

Adaptacyjność gospodarki polskiej do szoków makroekonomicznych

Maciej Bukowski, Grzegorz Koloch, Piotr Lewandowski
Instytut Badań Strukturalnych

10 października 2008

Wprowadzenie

W przeciągu ostatnich dwóch dekad Polska i inne kraje Europy Środkowo-Wschodniej w tym zwłaszcza państwa NMS8¹, dokonały transformacji od gospodarki centralnie planowanej do gospodarki rynkowej i zintegrowały się w system gospodarki światowej. Z czasem początkowe, specyficzne dla szoku transformacyjnego cechy charakterystyczne ich gospodarek ustępowały na znaczeniu prawidłowościom i procesom makroekonomicznym typowym dla państw rozwiniętych. W szczególności, zmiany na rynkach pracy krajów regionu, początkowo odzwierciedlające dostosowania struktury gospodarczej do wymagań rynkowych, stopniowo w coraz większym stopniu determinowane były przez zaburzenia makroekonomiczne oraz konwergencję obudowy instytucjonalnej rynków pracy do rozwiązań obserwowanych w krajach Europy Zachodniej. Od roku 1996, gdy pierwotny szok transformacyjny spadku produktu i zatrudnienia w krajach NMS8 został zaabsorbowany, doświadczyły one oscylacji dynamiki tempa wzrostu gospodarczego oraz wahań poziomów zatrudnienia i bezrobocia. Przy tym, choć oscylacje te były w znacznej mierze skoordynowane pomiędzy rozważanymi krajami, w poszczególnych z nich następowały wokół nieco innych przeciętnych wielkości średniookresowych, a ponadto miały zróżnicowaną głębokość.

W szczególności, Polska w latach 1999-2006 wyróżniała się jako kraj o najwyższej stopie bezrobocia oraz wskaźniku zatrudnienia nie tylko w ramach grupy NMS8, lecz również w Unii Europejskiej (UE25), choć jeszcze w roku 1997 wielkości tych wskaźników w Polsce były zbliżone do średniej dla NMS8. Z kolei poprawa sytuacji na polskim rynku pracy w latach 2003-2007 pozwoliła na osiągnięcie najwyższego poziomu wskaźnika zatrudnienia i najniższej stopy bezrobocia od roku 1998, a także na znaczne zniwelowanie dystansu względem pozostałych krajów europejskich pod kątem bezrobocia i pewne domknięcie luki pod kątem zatrudnienia (por. Bukowski, Koloch, Lewandowski, 2007). Zróżnicowanie ewolucji rynków pracy krajów NMS8, czy też innymi słowy, pewna odmienność Polski w tym zakresie, mogła być spowodowana zróżnicowaniem sekwencji (charakteru i siły) szoków makroekonomicznych dotyczących te gospodarki na przestrzeni lat 1996-2007, jak też odmienną zdolnością absorpcji tych zaburzeń przez poszczególne z nich.

¹NMS8: Czechy, Estonia, Litwa, Łotwa, Polska, Słowacja, Słowenia, Węgry.

Dla sytuacji na rynku pracy istotną rolę odgrywają również instytucje rynku pracy. Jednak za wahaniami zatrudnienia i bezrobocia w horyzoncie cyklu koniunkturalnego, a za takie należy uznać zarysowane powyżej procesy na polskim rynku pracy, stoją z reguły czynniki o charakterze makroekonomicznym (por. Blanchard, 2005), natomiast instytucje determinują z jednej strony średniookresowe wielkości zatrudnienia i bezrobocia (por. Layard, Nickell, Jackman, 1991; Nickell, Nunziata, Ochel, 2005), zaś z drugiej - głębokość i trwałość szoków na danym rynku pracy (por. Blanchard, Wolfers, 2000; Bassanini, Duval, 2006). W niniejszym opracowaniu podejmuje próbę identyfikacji zaburzeń, które wywarły największy wpływ na zmiany sytuacji na rynku pracy w Polsce i pozostałych krajach NMS8 w latach 1996-2007, oraz oszacowania parametrów reakcji poszczególnych rynków pracy na konkretne zaburzenia makroekonomiczne. Wyróżniamy przy tym, konwencjonalnie, szoki:

- podażowe (produktywności, podaży pracy i szoki cenowe);
- popytowe (zaburzenia popytu zagranicznego na dobra krajowe oraz szoki popytu na pracę).

Z kolei w powstającej równolegle pracy Lewandowski, Koloch, Regulski (2008) rozwijają analizę podjętą w niniejszym artykule, na jej podstawie proponując dla gospodarek rozważanej grupy miary elastyczności, czyli zdolności do absorpcji poszczególnych szoków, oraz analizują powiązania między elastycznością, a kształtem zaplecza instytucjonalnego rynku pracy oraz rynku dóbr w tych krajach.

W celu odpowiedzi na postawione pytania badawcze posługujemy się ekonometrycznym strukturalnym wektorowym modelem korekty błędem (SVECM). Zastosowanie wektorowych modeli autoregresyjnych do analizy dynamicznych zależności na rynku pracy wywodzi się od Blancharda, Quah (1989), którzy estymując model złożony z dwóch zmiennych - tempa wzrostu realnego produktu i stopy bezrobocia w gospodarce amerykańskiej - oszacowali znaczenie agregatowych szoków podażowych oraz popytowych dla historycznych ewolucji obu tych zmiennych. W kolejnych artykułach podejmowano próby doprecyzowania interpretacji zaburzeń identyfikowanych w danych (Gamber, Joutz, 1993) oraz rozszerzenia zakresu analizy dzięki rozbudowaniu modelu o inne zmienne makroekonomiczne, w szczególności wynagrodzenia, co zaproponowali Jacobson, Vredin, Warne (1993). Począwszy od tej pracy, identyfikację szoków zapewniano poprzez strukturalizację modelu VAR w oparciu o prosty teoretyczny model rynku pracy i dóbr. Model SVAR dla czterech zmiennych - produktu na pracującego, wynagrodzeń realnych, zatrudnienia i bezrobocia - w którym restrykcje identyfikujące wyrowadzono ze stylizowanego modelu, dla gospodarki hiszpańskiej oszacowali Dolado, Jimeno (1997), zaś dla 16 gospodarek OECD - Balmaseda, Dolado, Lopez-Salido (2000). Jacobson, Vredin, Warne (1997) wyestymowali nato-

miast dla trzech krajów skandynawskich analogicznie skonstruowany model rynku pracy, jednak z niestacjonarnością (pewnych) analizowanych zmiennych radząc sobie nie poprzez uwzględnienie w modelu ich przyrostów, lecz dzięki wykorzystaniu modelu klasy VECM. Podobną specyfikację prezentują dla Niemiec Bruggemann (2003), a dla Kanady - Breitung, Bruggemann, Lutkepohl (2004).

W niniejszym artykule prezentujemy model SVECM czterech zmiennych realnych,² skonstruowany w sposób nawiązujący do wskazanych powyżej artykułów i oszacowany dla gospodarki polskiej oraz pozostałych krajów NMS8. Proponujemy przy tym trzy główne innowacje:

- Model estymujemy z wykorzystaniem technik panelowych, umożliwiających poprawę wiarygodności oszacowań, która w przypadku modeli estymowanych odrębnie dla poszczególnych krajów NMS8 jest relatywnie niska, z tytułu (nadal) krótkich szeregów czasowych dostępnych dla tych krajów;
- W modelu uwzględniamy *explicite* wahania popytu zagranicznego, w szczególności ze strony krajów UE15 oraz WNP, będących głównymi partnerami handlowymi krajów NMS8 w rozważanym okresie, co pozwala na odseparowanie wpływu szoków zewnętrznych oddziałujących na analizowane gospodarki;
- Zestaw restrykcji identyfikujących strukturalną reprezentację modelu VECM uzyskujemy na podstawie prostego modelu równowagi ogólnej (DSGE) z niedoskonałym konkurencyjnym rynkiem pracy.

Analiza adaptacyjności gospodarki polskiej do szoków makroekonomicznych w oparciu o estymacje panelowe dla grupy NMS8 jest zdaniem autorów uzasadniona i korzystna po pierwsze dlatego, że oszacowania panelowe, wykorzystujące informację zawartą w przekroju krajów doświadczających podobnych ewolucji systemu rozważanych zmiennych makroekonomicznych, umożliwiają zwiększenie precyzji szacunku odpowiednich parametrów charakteryzujących gospodarkę Polski. Po drugie, adaptacyjność rynków, rozumiana jako zdolność powrotu do równowagi po wystąpieniu zaburzeń, jest w praktyce konceptem relatywnym i może być oceniana jedynie w odniesieniu do adaptacyjności gospodarek innych niż rozważana, a doświadczających analogicznych szoków.³ Zbliżona historia szoków zewnętrznych, w głównej

²Produkt na pracującego, wynagrodzenia realne, wskaźnik zatrudnienia i wskaźnik bezrobocia.

