PKB i wybranymi zmiennymi polskiego rynku pracy: liczbą pracujących, płacami realnymi, ofertami pracy, liczbą aktywnych zawodowo. W tym celu zastosowano metodologię SVECM (strukturalnych modeli wektorowej korekty błędem). Oszacowano długookresową funkcję popytu na pracę. Następnie przedstawiono wpływ wstrząsów makroekonomicznych na zmienne modelu. Uwzględniono wstrząs zagregowanego popytu, technologiczny, zasobów pracy, niedopasowań oraz płac. Na podstawie przyjętej metodyki zdekomponowano wariancję poszczególnych zmiennych na realizacje szoków. Innowacją zastosowaną w niniejszej pracy jest uwzględnienie ofert pracy w modelu. Pozwoliło to na oszacowanie wpływu wstrząsu niedopasowań pomiędzy popytem a podażą pracy na poszczególne zmienne. Otrzymane oszacowania wskazują, że w krótkim okresie na zatrudnienie największy wpływ wywiera szok zagregowanego popytu, jednak do wyjaśnienia wariancji zatrudnienia w znacznym stopniu przyczynia się również wstrząs technologiczny oraz niedopasowań. W długim okresie większego znaczenia dla kształtowania się zatrudnienia nabiera wstrząs płac oraz zasobów pracy. Wykazano również pewne trwałe efekty wstrząsu niedopasowań, które mogą być zinterpretowane jako bezrobocie strukturalne. Kolejnym wnioskiem jest procykliczność cykli klasycznych płac oraz antycykliczność ich cykli wzrostowych. Dodatkowo ujawniono występowanie efektów przylączenia i zniechęcenia na polskim rynku pracy.*

## Wprowadzenie

Skala bezrobocia oraz niedostateczny popyt na pracę są ważnymi problemami społeczno-gospodarczymi w Polsce. Również w gospodarkach państw bardziej rozwiniętych, przede wszystkim w Europie Zachodniej, długotrwale utrzymujące się na wysokim poziomie bezrobocie stało się bardzo poważnym problemem. W debatach na temat przyczyn tego zjawiska często podnoszono kwestie słabej reakcji rynku pracy w okresie poprawy koniunktury gospodarczej oraz negatywnego wpływu recesji m.in. na bezrobocie długotrwale. Znane jest zjawisko inercji bezrobocia, która powoduje, że próby jego zmniejszenia nie odnoszą natychmiastowego skutku, a często zdarza się, że w długim okresie przyczyniają się do nieprzewidzianych jego zmian, dlatego też coraz większego znaczenia nabiera pojęcie elastyczności rynku pracy rozumiane jako szybkość i siła jego dostosowań do zmieniającej się sytuacji gospodarczej. Dodatkowo, biorąc pod uwagę trudności w obniżeniu stopy bezrobocia w Polsce do poziomu społecznie akceptowanego oraz dążenia do uelastycznienia zatrudnienia, należy stwierdzić, że problem reakcji rynku pracy na wstrząsy makroekonomiczne jest niezwykle ważny.

W pracy oszacowana została reakcja zatrudnienia na zmiany produktu w krótkim i długim okresie. Następnie na podstawie zbudowanego modelu przeprowadzono analizę wpływu wstrząsów makroekonomicznych na zmienne rynku pracy. Dzięki zastosowanej metodologii możliwa stała się dekompozycja wariancji analizowanych zmiennych rynku pracy na realizację odpowiednich wstrząsów.

## 1. Założenia modelu

Model przedstawiany w niniejszej pracy nawiązuje do dotychczasowych artykułów, których przedmiotem było modelowanie rynku pracy za pomocą modeli SVAR<sup>1</sup>. W niniejszej pracy wychodzę od modelu przedstawionego

<sup>1</sup> Zalicza się do nich m.in. prace Blancharda i Diamonda [1989], Blancharda i Quaha [1989], Davisa i Haltiwangera [1996], Jacobsona, Vredina i Warne [1997 oraz 1998], Brüggemanna [2003], Breitunga, Brüggemanna i Lütkepohla [2004], Fujity i Rameya [2005] oraz Bukowskiego, Kolocha i Lewandowskiego [2008].

w pracach Jacobsona, Vredina i Warne [1997 i 1998], Brüggemanna [2003] oraz Breitunga, Brüggemanna i Lütkepohla [2004], jako jego rozwinięcie proponują jednak włączenie mechanizmu dopasowań popytu i podaży pracy w postaci zbliżonej do tej przedstawianej w pracy Blancharda i Diamonda [1989] oraz Fujity i Rameya [2005]. Pozwala to na połączenie teorii popytu na pracę i podaży pracy z teorią dopasowań popytu i podaży pracy przedstawioną przez Mortensena i Pissaridesa [1994].

Kolejną modyfikacją cytowanych modeli rynku pracy jest modelowanie polskich szeregów czasowych. W rezultacie pojawia się problem krótkich szeregów czasowych. Pomimo tego zdecydowałem się podjąć próbę oszacowania modelu. Modele typu VAR dla polskich danych były już estymowane, nawet kilka lat temu<sup>2</sup>. Podjęta próba wydaje się ciekawa dla poznania zmian zachodzących na polskim rynku pracy, a w szczególności wahań koniunktury i ich zakłóceń. Zdaję sobie jednak sprawę z tego, że wyniki oszacowań mogą być w pewnej mierze obciążone ze względu na krótkość polskich szeregów czasowych. Celem konstrukcji modelu była analiza popytu na pracę, podaży pracy, mechanizmu ich formowania oraz procesu poszukiwań i dopasowań, dlatego też konieczne stało się uwzględnienie zatrudnienia i liczby aktywnych zawodowo oraz produktu i płac, które według przyjętych teorii wpływają na popyt na pracę i podaż pracy. Włączenie do modelu ofert pracy umożliwiło natomiast uwzględnienie niedopasowań w procesie poszukiwań i dopasowań, co jest moim wkładem w modelowanie rynku pracy za pomocą modeli SVECM. W rezultacie sądzę, że w modelu należało uwzględnić wszystkie pięć zmiennych, pomimo że dane dla Polski dostępne są w postaci relatywnie krótkich szeregów czasowych.

Model będący podstawą analizy dynamicznych zależności pomiędzy zmiennymi polskiego rynku pracy składa się z pięciu równań. Pierwsze jest równanie funkcji produkcji:

$$[1] \quad Y_t = y_t(E_t, \theta_{Y,t}),$$

gdzie  $Y_t$  to realny PKB,  $E_t$  to zatrudnienie, a  $\theta_{Y,t}$  jest stochastycznym egzogenicznym trendem technologicznym o postaci błędzenia losowego:  $\theta_{Y,t} = \theta_{Y,t-1} + \varepsilon_{Y,t}$ , natomiast  $\varepsilon_{Y,t}$  to szok technologiczny.

Równanie popytu na pracę jest określane przez relację:

$$[2] \quad E_t = e_t(Y_t, (\frac{W}{P})_t, \theta_{E,t}),$$

gdzie  $(\frac{W}{P})_t$  to płace realne, natomiast  $\theta_{E,t}$  podlega procesowi postaci:  $\theta_{E,t} = \alpha_1 \theta_{E,t-1} + \varepsilon_{E,t}$ , przy czym jeżeli  $|\alpha_1| < 1$ , to popyt na pracę jest stacjonarny, a w przypadku, gdy  $\alpha_1 = 0$ , wstrząs popytowy nie ma długookresowego wpływu na zatrudnienie.  $\varepsilon_{E,t}$  to podobnie do pracy Jacobsona, Vredina i Warne [1997, s. 73] szok zagregowanego popytu. Autorzy cytowanej pracy *a priori* przyjmują założenie o braku trwałego wpływu szoku popytowego na zatrudnienie, choć można poddać je testowaniu. W niniejszej pracy również przyjmę to założenie. Jest ono ważne z kilku powodów. Pierwszym jest to, że relacja długookresowa szacowana w pracy będzie się opierać na funkcji zatrudnienia, co wyklucza możliwość trwałego wpływu zaburzeń popytowych na zatrudnienie. W takim wypadku zakłada się, że na zatrudnienie trwale wpłynąć mogą jedynie wstrząsy podaży. Drugim założeniem jest rozróżnienie szoków popytowych i podażyowych. Opierając się na pracy Blancharda i Quaha [1989]<sup>3</sup>, zakładam, że szoki popytu pod postacią innowacji zatrudnienia nie mają wpływu na zatrudnienie i PKB w krótkim okresie, natomiast szoki technologiczne, ujmowane w modelu jako innowacje do PKB, mają trwały wpływ na PKB i zatrudnienie.

Równanie zasobów pracy ma postać:

$$[3] \quad L_t = l_t((\frac{W}{P})_t, \theta_{L,t}),$$

gdzie  $L_t$  to liczba aktywnych zawodowo (zasoby pracy),  $\theta_{L,t}$  jest stochastycznym egzogenicznym trendem demograficznym postaci:  $\theta_{L,t} = \theta_{L,t-1} + \varepsilon_{L,t}$ , natomiast  $\varepsilon_{L,t}$  to szok zasobów pracy.

<sup>2</sup> Por. np. Brzoza-Brzezina i Kotłowski [2001], Brzoza-Brzezina [2003] oraz Zięba [2003].