³Perspektywa taka jest powszechna w ekonomii pracy poczynając od prac analizujących absorpcję szoków naftowych przez rynki pracy krajów OECD (por. Blanchard, Summers, 1986, Bean, 1994), przez badania różnicowania międzynarodowego sytuacji na rynku pracy w ostatnich dekadach ubiegłego wieku (por. Layard, Nickell, Jackman, 1991, Blanchard, Wolfers, 2000), aż po późniejsze artykuły syntezujące ustalenia w tym obszarze (Blanchard, 2005) oraz najnowsze prace empiryczne (Bassanini, Duval, 2006,

mierze związanych z wahaniami koniunktury światowej, oraz przekształceń instytucjonalnych (określających otoczenie makroekonomiczne, w którym realizują się szoki krajowe) w krajach NMS8, pozwala uznać je za relatywnie jednorodną grupę, stanowiącą *de facto* jedyną możliwą homogeniczną grupę odniesienia dla gospodarki polskiej.

Struktura artykułu jest następująca. Rozdział pierwszy prezentuje prosty model równowagi ogólnej z frykcjami na rynku pracy, stanowiący teoretyczny fundament dla katalogu długookresowych restrykcji identyfikujących modelu SVECM. W rozdziale tym omawiamy również wykorzystane szeregi czasowe i ich własności pod kątem stacjonarności. W rozdziale drugim prezentujemy funkcje reakcji gospodarek NMS na szoki strukturalne oraz dekompozycje wariancji agregatów ich rynków pracy w oparciu o oszacowany model. W rozdziale trzecim omawiamy symulacje modelu, w postaci hipotetycznych trajektorii rynków pracy NMS8 w latach 1996-2007 przy założeniu nie występowania pewnych szoków makroekonomicznych w wybranych momentach analizowanego okresu. Pozwala to ocenić względną rolę poszczególnych szoków dla rzeczywistych, obserwowanych w latach 1996-2007, ewolucji rynku pracy Polski i pozostałych krajów grupy NMS8. Przeprowadzając te eksperymenty zwracamy szczególną uwagę dla roli sztywności wynagrodzeń dla intensyfikacji/niwelowania skutków szoków popytowych na rynku pracy w Polsce i pozostałych krajach NMS8. Artykuł wieńczy podsumowanie, zaś w dodatkach prezentujemy wyprowadzenie zastosowanej procedury estymacji oraz funkcje reakcji na impuls wraz z przedziałami ufności uzyskanymi poprzez symulacje *bootstrap*.

OECD, 2006). Przyjmuje się ją również w analizach wpływu sztywności rynku pracy na inne zagadnienia makroekonomiczne, np. mechanizmy transmisji polityki monetarnej (por. Drew, Kennedy, Slock, 2004).

Rozdział 1

Model teoretyczny rynku pracy

1.1 Wprowadzenie

Sednem niniejszego badania jest identyfikacja szoków strukturalnych, jakie oddziaływały na rynki pracy krajów NMS8 w latach 1996-2007, oraz kwantyfikacja adaptacyjności do tych szoków gospodarek Polski i pozostałych krajów regionu. Wyodrębnienie tych szoków w modelu empirycznym wymaga nałożenia szeregu długo- i krótkookresowych restrykcji identyfikujących. W tym rozdziale prezentujemy prosty, teoretyczny model gospodarki, klasy DSGE, z niewalrasowskim rynkiem pracy, którego zadaniem jest wskazanie katalogu potencjalnych restrykcji długookresowych, które mogą posłużyć do identyfikacji szoków strukturalnych w modelu SVECM. Ostatecznego wyboru restrykcji długookresowych z tego katalogu dokonujemy w rozdziale następnym po przeprowadzeniu niezbędnych testów stacjonarności oraz liczby występujących relacji kointegrujących.

Wyznaczenie wachlarza możliwych długookresowych restrykcji identyfikujących w oparciu o teoretyczny model rynku pracy ma dobre oparcie w literaturze. Co do zasady postępujemy w tym względzie podobnie co m.in. Jacobson, Vredin, Warne (1997), Dolado, Jimeno (1997), Balmaseda, Dolado, Lopez-Salido (2000), którzy konstruując modele wektorowej autoregresji do tego celu posiłkują się małymi modelami rynku pracy. W odróżnieniu od tych autorów, nie posługujemy się jednak modelem *ad-hoc* tj. niewielkim modelem wielorównaniowym, w którym wzajemne relacje między poszczególnymi zmiennymi⁴ są *de-facto* postulowane, lecz w pełni strukturalnym modelem teoretycznym, w którym zarówno gospodarstwa domowe, jak i firmy, dokonują optymalnych wyborów przy zadanych ograniczeniach, w sposób umożliwiający ustalenie równowagi na poszczególnych rynkach. Model teoretyczny został skonstruowany w ten sposób by istniała bezpośrednia korespondencja między jego zmiennymi a zmiennymi modelu empirycznego będącego podstawowym przedmiotem niniejszego opracowania. Dzięki temu

⁴A właściwie, między logarytmami zmiennych.

długookresowe własności modelu DSGE tzn. długookresowa reakcja poszczególnych jego zmiennych na występujące w modelu szoki, pozwalają na bezpośrednie narzucenie na model SVECM odpowiednich długookresowych restrykcji identyfikujących. Pozwala to naszym zdaniem na znacznie lepsze powiązanie modelu empirycznego z fundamentem teoretycznym współczesnej makroekonomii jaki tworzą stochastyczne, dynamiczne modele równowagi ogólnej, a przez to precyzyjniejsze wyznaczenie odpowiednich restrykcji identyfikujących, niż to byłoby możliwe gdyby punktem wyjścia był wielorównaniowy model *ad-hoc*. Dodatkowe uzasadnienie oparcia specyfikacji modelu empirycznego VECM na modelu DSGE wynika z formalnego związku łączącego obie klasy modeli. Czytelnika zainteresowanego formalnym przedstawieniem korespondencji między postacią zredukowaną modelu klasy DSGE a reprezentacją VAR procesu stochastycznego odsyłamy do pracy Ravenna (2007).⁵

1.2 Struktura modelu

Prezentowany mały, strukturalny model gospodarki i rynku pracy jest ograniczony do sfery realnej tzn. nie rozpatrujemy w nim pieniądza. Jest to uzasadnione tym, że także będący głównym przedmiotem artykułu model SVECM jest sformułowany w terminach realnych.⁶ Prezentowany model DSGE różni się od podstawowego modelu realnego cyklu koniunkturalnego (RBC) uwzględnieniem mechanizmu poszukiwań i dopasowań na rynku pracy, wprowadzonego do literatury przedmiotu przez Mortensena i Pisarię (1994). Mechanizm ten pozwalając na modelowanie bezrobocia, które na doskonale konkurencyjnym rynku pracy, właściwym dla modelu RBC, nie istnieje, wyznacza główny nurt współczesnej teorii ekonomii w obszarze rynku pracy. Podaż pracy jest w modelu egzogeniczna.⁷

Modelowana gospodarka składa się z gospodarstw domowych maksymalizujących dożywnością oczekiwaną użyteczność z konsumpcji i czasu wolnego

⁵Ravenna (2007) prezentuje także katalog, dość restrykcyjnych, założeń, przy których żądane przekształcenie istnieje. Należy podkreślić ograniczenia takiego postępowania. Po pierwsze, log-liniowa reprezentacja modelu DSGE stanowi tylko jego aproksymację w otoczeniu stanu ustalonego, po drugie rzutowanie postaci zredukowanej takiego modelu na przestrzeń procesów VAR nie musi oznaczać projekcji na proces skończonego rzędu.

⁶Specyfikowanie modelu SVECM w postaci realnej jest standardową procedurą, por. Blanchard, Quah (1989), Gamber, Joutz (1993), Jacobson, Vredin, Warne (1993), Balmaseda, Dolado, Lopez-Salido (2000), Amisano, Serati (2002), Bruggemann (2003), Breitung, Bruggemann, Lutkepohl (2004).

⁷Egzogeniczna podaż pracy jest typowa dla spotykanych w literaturze modeli DSGE z niewalrasowskim rynkiem pracy. Wyjątkowym przykładem modelu endogenizującego nie tylko decyzje o zatrudnieniu i bezrobociu, lecz także decyzję o wielkości zgłaszanej podaży pracy na poziomie gospodarstwa domowego, jest dużej skali model DSGE opisany w pracy Bukowski, Dyrda, Kowal (2008).

w postaci

$$U_0 = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [N_t^e u(c_t^e, 1 - h_t^e) + U_t u(c_t^u, 1 - h_t^u)]$$

gdzie N_t^e jest liczbą osób pracujących, a U_t liczbą osób bezrobotnych. Jeśli N_t oznacza całkowitą, ekstensywną podaż pracy, którą w stanie ustalonym normalizujemy do jedyńki. Zakładamy, że rynek pracy się oczyszcza tzn.

$$N_t^e + U_t = N_t \quad N_t = e^{\xi_t^N}$$

gdzie ξ_t^N jest szokiem podaży pracy, o którym zakładamy, że w stanie ustalonym jest równy zero. Z kolei c_t^e i c_t^u oznaczają konsumpcję zatrudnionego i bezrobotnego członka gospodarstwa domowego, zaś h_t^e oraz h_t^u są liczbami godzin poświęcanymi odpowiednio na pracę lub jej poszukiwanie. Maksymalizacja dożywczości użyteczności odbywa się w obecności ograniczeń postaci

$$A_t + N_t^e c_t^e + U_t c_t^u = A_{t-1}(1 + r_{t-1}) + N_t^e \times W_t \times h_t^e + \Pi_t + \psi \times V_t \times W_t$$

$$N_t^e = (1 - \delta_e) \times N_{t-1}^e + \Phi_t h_{t-1}^u U_t$$

gdzie A_t jest (w równowadze równym zero) stanem oszczędności netto gospodarstwa domowego, oprocentowanych względem pozbawionej ryzyka stopy r_t . Z kolei W_t oznacza godzinową płacę, Π_t jest zyskiem transferowanym z sektora przedsiębiorstw (gospodarstwa domowe są właścicielami firm), zaś czynnik, $\psi \times V_t \times W_t$, oznacza koszty utworzenia wakatów przez firmy, przekazywane przez nie gospodarstwom domowym.⁸ Zauważmy, że w naszej specyfikacji całkowite dochody z pracy gospodarstwa domowego wynoszą, $N_t^e \times W_t \times h_t^e + \psi \times V_t \times W_t$. Składają się na nie dochody osiągnane z pracy przy produkcji dobra finalnego oraz dochody z dodatkowej pracy wynikającej z obsługi otwieranych w firmie wakatów (por. niżej). Parametr δ_e oznacza egzogeniczną stopę destrukcji miejsc pracy w firmach, zaś Φ_t jest prawdopodobieństwem podjęcia zatrudnienia przez osobę poszukującą pracy z jednostkową intensywnością, które to prawdopodobieństwo jest z punktu widzenia pojedynczego bezrobotnego niezależne od jego indywidualnej decyzji. Zmiennymi sterującymi gospodarstwa domowego są, h_t^u , N_t^e , c_t^e , c_t^u oraz A_t . Ekstensywna podaż pracy, h_t^e , ustalana jest w drodze negocjacji Nasha z firmami (por. niżej).

Drugą stroną rynku pracy tworzą firmy, będące właścicielami kapitału K_t i posługujące się funkcją produkcji Coba-Douglasa przy maksymalizacji zdyskontowanego zysku postaci

$$\Pi_0^A = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \Lambda^t \Pi_t$$

⁸ Alternatywnie, co jednak jest mniej uzasadnione interpretacyjnie, można założyć, że $\psi \times V_t \times W_t$ jest kosztem utraconych możliwości, zmniejsza więc produkt finalny Y_t w równaniu bilansowym $Y_t = C_t + I_t$.

gdzie Λ^t jest tzw. *pricing kernel* indukowanym przez preferencje gospodarstwa domowego co odzwierciedla obserwację, że to gospodarstwa domowe są właścicielami firm.

Maksymalizując zysk, firma podejmuje decyzje o nakładach inwestycyjnych, I_t , intensywnym popycie na pracę, N_t^d oraz liczbie otwieranych wakatów V_t , biorąc pod uwagę następujące ograniczenia budżetowe

$$\begin{aligned}\Pi_t &= P_t Y_t - N_t^d h_t^e W_t - I_t - \psi \times V_t \times W_t \\ Y_t &= e^{\xi_t^Y} \times K_{t-1}^\alpha (N_t^d h_t^d)^{1-\alpha} \\ K_t &= (1 - \delta_k) K_{t-1} + I_t \\ N_t^d &= (1 - \delta_e) \times N_{t-1}^d + \Psi_t V_{t-1}\end{aligned}$$

gdzie, Ψ_t , jest zewnętrznym z punktu widzenia pojedynczej firmy prawdopodobieństwem zapełnienia jednego wakat, zaś, ξ_t^Y , jest, przesuującym funkcję produkcji modelowanego przedsiębiorstwa, szokiem technologicznym. Firma ponosi koszt utworzenia wakatów - $\psi \times \frac{V_t}{N_t^d h_t^e} \times N_t^d h_t^e \times W_t$ - proporcjonalny do iloczynu liczby zgłaszanych ofert pracy przypadających na jedną roboczogodzinę wykonywaną w przedsiębiorstwie - $\frac{V_t}{N_t^d h_t^e}$ - oraz kosztu opłacenia tej dodatkowej pracy - $N_t^d h_t^e \times W_t$. Zakładamy więc, że usługi pośrednictwa pracy są pracochłonne, a czynnik, $\psi \times V_t$, jest wyrażony w osobogodzinach niezbędnych do utworzenia jednego wakat. *Numeraire* w modelowej gospodarce stanowi cena dobra finalnego, P_t , będącego także dobrem konsumpcyjnym i inwestycyjnym.⁹ Ustalamy ją na poziomie $P_t = 1$.

Negocjacje dotyczące płacy i wymiaru godzinowego czasu pracy, odbywają się między bezrobotnymi a przedsiębiorstwami i toczone są zgodnie z mechanizmem Nasha. Zadaniem negocjacji jest sformułowanie kontraktu, określającego oczekiwany godzinowy wymiar pracy oraz płacę w okresie następnym. Obie strony dążą do zmaksymalizowania całkowitej nadwyżki z zawartej umowy. Niech, odpowiednio, nadwyżka gospodarstwa domowego z posiadania dodatkowego zatrudnionego (mierzona w jednostkach dożywności), Γ_t , oraz nadwyżka firmy związana z zapełnieniem wakatów dzięki zatrudnieniu dodatkowego pracownika Σ_t zdefiniowane będą następująco:

$$\Gamma_t = \frac{\partial E_0 \mathcal{U}_0}{\partial N_t^e}, \quad \Sigma_t = \frac{\partial E_0 \Pi_0^A}{\partial N_t^d}.$$

Maksymalizacja nadwyżki przez obie strony negocjacji bierze pod uwagę warunki pierwszego rzędu, wynikające z indywidualnych zagadnień optymalizacji firmy i gospodarstwa domowego względem odpowiednio: (i) pożądanego przez gospodarstwo domowe poziomu zatrudnienia, N_t^e , oraz (ii) zgłaszanego

⁹Zakładamy więc istnienie liniowej technologii przekształcającej dobro finalne, Y_t w dobro konsumpcyjne, C_t lub inwestycyjne, I_t .

przez firmy popytu na pracę N_t^d . Dodatkowo uwzględnia ona wpływ, jaki zmiana płac i godzinowego wymiaru pracy odniesie dla konsumpcji gospodarstwa oraz zysku firmy, a pośrednio także na poziom użyteczności osób pracujących i gospodarstw domowych jako właścicieli firm. Problem optymalizacyjny związany z negocjacjami między pracodawcą a pracownikiem można więc zdefiniować następująco

$$\begin{aligned} & \max_{W_t, h_t^e} \Upsilon_t(\Gamma_t, \Sigma_t) \\ & \text{p.w.} \\ & \Gamma_t = \frac{\partial E_0 \mathcal{U}_0}{\partial N_t^e} \\ & \Sigma_t = \frac{\partial E_0 \Pi_0^A}{\partial N_t^d}. \end{aligned}$$

gdzie

$$\Upsilon_t = (\Gamma_t \lambda_t)^{\xi_t^W} (\Sigma_t)^{1-\xi_t^W}$$

jest, zdefiniowaną w jednostkach użyteczności gospodarstwa domowego (co zapewnia cena ciec λ_t), łączną nadwyżką z zawartego kontraktu pary pracownik-pracodawca, przy czym zmienna ξ_t^W odpowiada za względną siłę negocjacyjną pracowników wobec pracodawców. Wahania tej siły można traktować jako, ortogonalne względem szoku technologicznego, zaburzenia do procesu ustalania płac, a więc w kategoriach szoków wynagrodzeń.