<sup>3</sup> Cytowani autorzy posługiwali się realnym PKB i bezrobociem, co odróżnia nieco ich podejście od niniejszego. Ze względu na to, że liczba pracujących jest niestacjonarna, zakładam jednak, że szoki technologiczne wpływają w długim okresie na PKB i liczbę pracujących.

Równanie płac jest określone następująco:

$$[4] \quad \left(\frac{W}{P}\right)_t = w_t \left( \left(\frac{L}{E}\right)_t, \left(\frac{Y}{E}\right)_t, \theta_{W,t} \right),$$

gdzie  $\left(\frac{L}{E}\right)_t$  oznacza bezrobocie,  $\left(\frac{Y}{E}\right)_t$  – wydajność pracy, a  $\theta_{W,t}$  podobnie jak w przypadku popytu na pracę podlega procesowi AR(1) opisanemu przez równanie:  $\theta_{W,t} = \alpha_2 \theta_{W,t-1} + \varepsilon_{W,t}$ , gdzie  $\varepsilon_{W,t}$  oznacza szok płac. Warunek  $\alpha_2 = 0$  wskazujący na brak trwałego wpływu płac na relację odpowiadającą za negocjacje płacowe zakładają m.in. Breitung, Brüggemann i Lütkepohl [2004] oraz Bukowski i in. [2008].

Model rynku pracy zawierający powyższe cztery równania został oszacowany dla krajów skandynawskich w pracy Jacobsona, Vredina i Warne [1998], dla Niemiec – w pracy Breitunga, Brüggemanna i Lütkepohla [2004], a dla krajów Europy Środkowo-Wschodniej (m.in. dla Polski) – w pracy Bukowskiego, Kolocha i Lewandowskiego [2008]. W niniejszej pracy proponuję rozszerzenie modelu o równanie wolnych miejsc pracy. Zakładam, że w długim okresie kształtują się one następująco:

$$[5] \quad V_t = v_t \left( \left(\frac{W}{P}\right)_t, L_t, \theta_{V,t} \right),$$

gdzie  $V_t$  to wolne miejsca pracy (wakaty), a  $\theta_{V,t}$  to zmienna reprezentująca niedopasowanie na rynku pracy:  $\theta_{V,t} = \alpha_3 \theta_{V,t-1} + \varepsilon_{V,t}$  taka że, jeżeli  $\alpha_3 = 0$ , to nie ma ona trwałego wpływu na zmienne modelu, natomiast w przeciwnym wypadku ma długookresowy wpływ.  $\varepsilon_{V,t}$  to czysty szok niedopasowań.

Ostatnie równanie nawiązuje do teorii dopasowań i krzywej Beveridge'a. Opierając się na pracy Blancharda i Diamonda [1989], można stwierdzić, że na wolne miejsca pracy oddziałują trzy szoki – zasobów pracy, ogólnej aktywności gospodarki oraz realokacyjny. Zakłada się, że szok ogólnej aktywności gospodarki ma krótkookresowy wpływ na wolne miejsca pracy. Szok zasobów pracy może mieć trwały wpływ, co wynika z jego oddziaływania na liczbę aktywnych zawodowo i miejsc pracy. Szok realokacyjny w rozumieniu Blancharda i Diamonda [1989] w niniejszej pracy proponuję rozdzielić na dwa zjawiska: realokację i niedopasowanie. Przyjąłem, że realokacja oznacza proces wynikający z istnienia naturalnej długości poszukiwania pracy. Jest to powiązane z rotacją pracujących w przedsiębiorstwach, co w skali makro obserwujemy za pomocą odpływów i napływów bezrobotnych. Teoria poszukiwań i dopasowań wskazuje na to, że na tak dynamicznym rynku bezustannie istnieje może bezrobocie i oferty pracy wynikające z frykcji (bezrobocie frykcyjne) [zob. Romer 2000, s. 521]. Realokacja ma trwały wpływ na bezrobocie i wolne miejsca pracy, ponieważ zawsze istnieje pewien (naturalny) ich poziom wynikający z istniejących frykcji. Na realokację wpływa poziom płac realnych, ponieważ ich wzrost powoduje poprawę efektywności procesów poszukiwań (realokacji) i w rezultacie liczba wolnych miejsc pracy w długim okresie zmniejsza się.

Niedopasowanie na rynku pracy wynika natomiast z różnic w strukturze popytu i podaży pracy. W rezultacie nawet efektywne poszukiwania nie spowodują obsadzenia wolnego miejsca pracy ze względu na brak porozumienia ze strony poszukujących pracy i pracodawców. Tak rozumiane niedopasowanie strukturalne może być trwałe lub nietrwałe. Może ono również wystąpić w cyklu.

Powyższy model ekonomiczny opiera się na zmiennych realnych, co jest najczęściej wykorzystywanym podejściem w modelowaniu rynku pracy za pomocą modeli klasy VAR [zob. Bukowski, Koloch, Lewandowski 2008, s. 7]. Z tego powodu, jak i z konieczności ograniczenia zestawu zmiennych ujmowanych w modelu, nie uwzględniam w nim zmiennych dotyczących sfery monetarnej gospodarki.

## 2. Metodyka ekonometryczna

W przypadku, gdy zmienne modelu VAR są skointegrowane, do modelowania ich wzajemnych zależności zastosować można wektorowy model korekty błędem rzędu  $p-1$  (VECM( $p-1$ )) postaci<sup>4</sup>:

<sup>4</sup> Model taki zapisuje się równoważnie w ogólnej postaci VAR. W ten sposób można go również estymować na poziomach bez konieczności sprowadzania badanych niestacjonarnych zmiennych do stacjonarności. Podkreśla się jednak problemy z testowaniem istotności poszczególnych parametrów takiego modelu za pomocą testów t i F [zob. Lütkepohl, Krätzig 2004, s. 93-96].

$$[6] \quad \Delta Y_t = \delta + \Pi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + B X_t + u_t,$$

gdzie  $\Pi = \sum_{j=1}^p A_j - I$ ,  $\Gamma_j = -\sum_{i=j+1}^p A_i$ ,  $\Pi = \alpha\beta'$ , gdzie  $\alpha$  to tzw. macierz parametrów korekty błędu (ang. *loading matrix*), a  $\beta$  to macierz kointegrująca.  $Y_t$  jest  $K$ -wymiarowym wektorem zmiennych endogenicznych, a  $\alpha$  i  $\beta$  mają wymiary  $K \times r$ , gdzie  $r$  to rząd kointegracji.

Test badający rząd kointegracji jest oparty na ilorazie wiarygodności. Na jego podstawie dąży się do ustalenia rzędu macierzy  $\Pi$ . Wartości krytycznych do tego testu dostarczył Johansen [1995], a sam test nosi nazwę testu śladu (ang. *trace test*). Statystyka testowa przyjmuje postać  $LR_r = -T \sum_{j=r+1}^K (1 - \hat{\mathcal{G}}_j)$ , gdzie  $\hat{\mathcal{G}}_j$  to wartości własne macierzy  $\Pi$ . Hipoteza zerowa mówi, że liczba wektorów kointegrujących wynosi  $r$  dla  $r = 0, 1, \dots, (K-1)$ , natomiast alternatywna – że wektorów tych jest więcej niż  $r$ . W pierwszym kroku hipoteza zerowa stanowi o braku skointegrowania, natomiast alternatywna – o istnieniu co najmniej 1 wektora kointegrującego. W przypadku odrzucenia hipotezy zerowej testujemy wyższy rząd kointegracji do momentu przyjęcia hipotezy zerowej lub wyczerpania liczby możliwych wektorów kointegrujących.

Podobnie do modeli VAR również dla modeli VECM można skonstruować funkcje odpowiedzi na impuls (ang. *impulse response functions*). Pokazują one, jak na poszczególne zmienne wpływają oddziałujące na układ wstrząsy, np. makroekonomiczne. W takim wypadku korzysta się z właściwości, że proces [6] można przedstawić w postaci średniej ruchomej (MA) za pomocą dekompozycji Beveridge'a i Nelsona [Lütkepohl 2005, s. 369]. Ma ona postać:  $y_t = \Xi \sum_{i=1}^t u_i + \sum_{j=0}^{\infty} \Xi_j^* u_{t-j} + y_0^*$ , gdzie  $\Xi_j^*$  jest całkowicie sumowalna, natomiast  $y_0^*$  zawiera wartości początkowe. Warunek istnienia skończonej sumy  $\Xi_j^*$  powoduje, że dla  $j \rightarrow \infty$  macierze powyższego równania zbiegają do zera. W rezultacie długookresowe efekty szoków wynikają ze wspólnych trendów (ang. *common trends*) reprezentowanych przez  $\Xi \sum_{i=1}^t u_i$ . W takim wypadku macierz  $\Xi = \beta_{\perp} \{ \alpha'_{\perp} (I_K - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i) \beta_{\perp} \}^{-1} \alpha'_{\perp}$  ma rząd równy  $K - r$ . Co najwyżej  $r$  spośród strukturalnych innowacji może mieć efekty przejściowe, podczas gdy  $K - r$  z nich musi mieć efekty trwałe.