Dopełnieniem rynku pracy jest mechanizm pośrednictwa pracy ujęty za Mortensenem, Pissaridesem (1994) w prostą formę funkcji Cobb-Douglasa:

$$M_t = e^{\xi_t^M} (V_t)^\theta (U_t)^{1-\theta}$$

która liczbę zapełnionych miejsc pracy M_t wiąże z liczbą otwartych przez firmy wakatów V_t i liczbą osób bezrobotnych poszukujących pracy U_t , przy czym parametr θ kontroluje względną wagę obu czynników. Zmienna M_t pozwala na zdefiniowanie prawdopodobieństw zapełnienia jednego wakat, Ψ_t , oraz znalezienia pracy przez jednego bezrobotnego, Φ_t

$$\Psi_t = \frac{M_t}{V_t}, \quad \Phi_t = \frac{M_t}{U_t}.$$

Szok ξ_t^M , w stanie ustalonym równy 0, może być interpretowany jako szok popytowy na rynku pracy - odpowiada on bowiem za przesunięcia krzywej Beveridge'a względem układu współrzędnych (U, V) .

Domknięciem modelu jest specyfikacja procesów stochastycznych sterujących (i) poziomem technologii, ξ_t^Y , (ii) ekstensywną podażą pracy, ξ_t^N , (iii)

popytem na pracę, ξ_t^M , oraz (iv) siłą przetargową firm w negocjacjach płacowych, ξ_t^W . Zakładamy, że dla $X \in \{Y, N, M, W\}$ każdy z tych procesów zadany jest przez proces autoregresji pierwszego rzędu w formie:

$$\xi_t^X = \rho_X \xi_{t-1}^X + \varepsilon_t^X$$

gdzie zaburzenie ε_t^X jest pochodzi z rozkładu normalnego o wartości oczekiwanej μ_X i odchyleniu standardowym σ_X , przy czym dla ustalenia uwagi przyjmujemy, że $\mu_Y = \mu_L = \mu_M = 0$, zaś $\mu_W = 0.5$. Oznacza to, że w stanie ustalonym poziom technologii, podaż i popyt na pracę są znormalizowane do 1, a siła przetargowa pracowników i pracodawców są sobie równe.¹⁰

Tak sformułowany model gwarantuje oczyszczenie się rynków dóbr i pracy tj. spełnienie równań

$$Y_t = C_t + I_t \quad N_t^e = N_t^d \quad N_t = N_t^e + U_t$$

przy czym spełnienie dwóch pierwszych tożsamości możliwe jest dzięki odpowiedniemu ustaleniu się płac W_t . Z kolei trzecie równanie zachodzi na mocy definicji bezrobocia. Oczyszcza się też rynek aktywów na mocy warunku, $A_t = 0$, co pozwala ustalić stopę procentową r_t .

1.3 Długookresowe własności modelu

Zauważmy, że model DSGE ograniczyliśmy do sfery realnej gospodarki, a poziom cen w modelu, P , jest stały i równy 1. Pozwala to nam określić w modelu następujące zmienne:

$$\begin{aligned} lp_t &= \log(Y_t) - \log(N_t^e) \\ e_t &= \log(N_t^e) - \log(N_t) \\ u_t &= \log(U_t) - \log(N_t) \\ w_t &= \log(W_t h_t^e + \psi \times V_t \times W_t) \end{aligned}$$

Zachodzi bezpośrednia odpowiedniość między tymi zmiennymi oznaczającymi logarytmy:

- lp_t - realnego produktu na pracującego (produktywności pracy),
- e_t - odsetka pracujących w populacji (wskaźnika zatrudnienia),
- u_t - odsetka bezrobotnych w populacji (wskaźnika bezrobocia),
- w_t - płacy realnej pobieranej przez jednego pracującego,

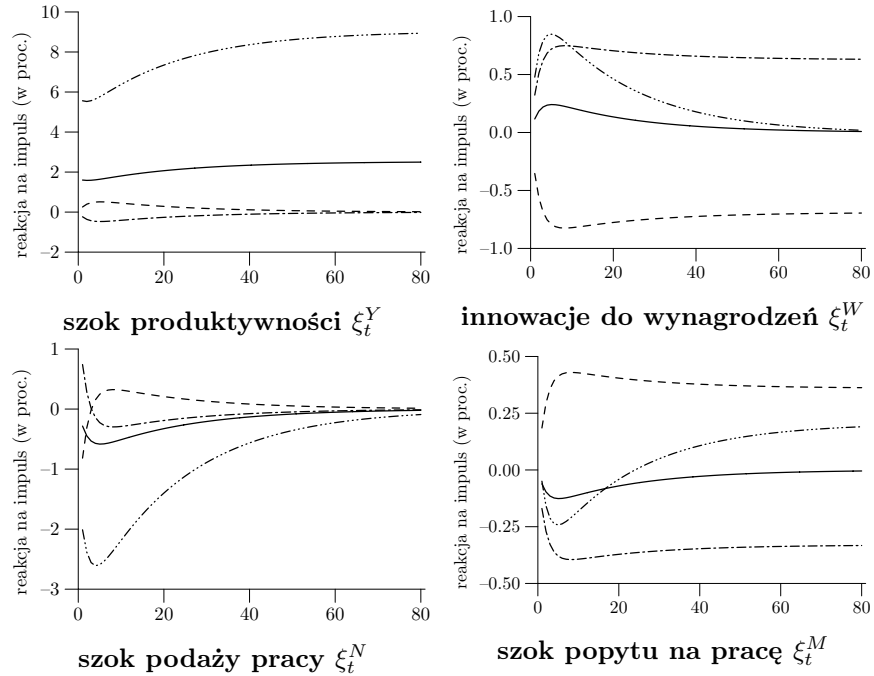
¹⁰Przyjęcie innych wartości średnich tych szoków nie wpływa na interesujące nas własności modelu w długim okresie, które zachowane są dla wszystkich niegenerycznych kombinacji poszczególnych parametrów.

a ich empiryczną reprezentacją w postaci zmiennych modelu SVECM, które wskazaliśmy we wprowadzeniu, a których sposób pomiaru prezentujemy w kolejnym rozdziale. Tym samym długookresowe zachowanie tych zmiennych w modelu DSGE w odpowiedzi na szoki: (i) technologiczne/produktywności (ξ_t^Y), (ii) podaży pracy (ξ_t^N), (iii) popytu na pracę (ξ_t^M) oraz (iv) negocjacji płacowych (ξ_t^W), pozwala na bezpośrednie nałożenie na model SVECM długookresowych restrykcji identyfikujących. Propagacja wymienionych szoków w modelu zależy od stopnia autokorelacji procesów ξ_t^X dla $X \in \{Y, N, M, W\}$. Z konstrukcji modelu wynika, że jeśli $\rho_X < 1$, to dane zaburzenie po odpowiednio długim okresie wygasa tj. model powraca do stanu ustalonego. Jak wskazują m.in. Jacobson, Vredin, Warne (1993) i Balmaseda, Dolado, Lopez-Salido (2000), liczba długookresowych restrykcji strukturalnych nakładanych na model VECM powinna być spójna z własnościami analizowanych szeregów pod kątem stacjonarności w danej próbie, oraz z liczbą zidentyfikowanych relacji kointegrujących.¹¹ Wyniki zaprezentowane w kolejnym rozdziale wskazują na niestacjonarność wszystkich czterech analizowanych zmiennych oraz występowanie jednej relacji kointegrującej. Dlatego też w tym miejscu przyjmujemy, że $\rho_Y = \rho_L = \rho_M = \rho_W = 1$.