W celu identyfikacji strukturalnych innowacji można wykorzystać tzw. B-model. Jest to model z nałożonymi restrykcjami na parametry macierzy B stojącej przy wektorze zmiennych postaci strukturalnej [zob. np. Favero 2001, s. 165]:  $u_t = B \varepsilon_t$  dla  $\varepsilon_t \sim (0, I_K)$ . Długookresowe efekty innowacji strukturalnych mają postać  $\Xi B$ . W celu dokładnej identyfikacji (ang. *just identification*) modelu konieczne jest nałożenie  $K(K-1)/2$  restrykcji.

### 3. Estymacja modelu

Niniejszy punkt stanowi próbę konstrukcji modelu wektorowo-autoregresyjnego opisującego dynamiczne zależności pomiędzy następującymi zmiennymi: realnym produktem krajowym brutto w mln zł (PKB), płacami realnymi (PLACE), liczbą osób aktywnych zawodowo według BAEL (AKTZAW), liczbą ofert pracy składanych do urzędów pracy (OFERTYGUS) i liczbą pracujących według BAEL (PRAC). Analiza została przeprowadzona dla danych kwartalnych w okresie od I kwartału 1997 r. do IV kwartału 2008 r. włącznie. Model estymowano dla poziomów zmiennych, a nie dla ich relacji (wskaźników). Jest to konsekwencją przyjęcia podejścia prezentowanego w pracy Blancharda i Diamonda [1989].

Przed rozpoczęciem analizy wszystkie zmienne zostały wyrównane sezonowo i zlogarytmowane<sup>5</sup>. Testy stacjonarności wskazały, że wszystkie zmienne są niestacjonarne, lecz ich pierwsze przyrosty są stacjonarne. Pierwszym etapem analizy był wybór rzędu opóźnienia modelu. W tym celu skonstruowałem model VAR na podstawie danych surowych. Pojawił się tu pierwszy problem. Zarówno bowiem kryteria informacyjne, jak i test ilorazu wiarygodności (LR), wskazywały na długie opóźnienia (na ogół sięgające siedmiu kwartałów). Mając jednak na uwadze krótkość posiadanej próby, zdecydowałem się wybrać model z trzema opóźnieniami

<sup>5</sup> Obliczenia zostały dokonane za pomocą programu JMulti.

dla zmiennych surowych (biorąc pod uwagę niestacjonarność zmiennych, konieczne będzie obliczenie pierwszych różnic analizowanych szeregów czasowych).

Następnie przeprowadziłem test kointegracji. W tym celu wykorzystałem test śladu Johansena. Założyłem, że prawidłowym modelem jest model VECM rzędu 2<sup>6</sup>. Wyniki testów zostały zaprezentowane w tab. 1.

Tab. 1. Wyniki testu kointegracji, test śladu Johansena

Liczba wektorów kointegrujących (H0)	Statystyka LR	Wartość krytyczna dla 95% poziomu ufności	Empiryczny poziom istotności
0	104,80	76,81	0,0001
1	62,66	53,94	0,0062
2	28,59	35,07	0,2182
3	13,65	20,16	0,3216
4	5,66	9,14	0,2267

Źródło: Opracowanie własne

Wyniki testu wskazują, że istnieją dwa wektory kointegrujące. W pracy przyjąłem, że relacje kointegrujące będą wynikały z równania zatrudnienia oraz ofert pracy w długim okresie.

Estymacja modelu została dokonana za pomocą podwójnej metody najmniejszych kwadratów [por. Lütkepohl, Krätzig 2004]<sup>7</sup>. Oszacowania wektorów kointegrujących są następujące (wszystkie zmienne zostały uprzednio zlogarytmowane)<sup>8</sup>:

$$prac_t = 1,091 \cdot pkb_{t-1} - 0,556 \cdot place_{t-1} + ec_{1,t-1}$$

(18,84)                      (5,01)

$$ofertygus_t = 1,675 \cdot aktzaw_{t-1} - 2,050 \cdot place_{t-1} + ec_{2,t-1}$$

(5,06)                      (3,97)

gdzie  $ec_{r,t-1}$  dla  $r = 1,2$  to mechanizm korekty błędu.

Powyższe wektory oznaczają nałożenie dwóch dodatkowych restrykcji. Wynikają one z dyktowanych teorią założeń, które przyjąłem. Statystyka testowa testu LR przyjęła wartość 1,80 ( $p = 0,41$ ), co wskazuje na zasadność wprowadzenia restrykcji. W równaniu liczby pracujących nie uwzględniono liczby aktywnych zawodowo oraz ofert pracy. Według teorii zmienne te nie opisują równania zatrudnienia. Zmiany aktywności zawodowej są już uwzględnione w PKB, natomiast oferty pracy w długim okresie obrazują efektywność procesów realokacyjnych na rynku pracy. Nie mają one trwałego wpływu na zatrudnienie, gdyż w długim okresie jest ono na poziomie zatrudnienia potencjalnego, a rynek pracy znajduje się w równowadze. Równocześnie niemożliwe stało się uwzględnienie w równaniu kosztu i wielkości kapitału, które mogą wpływać na zatrudnienie w długim okresie ze względu na brak odpowiednich zmiennych endogenicznych. Jednak powyższe równanie zatrudnienia jest powszechne w modelach typu VECM [por. Jacobson, Vredin, Warne 1997 oraz Breitung, Brüggemann, Lütkepohl 2004]. Elastyczność zatrudnienia względem produktu w długim okresie jest bliska jedności, co odpowiada teorii, a płace realne obniżają zapotrzebowanie na pracę. Poziom ofert pracy w długim okresie wynika ze zmian

<sup>6</sup> Zakładając, że dokonano wyboru modelu VAR rzędu 3, a zmienne poddane analizie są I(1), to dla modelu na pierwszych przyrostach odpowiednim modelem jest VECM rzędu 2.

<sup>7</sup> W nawiasach () podano wartości statystyki t-Studenta.

<sup>8</sup> W większości modeli tego typu w charakterze zmiennej, której innowacja reprezentuje szok technologiczny, wykorzystuje się wydajność pracy [zob. Bukowski, Koloch, Lewandowskiego 2008]. W niniejszej pracy zdecydowałem się wykorzystać PKB wzorem pracy Blancharda i Quaha [1989] ze względu na szacowanie funkcji długookresowego popytu na pracę, który zależy m.in. od PKB. W przypadku uwzględnienia w modelu wydajności pracy zamiast PKB otrzymuje się zbliżone oszacowania zależności kointegracyjnych. Są one następujące ( $wp_t$  oznacza wydajność pracy):  $prac_t = 1,09 \cdot wp_t - 1,95 \cdot place_t + ec_{1,t-1}$ ;  $ofertygus_t = 2,50 \cdot aktzaw_t - 3,33 \cdot place_t + ec_{2,t-1}$ . Może to stanowić potwierdzenie, że obydwie specyfikacje dają podobne wyniki, jeśli weźmiemy pod uwagę nieco inną interpretację.

aktywności zawodowej (pozytywny szok zasobów pracy podwyższa liczbę ofert pracy), a także z poziomu płac realnych (wzrost płac powoduje poprawę procesów realokacyjnych na rynku pracy i obniża poziom ofert pracy w długim okresie). Na oferty pracy w długim okresie nie ma natomiast wpływu PKB i liczba pracujących, mogą one bowiem mieć jedynie krótkookresowy wpływ na tę zmienną. Wszystkie zmienne statystycznie istotnie wpływają na zmienne objaśniane na standardowo przyjmowanych poziomach istotności.

Następnie dokonałem estymacji modelu VECM(2) metodą Johansena oraz przeprowadziłem test Walda na istotność opóźnień. Rezultaty testu wskazują na to, że opóźnienia są statystycznie istotne na poziomie  $p = 0,1$ <sup>9</sup>. Ostateczny model ma postać:

$$\begin{bmatrix} d(\text{prac})_t \\ d(\text{ofertygus})_t \\ d(\text{aktzaw})_t \\ d(\text{place})_t \\ d(\text{pkb})_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0,158 & 0,016 \\ -0,447 & -0,595 \\ -0,033 & 0,012 \\ 0,101 & 0,022 \\ -0,039 & 0,006 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0,556 & -1,091 \\ 0 & 1 & -1,675 & 2,050 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{prac}_{t-1} \\ \text{ofertygus}_{t-1} \\ \text{aktzaw}_{t-1} \\ \text{place}_{t-1} \\ \text{pkb}_{t-1} \end{bmatrix} +$$

$$+ \begin{bmatrix} 0,010 & -0,004 & -0,273 & -0,030 & -0,323 \\ 1,963 & 0,068 & -4,613 & 1,836 & 3,931 \\ -0,041 & -0,013 & 0,098 & -0,004 & -0,242 \\ 0,571 & -0,045 & -0,061 & 0,075 & -0,565 \\ 0,144 & -0,001 & -0,338 & 0,066 & 0,048 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d(\text{prac})_{t-1} \\ d(\text{ofertygus})_{t-1} \\ d(\text{aktzaw})_{t-1} \\ d(\text{place})_{t-1} \\ d(\text{pkb})_{t-1} \end{bmatrix} +$$

$$+ \begin{bmatrix} 0,337 & -0,015 & -0,454 & 0,064 & 0,077 \\ -5,560 & -0,243 & -1,077 & 0,990 & 16,302 \\ 0,022 & -0,009 & -0,357 & -0,001 & -0,008 \\ -0,117 & 0,031 & 0,742 & -0,088 & 0,423 \\ -0,205 & -0,004 & -0,282 & 0,058 & 0,441 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d(\text{prac})_{t-2} \\ d(\text{ofertygus})_{t-2} \\ d(\text{aktzaw})_{t-2} \\ d(\text{place})_{t-2} \\ d(\text{pkb})_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,001 \\ 0,008 \\ -0,001 \\ -0,001 \\ -0,001 \end{bmatrix} (t) + \begin{bmatrix} \hat{u}_{1,t} \\ \hat{u}_{2,t} \\ \hat{u}_{3,t} \\ \hat{u}_{4,t} \\ \hat{u}_{5,t} \end{bmatrix},$$

gdzie  $t$  oznacza zmienną czasową (trend), natomiast  $\hat{u}_{k,t}$  to oszacowania składników losowych. Wszystkie zmienne powyższego modelu zostały uprzednio zlogarytmowane.

Oszacowania parametrów korekty błędu wskazują na to, że w przypadku liczby pracujących i ofert pracy działa mechanizm korekty błędu. Wybicie się tych zmiennych ponad stan długookresowej równowagi powoduje presję na ich spadek i tym samym powrót do równowagi.

Logarytm wiarygodności modelu wyniósł 856,84. Wyniki podstawowych testów reszt modelu znajdują się w załączniku [por. Lütkepohl, Krätzig 2004, s. 129–139]. Testy wskazują na brak autokorelacji i homoskedastyczność reszt modelu dla wszystkich równań łącznie, jednak w pierwszym i ostatnim równaniu rozkład reszt statystycznie istotnie odbiegał od normalnego, co spowodowało odrzucenie hipotezy o normalności rozkładu reszt całego modelu. Analiza wzrokowa kwadratów reszt wskazała (por. załącznik), że prawdopodobną tego przyczyną jest istnienie pojedynczych obserwacji odstających. Po usunięciu dwóch obserwacji odstających<sup>10</sup> ponownie przetestowałem poszczególne równania z osobna. Testy wskazują na normalność rozkładu reszt wszystkich równań modelu. Ostatnim testem diagnostycznym modelu jest test jego stabilności przeprowadzony za pomocą rekursywnego obliczenia wartości własnej macierzy analizowanych zmiennych. W tym przypadku istnieją dwa wektory kointegrujące, co daje dwie niezerowe wartości własne macierzy. Zostały one przedstawione w załączniku. Wartości własne macierzy są względnie stabilne, co oznacza, że model jest stabilny. Potwierdzają to wartości statystyki tau, które są niższe od wartości krytycznej (linia przerywana, zob. załącznik) we wszystkich badanych okresach.

<sup>9</sup> Oszacowany model bez restrymacji zawiera pewne nieistotne parametry, pomimo tego na podstawie łącznej istotności poszczególnych opóźnień zdecydowałem się przyjąć go w takiej postaci.

<sup>10</sup> W równaniu liczby aktywnych zawodowo obserwacja odstająca wystąpiła w I kwartale 2006 r. Był to okres ostrego spadku liczby aktywnych zawodowo (zmniejszenie o 257 tys. osób), do którego przyczyniła się emigracja zarobkowa. W równaniu płac realnych obserwacja odstająca wystąpiła w I kwartale 1999 r., kiedy to miało miejsce ubruttowanie wynagrodzeń.

#### 4. Funkcje reakcji na impuls i dekompozycja wariancji zmiennych

W niniejszym punkcie zostanie przeprowadzona analiza odpowiedzi poszczególnych zmiennych rynku pracy na wstrząsy. Jej celem jest dostarczenie dodatkowych informacji na temat zakłóceń cykli na rynku pracy. Analiza zostanie przeprowadzona w oparciu o wyestymowany model SVECM(2).

Znając parametry modelu, możemy przewidzieć zachowanie poszczególnych zmiennych pod wpływem impulsu wywołanego przez szoki. Zaburzenia strukturalne poszczególnych zmiennych endogenicznych modelu mają następującą interpretację:

- zaburzenie produktu – szok technologiczny,
- zaburzenie wynagrodzeń – szok płac,
- zaburzenie zatrudnienia – szok zagregowanego popytu,
- zaburzenie aktywności zawodowej – szok zasobów pracy,
- zaburzenie ofert pracy – szok niedopasowań.

W celu identyfikacji modelu należy nałożyć  $K(K - 1)/2 = 10$  liniowo niezależnych restrykcji. Spośród zestawu potencjalnych restrykcji długookresowych nałożono brak trwałego wpływu szoku popytu na zatrudnienie, oferty pracy oraz aktywność zawodową [por. Jacobson Vredin, Warne 1997]. Wynika to z założenia stacjonarności popytu na pracę i uwzględnienia równania zatrudnienia jako relacji kointegrującej. Kolejnym założeniem jest brak długookresowego wpływu szoku niedopasowań na PKB. Zmienne te w długim okresie są od siebie niezależne. Szok niedopasowań nie wywiera również trwałego wpływu na oferty pracy, które w długim okresie zależą od procesów realokacji na rynku pracy (efektywności poszukiwań oraz dopasowań podaży i popytu). To założenie oznacza, że utrzymujące się niedopasowanie struktury podaży i popytu na pracę spowoduje jeden lub kilka z następujących scenariuszy: zaprzestanie publikacji oferty pracy (likwidację wolnego miejsca pracy), wzrost intensywności poszukiwań ze strony pracodawcy i w rezultacie obsadzenie wolnego miejsca pracy (np. przez osobę z innego regionu itp.), przekwalifikowanie się podaży pracy w celu sprostania potrzebom pracodawcy i w rezultacie powstanie dopasowania (obsadzenie wolnego miejsca pracy) lub poniesienie przez pracodawcę kosztów odpowiedniego szkolenia pracownika i w konsekwencji zapelnienie wakatów. Restrykcja ta wskazuje na to, że pracodawca nie publikuje przez długi okres (tj. trwale) oferty pracy. Ostatnia restrykcja długookresowa wskazuje na brak trwałego wpływu szoku technologicznego na liczbę aktywnych zawodowo, w długim okresie powinna ona bowiem zależeć od zmian demograficznych oraz ewentualnie innych bodźców powodujących wchodzenie na rynek pracy.

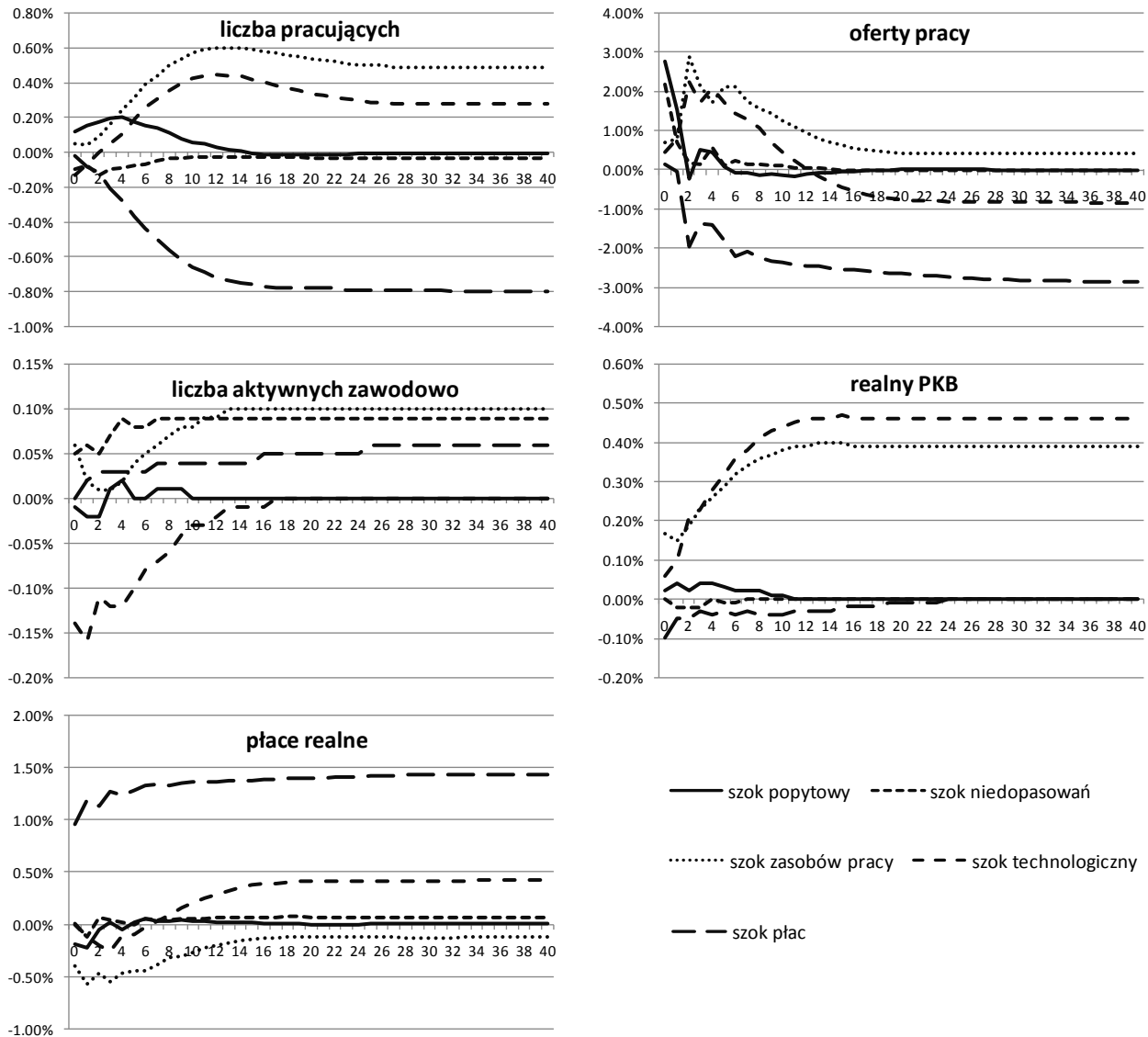
Pierwsza restrykcja krótkookresowa wskazuje na brak natychmiastowego wpływu szoku niedopasowań na PKB. Zakłada się, że pracodawcy mogą w pewnym stopniu oddziaływać na czas oraz wydajność pracy i w rezultacie wstrząs ten wpłynie na produkcję z opóźnieniem co najmniej kwartału. Wstrząs niedopasowań nie wpływa również natychmiast na płace. Wynika to z istnienia krótkookresowej sztywności płac. Dodatkowo, uczestnicy rynku muszą zorientować się, że szok ten wystąpił, żeby zażądać wyższych płac, co może trwać kilka miesięcy. Również zasoby pracy nie reagują natychmiast na wstrząs płac. W odpowiedzi na pozytywny impuls płacowy powinni powiększyć zasoby pracy, jednak dopiero z opóźnieniem co najmniej kwartału. Ostatnia restrykcja wskazuje na to, że szok technologiczny pozytywnie wpłynie na płace realne, lecz dopiero po kwartale od jego wystąpienia.