Na Rysunku 1.1 przedstawiono kolejno reakcję na wyróżnione szoki interesujących nas (wyrażonych w logarytmach) zmiennych tzn. (i) produktu na pracującego, lp_t , (ii) wskaźnika zatrudnienia, e_t , (iii) wskaźnika bezrobocia, u_t , oraz (iv) realnego wynagrodzenia na jednego pracownika, w_t . Jak widać na rysunku, zgodnie z modelem w długim okresie w reakcji na permanentny szok technologiczny tj. trwały wzrost, ξ_t^Y , trwale rosną produktywność i wynagrodzenia, zaś odchylenia bezrobocia i zatrudnienia od stanu ustalonego maleją do zera. Z kolei w odpowiedzi na permanentny wzrost siły przetargowej pracowników tj. wzrost, ξ_t^W , następuje jedynie przejściowa reakcja produktu na pracującego i płac realnych oraz trwałe zmiany w bezrobociu i zatrudnieniu. Dzieje się tak dlatego, że szok ten indukuje wzrost stawki godzinowej płacy, W_t , przy jednoczesnym obniżeniu liczby wakatów oferowanych przez firmy, V_t . W rezultacie, oba składniki determinujące przeciętną płacę realną równoważą się w długim okresie, tak, że całkowity dochód z pracy na zatrudnionego powraca do stanu ustalonego, choć jednocześnie liczba pracujących jest mniejsza, a liczba bezrobotnych większa niż w sytuacji wyjściowej. Kolejnym rozpatrywanym szokiem jest trwałe podniesienie podaży pracy poprzez permanentny wzrost ξ_t^N . Model przewiduje, że w reakcji na ten szok w długim okresie nie dochodzi do zmian żadnej z prezentowanych zmiennych. Dzieje się tak dlatego, że liczba zatrudnionych, bezrobotnych i zasób siły roboczej rosną proporcjonalnie, a co za tym idzie odpowiednie wskaźniki nie zmieniają się. Ostatnim rozpatrywanym szokiem

¹¹Jeśli w modelu VECM występuje K zmiennych $M \geq 0$ relacji kointegrujących, to liczba szoków, które potencjalnie mogą wpływać na układ permanentnie może wynosić co najwyżej $K - M$, por. Lutkepohl (2007).

Rysunek 1.1: Reakcja modelu DSGE na szoki permanentne



linia ciągła – produkt na pracującego lp_t ; linia przerywana – wskaźnik zatrudnienia e_t ;
linia z kropką – wskaźnik bezrobocia u_t , linia z trzema kropkami – wynagrodzenia w_t .

jest szok popytu na pracę utożsamiany z przesunięciem całej krzywej Beveridge'a, w rezultacie trwałej zmiany ξ_t^M . Model przewiduje, że szok tego rodzaju wpłynie trwale na wszystkie rozpatrywane zmienne z wyjątkiem produktywności. Wynika to z tego, że jeśli względna siła przetargowa każdej ze stron należy do przedziału $(0, 1)$, część zwiększonego popytu na pracę jest absorbowana przez wyższe płace, część zaś przez wyższe zatrudnienie i niższe bezrobocie.

1.4 Podsumowanie

Podsumowując, skonstruowany model DSGE ma następujące własności długookresowe względem szoków, ξ_t^X , dla $X \in \{Y, N, M, W\}$:

- trwała zmiana poziomu technologii (szok produktywności), ξ_t^Y , wpływa w długim okresie na wynagrodzenia i produkt przypadający na jednego zatrudnionego, ale nie wpływa na wskaźniki bezrobocia i zatrudnienia,
- trwała innowacja do negocjacji płacowych, ξ_t^W , wpływa permanentnie na wskaźnik bezrobocia i zatrudnienia, lecz nie wpływa na płace i produkt na pracującego,
- trwały szok podaży pracy, ξ_t^N , nie ma długookresowego wpływu ani na produkt na pracownika, ani na płace, ani na wskaźniki bezrobocia i zatrudnienia, choć jednocześnie liczba pracujących, bezrobotnych i produkt globalny zmieniają się proporcjonalnie,
- trwała zmiana popytu na pracę, ξ_t^M , wpłynie w długim okresie na wskaźniki bezrobocia i zatrudnienia oraz poziom płac realnych, lecz nie wpłynie na produktywność pracy,
- szoki przejściowe nie mają trwałego wpływu na zmienne modelu.

Obserwacje te pozwalają na wskazanie katalogu długookresowych restrykcji identyfikujących w rozpatrywanym w niniejszej pracy strukturalnym panelowym modelu korekty błędem. Restrykcje te wskazujemy w podrozdziale 2.3, po przeprowadzeniu testów stacjonarności oraz liczby występujących relacji kointegrujących (por. podrozdziały 2.1 – 2.2).

Rozdział 2

Stacjonarność zmiennych i kointegracja modelu

W niniejszym rozdziale przedstawiona jest motywacja przyjętej specyfikacji empirycznej, własności szeregów pod kątem stacjonarności i schemat strukturalizacji modelu empirycznego VECM. Prezentujemy też najważniejsze wyniki oszacowań modelu VECM. Model został oszacowany na panelu krajów NMS8 za pomocą estymatora wprowadzonego w Dodatku A, który, jak wskazują przeprowadzone eksperymenty Monte Carlo, ma lepsze własności małopróbkowe niż popularne alternatywy stosowane w literaturze przedmiotu.

2.1 Prezentacja zmiennych i ich własności pod kątem stacjonarności

Wyjściowa specyfikacja empiryczna obejmuje cztery zmienne realne, korespondujące ze zmiennymi modelu DSGE przedstawionego w rozdziale 1.¹² Specyfikacja ta jest zarazem zgodna z artykułami Jacobson, Vredin, Warne (1997), Bruggemann (2006), Breitung, Bruggemann, Lutkepohl (2004). Definicje i sposób konstrukcji przedstawia Tablica 2.1.

Wszystkie zmienne wyrażone zostały w logarytmach. Oznacza to, że zarówno różnice pomiędzy krajami poziomu produktu na pracującego, jak różnice wielkości wynagrodzeń realnych w pierwszym okresie objętym próbą (tj. pierwszym kwartale 1996 r.) stają się częścią stałej w modelu. Zapewnia to porównywalność jednostek danej zmiennej pomiędzy krajami w próbie, co jest niezbędne dla estymacji panelowych. Analogicznie, pomiar bezrobocia za pomocą wskaźnika bezrobocia zapewnia porównywalność miary bezrobocia pomiędzy krajami NMS8, wśród których zróżnicowanie aktywności zawodowej było w rozpatrywanym okresie znaczne (por. Bukowski,

¹²Zmienna lp_t z modelu DSGE odpowiada zmiennej $y-p-e$ z modelu SVECM, zmienna e_t zmiennej $e-n$, zmienna u_t zmiennej $u-n$, zaś zmienna w_t zmiennej $w-p$

Tablica 2.1: Zmienne modelu.

$y - p - e$	realny produkt na 1 pracującego, czyli produkt krajowy brutto wyrażony w parytecie siły nabywczej (a dokładniej - w jednostkach <i>Purchasing Power Standards</i> , obliczanych przez Eurostat) podzielony przez liczbę pracujących;
$e - n$	wskaźnik zatrudnienia (odsetek pracujących w populacji w wieku 15-64);
$u - n$	wskaźnik bezrobocia (odsetek bezrobotnych w populacji w wieku 15-64);
$w - p$	przeciętne realne wynagrodzenia brutto, wyrażone w jednostkach waluty krajowej (co podyktowane jest dostępnością danych), urealnione za pomocą dynamiki indeksu HCPI.

Uwagi: O ile nie zaznaczono inaczej, źródłem danych jest Eurostat. Przeciętne wynagrodzenia na Litwie za lata 1996-1997 i Słowacji (1996-1999) obliczone na podst. danych krajowych urzędów statystycznych. W Polsce dokonano ubruttwienia wynagrodzeń za okres do 1999 roku. Następnie dla każdego kraju przeciętne nominalne wynagrodzenia o częstotliwości rocznej przeliczono na szeregi kwartalne za pomocą filtru dezagregującego Bootta-Feibesa-Lismana, z wykorzystaniem jako zmiennej wiodącej kwartalnego szeregu *labour cost index* z bazy Eurostat.

Lewandowski, 2006). Ponadto, taka specyfikacja jest spójna z interpretacją strukturalnych, czyli ortogonalnych względem pozostałych szoków, w szczególności szoków zatrudnienia, szoków bezrobocia jako zaburzeń podaży pracy - dodatni (ujemny) szok strukturalny do bezrobocia oznacza wprost wzrost (spadek) aktywności zawodowej, czyli podaży pracy w ujęciu ekstensywnym. Ostatecznie, logarytmizacja umożliwia interpretację oszacowań parametrów w kategoriach elastyczności.