Restrykcje nałożone na macierze krótko- ( $B$ ) i długookresowych zależności ( $\Xi B$ ) pomiędzy zmiennymi endogenicznymi mają następującą postać:

$$B = \begin{bmatrix} * & * & * & * & * \\ * & * & * & * & * \\ * & * & * & 0 & * \\ * & 0 & * & * & 0 \\ * & 0 & * & * & * \end{bmatrix}, \quad \Xi B = \begin{bmatrix} 0 & * & * & * & * \\ 0 & 0 & * & * & * \\ 0 & * & * & * & 0 \\ * & * & * & * & * \\ * & 0 & * & * & * \end{bmatrix},$$

gdzie \* oznacza parametry, na które nie nałożono restrykcji.

Dodatkowym założeniem modelu jest fakt nieskorelowania szoków. Przy powyższej strukturalizacji system jest dokładnie zidentyfikowany. W rezultacie dokonano oszacowania funkcji reakcji poszczególnych zmiennych endogenicznych na impulsy (por. rys. 1).



Rys. 1. Funkcje reakcji poszczególnych zmiennych modelu na szoki

Źródło: Opracowanie własne

W przypadku szoku technologicznego charakterystyczne jest to, że jego wpływ na zmienne rynku pracy wzrasta w czasie, osiągając najczęściej maksimum po kilku latach od wystąpienia. W pierwszych kwartałach po wystąpieniu jego oddziaływanie na zatrudnienie i płace jest negatywne i wskazuje na koszty dostosowań wynagrodzeń i liczby pracujących do zmian produktywności. Dopiero po kilku kwartałach wpływ ten jest pozytywny. Jego powolna transmisja na rynek pracy może przyczyniać się do opóźnienia zmian na rynku pracy względem ogólnej aktywności gospodarki.

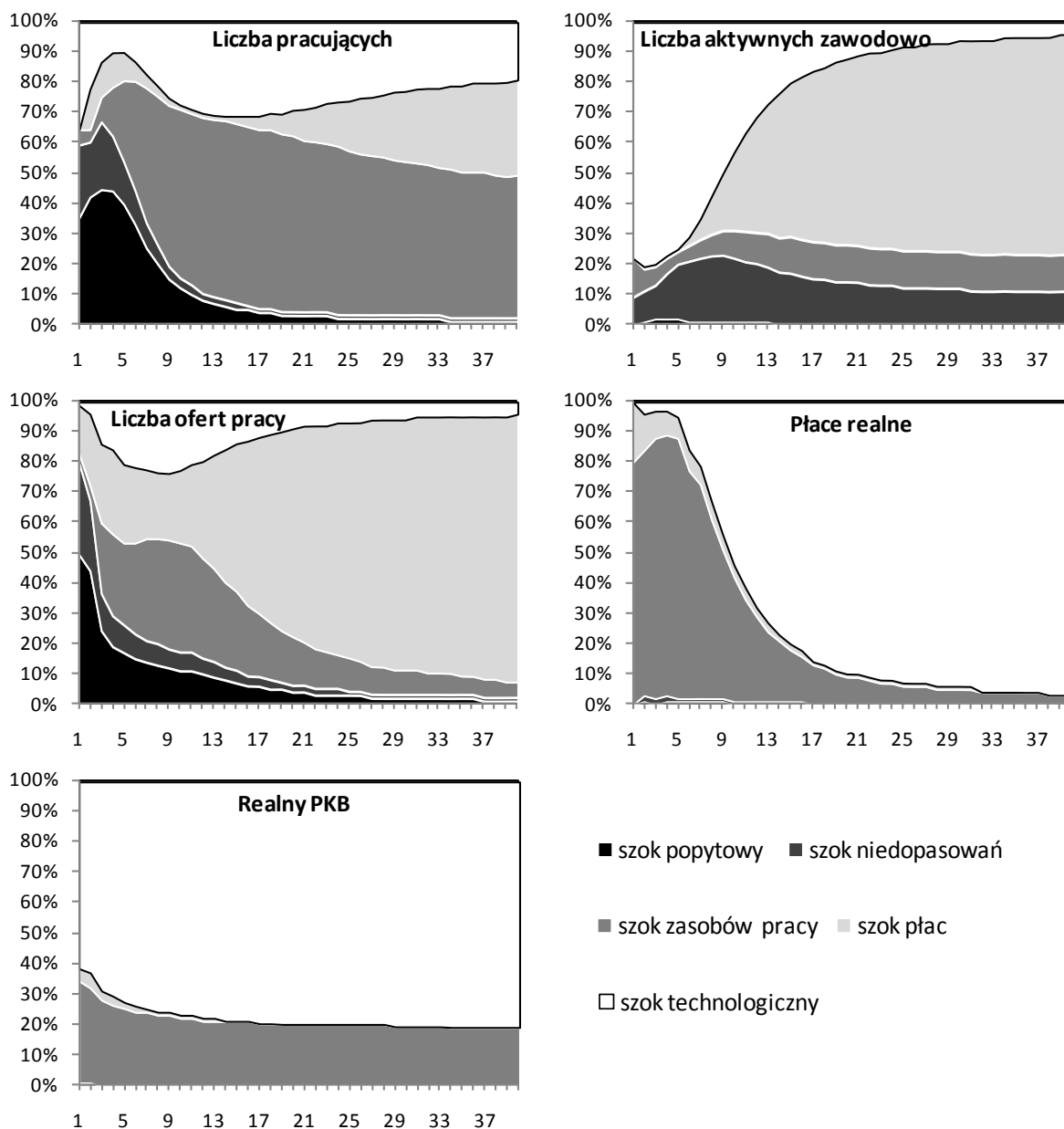
Szok zagregowanego popytu oddziałuje natychmiastowo, lecz powoli wygasa. Rezultatem tego są powolne dostosowania rynku pracy. Szok popytu znacznie zwiększa liczbę ofert pracy w pierwszych dwóch kwartałach po wystąpieniu. W następnym roku wpływ ten jest już znacznie mniejszy, a później wygasa. W pierwszych kwartałach po wystąpieniu negatywny szok popytu wpływa pozytywnie na aktywność zawodową. Może to wskazywać na efekt przyłączenia w tym okresie, który oznacza, że w momencie, gdy koniunktura się pogarsza, na rynek pracy wchodzi osoba, której sytuacja materialna zmusza do tego. Dopiero po roku od wystąpienia negatywny szok popytu ujemnie wpływa na liczbę aktywnych zawodowo. Wtedy to ujawnia się efekt zniechęcenia polegający na wychodzeniu z rynku pracy w odpowiedzi na wstrząs negatywny.

Płace realne powoli dostosowują się do zmian produktywności, a szok zagregowanego popytu wpływa na ich wzrost ze znacznym opóźnieniem. W pierwszych kwartałach po wystąpieniu pozytywnego szoku popytu



płace obniżają się. Oznacza to, że płace zachowują się antycyklicznie w cyklach wzrostowych oraz procyklicznie, lecz z opóźnieniem, w cyklach klasycznych. Wyniki analizy wskazują natomiast na to, że znaczny i negatywny wpływ na liczbę pracujących w krótkim okresie ma szok niedopasowań. Co więcej, zauważa się pewne długookresowe efekty niedopasowań – trwale podnoszące płace i obniżające zatrudnienie. Wpływ szoku zasobów pracy na zmienne modelu dotyczy głównie długiego okresu, wśród efektów krótkookresowych zauważa się jednak istotny negatywny wpływ na płace.

Historyczna dekompozycja wariancji zmiennych została przedstawiona na rys. 2.



Rys. 2. Historyczna dekompozycja wariancji zmiennych

Źródło: Opracowanie własne

Szok zagregowanego popytu wyjaśnia znaczną część wariancji zatrudnienia i ofert pracy w krótkim okresie, mniejszą natomiast płac, produktu oraz aktywności zawodowej. Wpływa to na cykliczność tych zmiennych. Na koniunkturalne wahania zatrudnienia w krótkim okresie wpływają również pozostałe szoki. Znaczący wpływ mają szoki technologiczny i niedopasowań. Mogą one zakłócać przebieg cyklu zatrudnienia.

78% zmienności liczby aktywnych zawodowo w horyzoncie kwartału wyjaśnia szok technologiczny. Po trzech latach w wyjaśnianiu wariancji analizowanej zmiennej dominuje szok płac, osiągając w długim okresie (po 200 kwartałach) 79-procentowy udział. Szok zasobów pracy stabilizuje się natomiast na poziomie 12%, szok niedopasowań na poziomie 9%, a szok popytu wygasa.

Zmienność ofert pracy po upływie kwartału w największym stopniu wyjaśniana jest przez szok popytu – 49%. Do wyjaśnienia zmienności ofert pracy w znacznym stopniu przyczynia się również szok niedopasowań, który wyjaśnia wtedy 30% tej wariancji. Wpływ powyższych szoków następnie spada. Po 200 kwartałach 96% wariancji analizowanej zmiennej wyjaśnia szok płac, 3% – szok technologiczny, 1% – szok zasobów pracy, a pozostałe szoki wygasają.

Po kwartale szok zasobów pracy wyjaśnia większość zmienności płac (80%), szok płac natomiast – 20% wariancji wynagrodzeń realnych. Z czasem zwiększa się wpływ szoku technologicznego. W długim okresie wyjaśnia on zmienność płac niemal w całości.

Do wariancji PKB w największym stopniu przyczynia się szok technologiczny, w mniejszym – szok zasobów pracy. Wpływ ten ujawnia się już kwartał po wystąpieniu powyższych szoków. Pozostałe szoki w krótkim okresie wyjaśniają kilka procent zmienności PKB. W długim okresie (po 200 kwartałach) szok technologiczny wyjaśnia 81% zmienności realnego PKB, natomiast pozostałą część wyjaśnia szok zasobów pracy.

## Podsumowanie

W pracy estymowano model rynku pracy przy wykorzystaniu metodologii SVECM. Oszacowania modelu wskazują na to, że wzrost PKB będącego miernikiem ogólnej aktywności gospodarki o 1% spowoduje średnio w krótkim okresie wzrost zatrudnienia o 0,5%, natomiast w długim – o 1%. Analiza wykazała odmienny wpływ szoków popytowych i podażowych na sytuację na rynku pracy, co potwierdza wnioski z innych, wcześniejszych prac. Szoki popytowe m.in. szybciej od podażowych wpływają na zatrudnienie. Modyfikacją wykorzystaną w niniejszej pracy było wprowadzenie ofert pracy do modelu jako estymatora wolnych miejsc pracy i oszacowanie wpływu szoku niedopasowań na rynek pracy. Okazał się on mieć znaczny wpływ na sytuację w krótkim okresie i wykazał pewne efekty długookresowe dla zatrudnienia, które mogą być związane z występowaniem bezrobocia strukturalnego. Analiza wykazała również prawdopodobne występowanie efektów zniechęcenia i przyłączenia w stosunku do zasobów pracy w Polsce.

Reakcja zatrudnienia na szoki zagregowanego popytu okazała się silna, lecz zakłócały ją występujące na rynku dostosowania, m.in. niedopasowania popytu i podaży, koszty dostosowań do zmieniającej się produktywności oraz prawdopodobnie powolne i słabe dostosowania płac nominalnych. Wraz z upływem okresu od wystąpienia odpowiedniego szoku wpływ wstrząsu płac i wielkości zasobów pracy na zatrudnienie był coraz bardziej widoczny. Analiza wykazała również antycykliczność płac realnych względem cykli wzrostowych oraz procykliczność i opóźnienie w stosunku do cykli klasycznych na rynku pracy.

Przeprowadzone analizy wskazały, że wariancję koniunkturalnych wahań zatrudnienia w największym stopniu wyjaśnia wstrząs zagregowanego popytu. Mniejszy, lecz również znaczny wpływ mają wstrząsy technologiczny oraz niedopasowań. Powyższe ustalenia wskazują na to, że zmienność wahań koniunkturalnych na rynku pracy można wyjaśnić po części za pomocą keynesowskich teorii wahań zagregowanego popytu, po części za pomocą teorii realnego cyklu koniunkturalnego, a po części poprzez nowoklasyczną teorię poszukiwań i dopasowań. W świetle uzyskanych wyników wydaje się, że żadna z ortodoksyjnych teorii nie wyjaśnia całości wahań koniunkturalnych na rynku pracy, które są wynikiem oddziaływania różnych szoków.

W długim okresie wariancję liczby pracujących wyjaśniają szoki: zasobów pracy, płac i technologiczny. Liczba aktywnych zawodowo oraz ofert pracy zależy w głównej mierze od płac. Długookresową zmienność płac realnych i PKB w głównej mierze determinuje szok technologiczny, choć na wahania produktu znacznie wpływa również szok zasobów pracy.

## Bibliografia

- BLANCHARD O., DIAMOND P. (1989): *The Beveridge Curve*, „Brookings Papers on Economic Activity”, nr 1.
- BLANCHARD O., QUAH D. (1989): *The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances*, „American Economic Review”, nr 79.
- BREITUNG J., BRÜGGEMANN R., LÜTKEPOHL H. (2004): *Structural Vector Autoregressive Modeling and Impulse Responses*, [w:] H. Lütkepohl, M. Krätzig (red.), *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.

- BRÜGGEMANN R. (2003): *Sources of German Unemployment: A Structural Vector Error Correction Analysis*, European University Institute, Florence.
- BRZOZA-BRZEZINA M. (2003): *Estimating the Natural Rate of Interest: A SVAR Approach*, „NBP Working Paper”, nr 27.
- BRZOZA-BRZEZINA M., KOTŁOWSKI J. (2001): *Analiza związku między cenami i pieniądzem w gospodarce polskiej na podstawie modelu „P-STAR”*, „Bank i Kredyt”, nr 3.
- BUKOWSKI M., KOŁOCH G., LEWANDOWSKI P. (2008): *Adaptacyjność gospodarki polskiej do szoków makroekonomicznych*, [http://www.ibs.org.pl/site/upload/publikacje/Adaptacyjnosc\\_gospodarki\\_polskiej\\_IBS\\_NBP.pdf](http://www.ibs.org.pl/site/upload/publikacje/Adaptacyjnosc_gospodarki_polskiej_IBS_NBP.pdf).
- DAVIS S.J., HALTIWANGER J. (1996): *Driving Forces and Employment Fluctuations*, „NBER Working Paper”, nr 5775.
- FAVERO C.A. (2001), *Applied Macroeconometrics*, Oxford University Press, New York.
- FUJITA S., RAMEY G. (2005): *The Dynamic Beveridge Curve*, „Federal Reserve Bank of Philadelphia”, August.
- JACOBSON T., VREDIN A., WARNE A. (1997): *Common Trends and Hysteresis in Scandinavian Unemployment*, „European Economic Review”, nr 41.
- JACOBSON T., VREDIN A., WARNE A. (1998): *Are Real Wages and Unemployment Related?*, „Economica”, nr 65.
- JOHANSEN S. (1995), *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford.
- LÜTKEPOHL H. (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, New York.
- LÜTKEPOHL H., KRÄTZIG M. (2004), *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- MORTENSEN D.T., PISSARIDES C.A. (1994): *Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment*, „Review of Economic Studies”, July.
- ROMER D. (2000): *Makroekonomia dla zaawansowanych*, PWN, Warszawa.
- ZIĘBA J. (2003): *Długo- i krótkookresowa składowa produktu krajowego brutto według metody Blancharda i Quaha*, „Materiały i Studia NBP”, z. 155.