Następnie, przy estymacji panelowej modelu VAR/VECM wskazane jest kontrolowanie szoków wspólnych, w szczególności egzogenicznych zaburzeń w gospodarce światowej, które implikują korelację składników losowych pomiędzy elementami panelu, tzw. *cross-section dependence* (Larsson, Lyhagen, 1999; Baltagi, Kao, 2000; Groen, Kleibergen, 2003; Breitung, Pesaran, 2005). W swej monografii przedmiotu, Breitung, Pesaran (2005) wskazują, że relatywnie efektywną metodą, zwłaszcza przy krótkich próbach, jest uwzględnienie w modelu obserwowalnych efektów wspólnych. W zastosowaniach makroekonomicznych rolę taką pełnią z reguły (por. Breitung, Pesaran, 2005) ceny baryłki ropy naftowej lub dynamika produktu Stanów Zjednoczonych. Podejście takie ma pewne przewagi nad wykorzystaniem efektów nieobserwowalnych (Stock, Watson, 2002, Stock, Watson, 2005), w praktyce pośrednio estymowanych za pomocą metody głównych składowych (Bai, Ng, 2002; Bai, Ng, 2004, Smith, Zoega, 2005), na dwóch polach - nie wiąże się z utratą stopni swobody na estymację składników wspólnych, a uzyskane oszacowania pozwalają interpretację ekonomiczną (Pesaran, Schuermann, Weiner, 2004; Dees et al., 2005). Oba te argumenty znajdują zastosowanie w przypadku naszego modelu.

Adaptując powyższe uwagi do budowanego modelu, uwzględniamy w nim zewnętrzne szoki popytowe, które wywierały potencjalnie istotny wpływ na dynamikę wzrostu gospodarczego, zmiany zatrudnienia i bezrobocia w kra-

jach, które w badanym okresie stawały się coraz mocniej zintegrowane z systemem międzynarodowej wymiany handlowej.¹³ Dla przykładu, wyraźne spowolnienie wzrostu gospodarczego i pogorszenie sytuacji na rynku pracy w krajach bałtyckich, Polsce i Słowacji na przestrzeni lat 1998-1999 nastąpiło w konsekwencji tzw. kryzysu rosyjskiego (por. Bukowski, Koloch, Lewandowski, 2007; Eamets, 2004; Eamets, Paas, 2006), cykliczne spowolnienie gospodarki światowej na początku bieżącej dekady znalazło odbicie np. w spadku dynamiki wzrostu i zatrudnienia w Czechach (OECD, 2003), a z drugiej strony - rosnąca dynamika eksportu zainicjowała w 2003 roku wzrost zatrudnienia w Polsce (OECD, 2004; Bukowski, Lewandowski, 2006). Co więcej, szoki popytu zagranicznego są z punktu widzenia Polski i pozostałych krajów panelu - małych gospodarek otwartych - wspólnymi szokami egzogenicznymi, jako że oddziałują one na rozważane gospodarki synchronicznie i wykluczyć należy przyczynowość w kierunku od zmiennych krajowych do zmiennych zagranicznych.

Dlatego wpływ oscylacji popytu zagranicznego uwzględniamy *explicite* poprzez zmienne kwantyfikujące wahania popytu ze strony najważniejszych partnerów handlowych krajów NMS8 w okresie 1996-2007, jakimi były kraje UE15 oraz Rosja wraz ze Wspólnotą Niepodległych Państw (WNP). Zmienne (odpowiednio eu_{hp} , rus_{hp}) skonstruowano jako ważne udziałem eksportu do danego obszaru w PKB poszczególnych krajów, procentowe odchylenie poziomu produktu per capita obu zagregowanych partnerów handlowych od długookresowego trendu wyznaczonego filtrem HP.¹⁴ Tak skonstruowane zmienne posiadają bezpośrednią interpretację wahań cyklicznych strumienia dóbr kierowanego do najważniejszych partnerów handlowych, kontrolując wspólne szoki zewnętrzne. Z drugiej strony, sposób ich konstrukcji gwarantuje stacjonarność tych zmiennych, co umożliwia włączenie takich zmiennych w model VAR/VECM jako egzogenicznych (Lütkepohl, Krätzig, 2004), czy też w naszym przypadku - *quasi-endogenicznych*.¹⁵

Punktem wyjścia dla modelu VAR/VECM jest ocena własności wykorzystywanych szeregów pod kątem stacjonarności. Aplikacja tradycyjnych

¹³Bukowski, Koloch, Lewandowski (2007) wskazują, że w okresie 1996-2006 udział eksportu w PKB krajów NMS8 znacząco wzrósł (w przypadku Czech, Słowacji i Węgier wręcz się podwoił).

¹⁴Realny PKB EU15 (w euro) zaczerpnięto z Eurostatu, realny PKB Rosji (w rublach) - z OECD. Dane odsezonowano metodą ArimaX12 i dla każdego kraju przeważono udziałem eksportu odpowiednio do UE15 oraz WNP w produkcie krajowym brutto danego kraju, obliczonym na podstawie danych Eurostat. Następnie szeregi zdekomponowano filtrem HP na składową trendu i cykliczną. Dostępność danych od 1994 roku pozwoliła odrzucić pierwszych osiem obserwacji.

¹⁵Schleicher (2003) pokazuje, że filtr HP ma ok 1,5 razy mniejsze błędy na końcach próby (rozumiane jako wariancja wyników uzyskiwanych poprzez zastosowanie filtru na podpróbach „bardzo długiego” szeregu jakim jest kwartalne PKB Stanów Zjednoczonych w okresie 1950-2000) niż filtr band-pass i mniej więcej 5 razy niż Butterworth. Dlatego jest narzędziem co najmniej nie gorszym niż konkurencyjne filtry, a jego własności są dość dobrze zbadane, co przemawia za jego zastosowaniem.

testów występowania pierwiastka jednostkowego dla Polski i pozostałych krajów NMS8 przy tak krótkich dostępnych szeregach czasowych (1kw1996-4kw2007), obarczona jest znaczną niepewnością ze względu na ich niską moc w małych próbach (Breitung, Pesaran, 2005). Dlatego wykorzystano panelowy test zaproponowany przez Pesarana (2003). Test ten, jako tzw. test drugiej generacji uwzględnia współzależności między elementami panelu i zarazem dobrze zachowuje się w małych próbach, gdyż, jak wskazują Moon, Perron (2005), jego rozmiar jest stabilny. Wobec tego wydaje się on najlepszym z dostępnych obecnie testów dla analizy stacjonarności badanych zmiennych w rozważanej próbie.

Tablica 2.2: Panelowy test Pesarana (2003) - krytyczne prawdopodobieństwa odrzucenia hipotez o niestacjonarności.

	$I(0)vs. : I(1)$	$I(1)vs.I(2)$
Produkt na pracującego	0.165-0.539	0.000
Wynagrodzenia realne	0.490-0.994	0.000
Zatrudnienie	0.082-0.180	0.000
Bezrobocie	0.000-0.283	0.000
Wahania popytu UE	0.000	0.000
Wahania popytu WNP	0.000	0.000

Uwagi: Tabela zawiera krytyczne prawdopodobieństwa, przy których można odrzucić hipotezę zerową o niestacjonarności danej zmiennej (druga kolumna) oraz niestacjonarności przyrostów danej zmiennej. Prezentujemy zakres wyników uzyskanych dla specyfikacji z 1 do 3 opóźnień. Wyniki dla zlogarytmowanych zmiennych.

Testy wskazują (por. Tabela 2.2),¹⁶ że w panelu krajów NMS8 i zarówno produkt na pracującego, jak i wynagrodzenia realne w okresie 1996-2007 jednoznacznie były zmiennymi $I(1)$.¹⁷ Wynik ten jest zgodny z oczekiwaniami. W odniesieniu do zatrudnienia i bezrobocia, generalnie rzecz biorąc również nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o niestacjonarności przy konwencjonalnych poziomach istotności. W przypadku tych zmiennych można mówić o występowaniu trendów stochastycznych, wynikających ze zbyt małej liczby powrotów danego procesu do średniej wielkości w danym kraju w rozważanym okresie, przez co test nie miał możliwości statystycznego odróżnienia jego pierwiastka od jedności.

¹⁶Testy przeprowadzono dla liczby opóźnień od 1 do 3, starając się zrównoważyć efekt eliminacji autokorelacji składnika losowego wraz ze zwiększaniem liczby opóźnień z równoczesną utratą mocy testu (szeregi liczą 48 obserwacji). Rozważono również specyfikacje z trendem liniowym. Za wyjątkiem testu stacjonarności zatrudnienia, uwzględnienie trendu nie zmienia oceny podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej przy konwencjonalnych poziomach prawdopodobieństwa. Testy przeprowadzono zarówno dla zmiennych w poziomach jak i dla ich logarytmów. Nie odnotowano istotnych różnic odnośnie podstaw do odrzucenia każdej z rozważanych hipotez zerowych.