## Załącznik – szczegółowe wyniki oszacowań modelu

### Szczegółowe wyniki oszacowania modelu VECM(2)

Zmienne endogeniczne:  $prac_t$ ,  $ofertygus_t$ ,  $aktzaw_t$ ,  $place_t$ ,  $pkb_t$

Zmienne deterministyczne: trend

Długość próby: [1997 Q4, 2008 Q4], T = 45

Logarytm funkcji wiarygodności: 856,84

Wyznacznik macierzy kowariancji:  $8,376731e-24$

### Macierz kowariancji reszt modelu:

$4,492959e-06$	$8,237594e-06$	$1,524246e-06$	$-5,921205e-06$	$2,616440e-07$
$8,237594e-06$	$1,553412e-03$	$6,484011e-06$	$1,068527e-04$	$4,110202e-05$
$1,524246e-06$	$6,484011e-06$	$2,682716e-06$	$-2,212821e-06$	$2,060434e-07$
$-5,921205e-06$	$1,068527e-04$	$-2,212821e-06$	$1,695437e-04$	$8,593322e-06$
$2,616440e-07$	$4,110202e-05$	$2,060434e-07$	$8,593322e-06$	$4,993079e-06$

### Macierz korelacji reszt modelu:

1	$9,860315e-02$	$4,390373e-01$	$-2,145374e-01$	$5,524085e-02$
$9,860315e-02$	1	$1,004415e-01$	$2,082098e-01$	$4,666977e-01$
$4,390373e-01$	$1,004415e-01$	1	$-1,037572e-01$	$5,629724e-02$
$-2,145374e-01$	$2,082098e-01$	$-1,037572e-01$	1	$2,953494e-01$
$5,524085e-02$	$4,666977e-01$	$5,629724e-02$	$2,953494e-01$	1

### Opóźnione zmienne endogeniczne wraz ze statystyką t-Studenta (poniżej wartości parametru):

	$d(prac)_t$	$d(ofertygus)_t$	$d(aktzaw)_t$	$d(place)_t$	$d(pkb)_t$
$d(prac)_{t-1}$	0,010	1,963	-0,041	0,571	0,144
	0,084	0,864	-0,439	0,761	1,119
$d(ofertygus)_{t-1}$	-0,004	0,068	-0,013	-0,045	-0,001
	-0,575	0,532	-2,444	-1,060	-0,103
$d(aktzaw)_{t-1}$	-0,273	-4,613	0,098	-0,061	-0,338
	-1,388	-1,261	0,646	-0,050	-1,631
$d(place)_{t-1}$	-0,030	1,836	-0,004	0,075	0,066
	-0,920	3,031	-0,164	0,374	1,920
$d(pkb)_{t-1}$	-0,323	3,931	-0,242	-0,565	0,048
	-2,034	1,332	-1,976	-0,580	0,286
$d(prac)_{t-2}$	0,337	-5,560	0,022	-0,117	-0,205
	2,758	-2,450	0,231	-0,156	-1,593
$d(ofertygus)_{t-2}$	-0,015	-0,243	-0,009	0,031	-0,004
	-2,457	-2,097	-1,966	0,819	-0,661
$d(aktzaw)_{t-2}$	-0,454	-1,077	-0,357	0,742	-0,282
	-2,266	-0,289	-2,308	0,603	-1,337
$d(place)_{t-2}$	0,064	0,990	-0,001	-0,088	0,058
	2,359	1,962	-0,013	-0,530	2,029
$d(pkb)_{t-2}$	0,077	16,302	-0,008	0,423	0,441
	0,490	5,581	-0,064	0,439	2,663

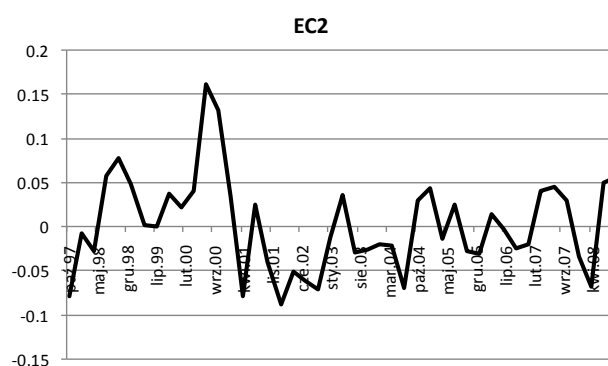
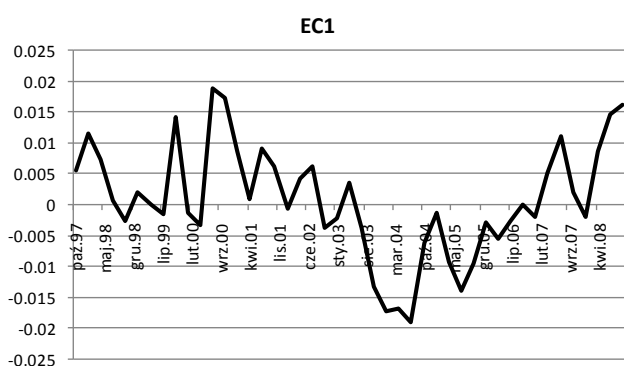
**Zmienne deterministyczne wraz ze statystyką t-Studenta (poniżej wartości parametru):**

	$d(prac)_t$	$d(ofertygus)_t$	$d(aktzaw)_t$	$d(place)_t$	$d(pkb)_t$
trend (t)	-0,001	0,008	0,001	0,001	0,001
	-3,442	2,980	-2,235	-0,169	-0,882

**Parametry korekty błędu (loading coefficients) wraz ze statystyką t-Studenta (poniżej wartości parametru):**

	$d(prac)_t$	$d(ofertygus)_t$	$d(aktzaw)_t$	$d(place)_t$	$d(pkb)_t$
$ec_{1,t-1}$	-0,158	-0,447	-0,033	0,101	-0,039
	-4,098	-0,621	-1,097	0,424	-0,964
$ec_{2,t-1}$	0,016	-0,595	0,012	0,022	0,006
	2,380	-4,877	2,378	0,542	0,908

**Reszty równań kointegracyjnych (error correction term):**



**Wyniki testu Walda istotności rzędów opóźnień w modelu VECM(2):**

	$d(prac)$	$d(ofertygus)$	$d(aktzaw)$	$d(place)$	$d(PKB)$	Łącznie
Opóźnienie 1 (t-1)	5,4237	4,3278	9,3364	4,8896	13,2216	42,0396
Empiryczny poziom istotności	0,3663	0,5032	0,0964	0,4295	0,0214	0,0178
Opóźnienie 2 (t-2)	12,0961	4,1438	10,3204	5,5415	5,2703	34,6870
Empiryczny poziom istotności	0,0334	0,5289	0,0667	0,3534	0,3838	0,0940

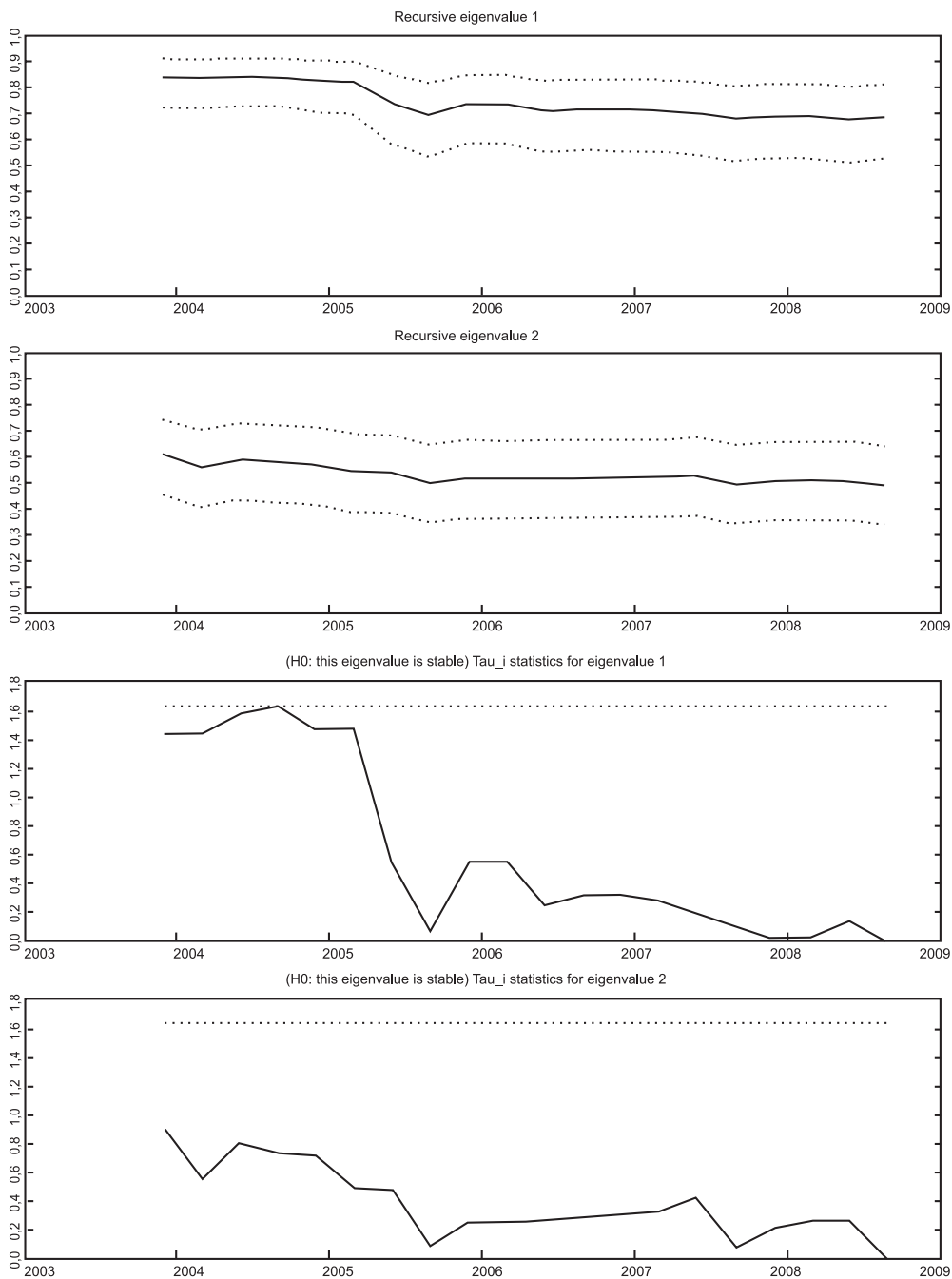
**Wyniki testów na brak autokorelacji, normalność rozkładu oraz homoskedastyczność reszt modelu:**