¹⁷Uwzględnienie trendu liniowego nie zmienia tej obserwacji. Analogicznie jest w przypadku poziomów produktu na pracującego i wynagrodzeń realnych. Innymi słowy, niestacjonarność tych zmiennych nie jest generowana przez trend deterministyczny.

Niestacjonarność bezrobocia była już przedmiotem wielu badań - począwszy od klasycznej pozycji Nelson, Plosser (1982) wskazującej na stacjonarność stopy bezrobocia w gospodarce amerykańskiej, przez późniejsze prace dla krajów europejskich, uwzględniające zmiany strukturalne w analizowanych okresach (Papell et al., 2000; Johansen, 2002), po artykuły podejmujące ten temat w panelowej analizie stacjonarności dla krajów OECD (Camarero et al., 2004; Hurlin, 2004), jak i krajów Europy Środkowo-Wschodniej (León-Ledesma, MacAdams, 2003)¹⁸ - teza o niestacjonarności stopy bezrobocia była odrzucana.

Z tego względu, brak podstaw do odrzucenia niestacjonarności wskaźników bezrobocia i zatrudnienia w ramach testu panelowego jest, w opinii autorów, raczej fenomenem krótkich szeregów czasowych w rozważanym panelu NMS, niż fundamentalnym wyróżnikiem tych zmiennych w analizowanych krajach od innych krajów rozwiniętych, w szczególności UE15 i/lub strefy Euro. Z drugiej strony, modelowanie bezrobocia i zatrudnienia w dalszej części artykułu jako procesów niestacjonarnych nie jest problemem, ponieważ, jak wskazuje Juselius (2005), *stacjonarność/niestacjonarność czy, równoważnie, stopień zintegrowania procesu, nie jest ogólną jego własnością, lecz tylko wygodnym statystycznym konceptem mającym na celu przybliżone rozróżnienie między krótko-, średnio- i długookresową zmiennością w danych.*

2.2 Kointegracja modelu

Wedle najlepszej wiedzy autorów, do tej pory w literaturze nie zaproponowano panelowego testu liczby relacji kointegrujących, który pozbawiony byłby wad w postaci ignorowania możliwości występowania wspólnych trendów oraz korelacji składników losowych między jednostkami panelu, a zarazem cechowałby się zadowalającą mocą w małych próbach, z jakimi mamy do czynienia w przypadku krajów NMS8.¹⁹ Przeprowadzone dla pojedynczych krajów testy śladu Johansena i testy Saikkonena-Lütkepohl'a wskazały z reguły na występowanie jednej relacji kointegrującej cztery podstawowe zmienne modelu, co jest zgodne z wynikami, jakie prezentują np. Dolado, Jimeno (1997), Jacobson, Vredin, Warne (1997). Również panelowy test wymiaru heterogenicznej przestrzeni kointegrującej zaczerpnięty z pracy Larsson, Lyhagen, Lothgern (2001) wskazuje jedną relację kointegrującą. Ponieważ test ten stanowi *de facto* wystandaryzowaną statystykę uśredniającą testy dla pojedynczych jednostek panelu, w Dodatku C przedstawiamy wyniki

¹⁸Autorzy ci analizę prowadzą jednak w oparciu o stopę bezrobocia rejestrowanego w latach 1991-2001, co jak wiadomo, w przypadku krajów transformujących się, obciążone jest potencjalnie poważnym, a praktycznie niemierzalnym, błędem pomiaru.

¹⁹Homogeniczny test panelowy zaproponowany w pracy Breitung (2005) ma najlepsze własności małopróbkowe wśród testów znanych autorom, por. też Saikkonen i Luukkonen (1997) oraz Saikkonen i Lütkepohl (2000).

testu Saikkonena-Lutkepohla dla pojedynczych jednostek panelu.²⁰ Ponieważ, co uzasadniamy dalej, w niniejszej pracy przyjęto, że relacja kointegrująca jest wspólna dla wszystkich jednostek panelu, wykonano panelowy test wymiaru homogenicznej przestrzeni kointegrującej pochodzący z Breitung (2005). Wskazał on istnienie jednej relacji.²¹

Uzyskane wyniki sugerują istnienie w badanej próbie jednej relacji kointegrującej i dlatego w modelu założono istnienie dokładnie jednej relacji. Zakładamy, jest to relacja wspólna dla wszystkich jednostek panelu. Zakładamy też, że w odpowiedzi na wytrącenie systemu z równowagi, poszczególne jednostki panelu mogą do niej powracać w różnym tempie, tzn. dopuszczamy heterogeniczność współczynników korekty błędu w faktoryzacji macierzy kointegracji. Założenie o homogeniczności relacji kointegrującej - relacji reprezentującej związek strukturalny, równowagowy między zmiennymi systemu - jest standardowym zabiegiem w literaturze (Baltagi, Kao, 2000; Breitung, Pesaran, 2005). Wynika on od strony teoretycznej z racjonalizacji, która stanowi, że bardziej zasadne jest w środowisku panelowym założenie, że jednostki panelu (kraje o systemie rynkowym) poddają się wspólnym prawidłowościom strukturalnym, tzn. obowiązują w nich (statystycznie) takie same strukturalne zależności makroekonomiczne realizujące się w dłuższym horyzoncie czasowym, natomiast krótkookresowa absorpcja zaburzeń wytrącających układ z równowagi, czyli siła i prędkość dostosowań, może być istotnie zróżnicowana np. ze względu na różnice w rozwiązaniach instytucjonalnych, otoczeniu prawnym, czynnikach kulturowych, czy specyfice regionalnej (por. Breitung, 2005).

Przyjęcie opisanego powyżej katalogu założeń dotyczących restrykcji elementów specyficznych i wspólnych dla jednostek panelu przy faktoryzacji macierzy kointegracji potwierdzają testy F homogeniczności. Dla testowania restrykcji homogeniczności wychodzimy od układu restrykcji liniowych, jak w Johansen, Juselius (1994). Zastosowany test został skonstruowany na podstawie standardowego testu restrykcji liniowych F w układach SUR (*Seemingly Unrelated Regressions*), por. Judge et al. (1985). Ponieważ test ten wymagał oszacowania parametrów ostatecznie homogenicznych dla każdego elementu panelu z osobna, wykorzystana została korekta zwiększająca moc testu, por. Feibig (2001). Zarówno z korektą jak i bez test dał takie same wskazanie, jednak w przypadku bez korekty, statystyka testowa była bliższa wartości krytycznej. Dla testu homogeniczności parametrów korekty równowagi statystyka testowa przyjęła wartość $F = 12.62$ ($F^* = 0.71$), dla testu homogeniczności relacji kointegrującej (bez korekty) natomiast odpowiednio $F = 0.73$ ($F^* = 0.83$).

²⁰Testy tego typu mają lepsze własności w małej próbie niż testy LR i test śladu Johansena, por. Breitung (2005)

²¹Test z pracy Breitung (2005) bazuje na podejściu Saikkonena (1999) i, jak autor pokazuje w drodze eksperymentu symulacyjnego, ma lepsze własności małopróbkowe niż statystyka LR-bar sugerowana w Larsson, Lyhagen, Lothgern (2001).

W dalszej części artykułu analizujemy więc model, w którym zidentyfikowano jedną, homogeniczną relację kointegrującą. Może być interpretowana jako funkcja opisująca kształtowanie się wynagrodzeń realnych²² i po normalizacji względem tej zmiennej przyjmuje postać:²³

$$(w - p) = 0.701 * (y - p - e) + 0.797 * (e - n) + 0.099 * (u - n) \quad (2.2.1)$$

(54.19) (7.56) (6.79)

Niepojawienie się składnika deterministycznego w prezentowanej wyżej relacji kointegrującej wymaga komentarza. Należy podkreślić, że wprowadzony on został do modelu i przetestowany zarówno w postaci stałej (nieograniczonej do relacji kointegrującej, tzn. typu *unrestricted*), jak i w postaci zmiennej czasowej (ograniczonej do relacji kointegrującej, tzn. typu *restricted*). Elementy wektora efektów indywidualnych okazały się istotne statystycznie (por. Tablica 2.5). Natomiast parametr stojący przy zmiennej czasowej w relacji kointegrującej okazał się nieistotny statystycznie.