Test	Test Portmanteau (w nawiasie zmodyfikowany)	Wielorównaniowy test na normalność rozkładu reszt	Wielorównaniowy test ARCH
Statystyka testowa	296,04 (370,97)	559,52	419,97
Stopnie swobody	340	10	450
Empiryczny poziom istotności	0,96 (0,12)	0,00	0,84

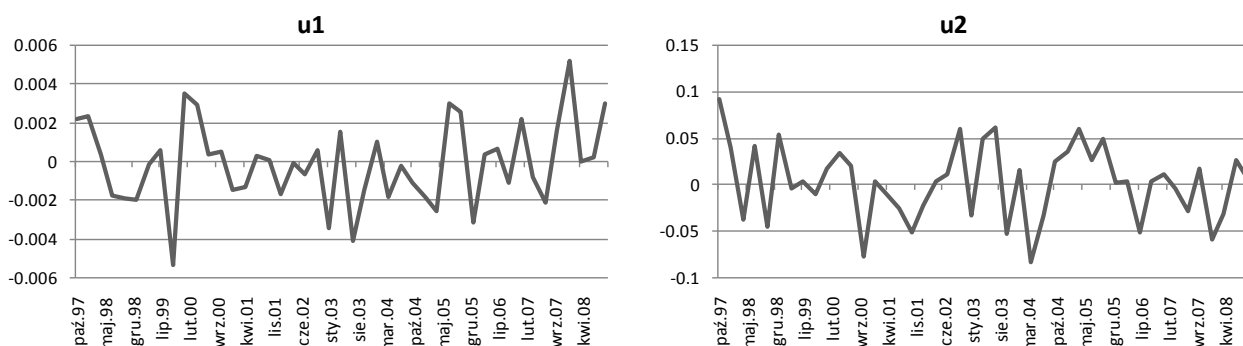
**Wyniki testów Jarque-Bera normalności rozkładu reszt poszczególnych równań modelu po usunięciu obserwacji odstających:**

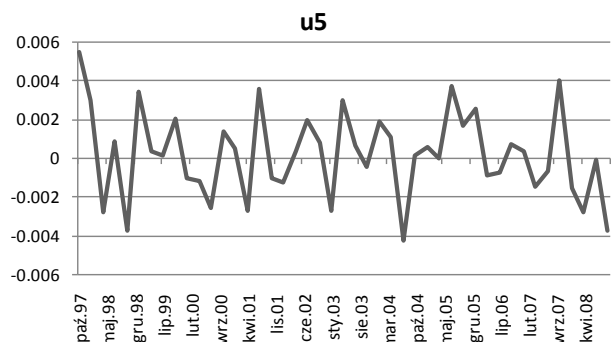
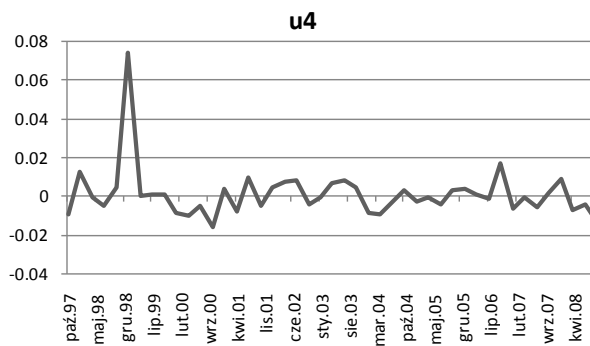
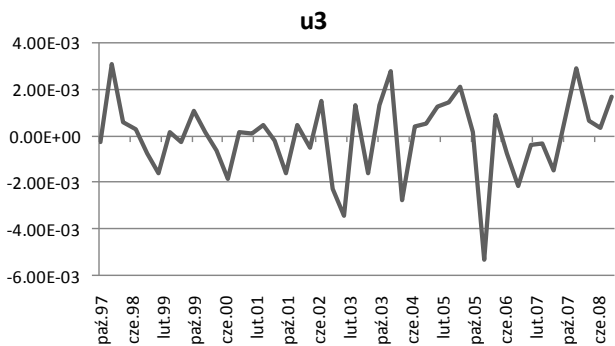
Zmienna	Statystyka testowa	Empiryczny poziom istotności	Skośność	Kurtoza
$\hat{u}_{1,t}$	0,0193	0,9904	0,0507	2,9969
$\hat{u}_{2,t}$	0,5516	0,7590	-0,1257	2,5194
$\hat{u}_{3,t}$	0,2303	0,8912	-0,1750	3,0160
$\hat{u}_{4,t}$	0,3518	0,8387	0,1993	2,8304
$\hat{u}_{5,t}$	0,3931	0,8215	0,0980	2,5862

**Rekursywne wartości własne macierzy (wykresy u góry) wraz ze statystyką tau (wykresy u dołu) [wydruki z programu JMulti]:**



**Reszty modelu VECM(2):**





**Wyniki identyfikacji modelu SVECM(2):**

Algorytm osiągnął zbieżność po 21 iteracjach  
 Logarytm funkcji wiarygodności: 1083,07  
 Strukturalny model SVECM jest dokładnie zidentyfikowany

**Oszacowania macierzy B:**

0,0012	-0,0010	0,0005	-0,0001	-0,0013
0,0277	0,0217	0,0072	0,0156	0,0044
-0,0001	0,0005	0,0006	0,0000	-0,0014
-0,0020	0,0000	-0,0040	0,0122	0,0000
0,0002	0,0000	0,0017	0,0013	0,0006

**Wartości statystyki t obliczone metodą bootstrap:**

2,6767	-0,8763	0,9231	-0,2470	-0,9937
1,0809	2,4159	0,6801	1,2837	0,3987
-0,1879	0,6142	1,6680	0,0000	-1,3603
-0,6446	0,0000	-0,8623	2,2408	0,0000
0,5504	0,0000	1,3688	1,2090	0,9866

**Oszacowania macierzy wpływu długookresowego:**

0,0000	-0,0004	0,0049	-0,0058	0,0027
0,0000	0,0000	0,0042	0,0547	-0,0087
0,0000	0,0009	0,0010	0,0027	0,0000
0,0000	0,0007	-0,0012	0,0289	0,0042
0,0000	0,0000	0,0039	0,0094	0,0047

**Wartości statystyki t obliczone metodą bootstrap:**

0,0000	-1,0865	0,9527	-1,0882	1,4173
0,0000	0,0000	0,0989	-1,1655	-0,7068
0,0000	1,0865	0,5417	1,0238	0,0000
0,3855	1,0865	-0,0543	1,1568	0,7068
-0,4217	0,0000	0,3798	0,9894	1,4413

**SigmaU~\*100:**

0,0004	0,0008	0,0002	-0,0006	0,0000
0,0008	0,1553	0,0006	0,0107	0,0041
0,0002	0,0006	0,0003	-0,0002	0,0000
-0,0006	0,0107	-0,0002	0,0170	0,0009
0,0000	0,0041	0,0000	0,0009	0,0005

**Dekompozycja wariancji błędu prognozy dla modelu SVECM(2):**

Horyzont prognozy	Szok popytu na pracę	Szok niedopasowań	Szok zasobów pracy	Szok płac	Szok technologiczny
Proporcja błędu prognozy zmiennej: prac					
1	0,35	0,24	0,05	0,00	0,36
4	0,44	0,18	0,16	0,12	0,10
20	0,03	0,01	0,58	0,0,9	0,29
200	0,00	0,00	0,38	0,49	0,13
Proporcja błędu prognozy zmiennej: ofertygus					
1	0,49	0,30	0,03	0,16	0,01
4	0,19	0,10	0,27	0,28	0,16
20	0,04	0,02	0,16	0,69	0,09
200	0,00	0,00	0,01	0,96	0,03
Proporcja błędu prognozy zmiennej: aktzaw					
1	0,00	0,09	0,13	0,00	0,78
4	0,02	0,15	0,05	0,01	0,78
20	0,00	0,14	0,12	0,61	0,12
200	0,00	0,09	0,12	0,79	0,01
Proporcja błędu prognozy zmiennej: place					
1	0	0	0,8	0,2	0
4	0,01	0,02	0,87	0,08	0,03
20	0	0	0,09	0,01	0,89
200	0	0	0	0	0,99
Proporcja błędu prognozy zmiennej: pkb					
1	0,01	0	0,33	0,04	0,61
4	0	0	0,26	0,03	0,7
20	0	0	0,2	0	0,8
200	0	0	0,19	0	0,81