Innymi słowy założenie, że dane opisujące kategorię płac realnych i produktywność pracy zostały w próbie wygenerowane przez procesy zawierające trend deterministyczny wynika z istotności trendu liniowego dla obserwacji tych zmiennych²⁴. Natomiast przyjęcie wartości współczynnika stojącego przy zmiennej czasowej w relacji kointegrującej na poziomie zero wynika z jego statystycznej nieistotności w tej relacji. Ponieważ model teoretyczny leżący u podstaw modelu empirycznego składa się z czterech zmiennych, a w modelu empirycznym uwzględniono obok tych zmiennych dwie dodatkowe o charakterze quasi-endogenicznym, wskazane sześć zmiennych domyka model, tj. procesy je generujące wyczerpują katalog procesów tworzących dane. Tylko w przypadku płac realnych i produktywności obserwuje się trend deterministyczny. Empirycznie, tzn. na podstawie obserwacji danych, można wskazać co najmniej dwie racjonalizacje tego stanu rzeczy.

Można przyjąć, że w skład procesów generujących zarówno płace, jak i produktywność wchodzi odrębne trendy deterministyczne. Ich współczynniki kierunkowe nie muszą być *a priori* równe, nawet, jeśli trendy te mają wspólną trzecią przyczynę (w sensie probabilistycznym), która nie jest w modelu *explicite* uwzględniona. W tym przypadku jednak, jeśli współczynniki kierunkowe byłyby różne, należałoby oczekiwać istotności trendu w relacji. Ponieważ jednak tak nie jest to można zakładać że, statystycznie rzecz biorąc, trendy liniowe zmiennych modelu „znoszą się” w relacji kointegrującej. Alternatywną możliwością jest przypadek „dziedziczenia” trendu przez

²²Analogicznie postępują Bruggemann (2004), Breitung, Bruggemann, Lutkepohl (2004).

²³Zmienne opisujące wahania popytu zagranicznego zostały wyłączone z relacji kointegrującej.

²⁴Nie są one jednak trendostacjonarne.

jedną zmienną od drugiej. Założenie takie byłoby spójne z przyjętym modelem teoretycznym, w którym jedynie produktywność pracy jest źródłem niestacjonarności w sensie niestochastycznym. W pracy przyjęto, że trend deterministyczny strukturalnie obecny jest w procesie tworzącym produktywność. Z teorii ekonomii wynika, że w długim okresie wynagrodzenia realne powinny podążać za produktywnością (por. Pissarides, 2000, Cahuc, Zylberberg, 2004, Zagler, 2004), „dziedzicząc” trend występujący w ewolucji produktu na pracującego, którego wyjaśnienie jest przedmiotem zainteresowania teorii wzrostu, a nie ekonomii pracy (por. Barro, Sala-i-Martin, 2003).

Podsumowując, przyjęta specyfikacja modelu, w której trendy liniowe się wzajemnie znoszą jest spójna z przeprowadzonymi testami empirycznymi pokazującymi, że zmienna czasowa jest w relacji kointegrującej nieistotna, oraz z modelem teoretycznym leżącym u podstaw modelu empirycznego.²⁵

Równanie 2.2.1 wskazuje, że w latach 1996-2007 rosł trend produktu na pracującego przekładał się w krajach NMS8 na wzrost wynagrodzeń realnych, jednak mniej niż proporcjonalnie. Dodatkowo oszacowania uzyskaliśmy także w wypadku parametrów stojących przy wskaźnikach zatrudnienia i bezrobocia, przy czym istotność tych oszacowań jest na wyraźnie niższym poziomie niż w wypadku produktywności.

Pierwsze z wymienionych oszacowań jest co do zasady spójne z oczekiwaniami teoretycznymi. Zgodnie z teorią, długookresowa funkcja kształtowania się wynagrodzeń powinna wykazywać proporcjonalny wpływ produktywności pracy na wynagrodzenia realne oraz ich niezależność od innych zmiennych rynku pracy. Podstawowe klasy modeli rynku pracy - model poszukiwań, negocjacji związkowych, płac motywacyjnych, niepisanych kontraktów, por. Cahuc, Zylberberg, 2004 - w których *explicite* modeluje się proces negocjacji wynagrodzeń w obliczu występowania frykcji na rynku pracy i dóbr, wskazują bowiem, że wynagrodzenia realne w równowadze są zmienną determinowaną przez produktywność pracy i czynniki strukturalne, jak relatywna siła przetargowa pracowników i pracodawców, czy wysokość zasiłku dla bezrobotnych, zaś bezrobocie w równowadze jest zmienną wynikową, wtórną wobec rezultatu negocjacji płacowych (por. Pissarides, 2000, Cahuc, Zylberberg, 2004, Bukowski et al., 2006). Innymi słowy, w modelu empirycznym, w którym wszystkie te czynniki strukturalne byłyby kontrolowane, lub byłyby niezmiennie w czasie, bezrobocie (tak jak i dowolna inna zmienna poza produktywnością) nie powinno wywierać wpływu na ewolucję wynagrodzeń realnych w „równowadze”. W praktyce, zwłaszcza dla krótkich szeregów czasowych, wysoce prawdopodobne są odstępstwa od tego postulatu. Przy czym oszacowania parametrów przy bezrobociu i zatrudnieniu w relacji kointegrującej jest pewnego rodzaju specyfiką próby, w której poszukuje się zależności

²⁵Pierwsze z założeń mówiące, że płace posiadają właściwy sobie trend deterministyczny, odrębny od trendu produktywności, byłoby niezgodne z przyjętym modelem teoretycznym. Należy podkreślić, że z empirycznego punktu widzenia w przypadku obydwu założeń ma miejsce tzw. ekwiwalencja obserwacji, por. Hoover (2003).

stacjonarnej między rozważanymi zmiennymi. Z tych samych względów należy się spodziewać, że stylizowana współzależność wynagrodzeń od produktywności pracy będzie spełniona w krótkich szeregach czasowych jedynie w przybliżeniu. Warto podkreślić, że empiryczna dynamika produktu na pracującego nie jest tożsama z dynamiką produktywności pracy *sensu stricte*, w szczególności w krajach NMS mogła ją przewyższać w efekcie np. akumulacji kapitału i wzrostu technicznego uzbrojenia pracy. W istocie, jak wskazują Magda i Szydłowski (2007), w rozważanym okresie w większości państw NMS8 (wyjątek stanowią Litwa i Czechy) produkt na pracującego rósł nieco szybciej niż płace realne.

Pozostałe dwie zmienne systemu tzn. zatrudnienie i bezrobocie również okazały się istotne w relacji kointegrującej, przy czym oszacowanie wpływu bezrobocia na wynagrodzenia jest dodatnie tj. odmienne od tego jakie na ogół spotyka się w literaturze przedmiotu w wypadku badań opartych o dłuższe szeregi czasowe. Naszym zdaniem można sądzić, że jest to artefakt związany z cechami próby statystycznej tj. krótkim okresem analizy, w którym na dynamikę przeciętnych wynagrodzeń wpływały nie tylko impulsy makroekonomiczne i dostosowania na poziomie agregatów, lecz również postępująca modyfikacja struktury siły roboczej pod kątem wykształcenia i rosnący zwrot z kwalifikacji, por. Magda i Szydłowski (2007). Uwzględniając, że dynamika wynagrodzeń cechowała się znaczną inercją (potencjalnie sztywnością), można zrozumieć wystąpienie dodatniego oszacowania parametru w relacji kointegrującej zarówno przy zatrudnieniu, jak i bezrobociu. Należy także pamiętać, że w modelu posługujemy się zmiennymi agregatowymi, a agregaty mogą podlegać zmianom danego typu w wyniku krańcowo różnych procesów mikroekonomicznych. Np. średnie wynagrodzenie może rosnać zarówno jeśli rosną płace wszystkich zatrudnionych i zatrudnienie jak i wtedy gdy najniżej zarabiający tracą pracę. Innymi słowy negatywnemu oddziaływaniu poziomu bezrobocia na wysokość wynagrodzeń indywidualnych, w danej sekcji gospodarki czy regionie (na jaki wskazuje nurt badań krzywej płac wywodzący się od Blanchflowera, Oswalda, 1989), nie musi być – najmniej – towarzyszyć ujemna korelacja poziomu bezrobocia z przeciętnym wynagrodzeniem w gospodarce, ze względu na równocześnie zachodzące na poziomie makro zmiany struktury zatrudnienia - przy rosnącym bezrobociu pracę tracą znacznie częściej osoby o najniższej produktywności, a więc w szczególności zarabiające poniżej przeciętnej w gospodarce. W istocie, jak wskazują Morawski, Mycielski, Myck (2007), ok. 25proc wzrostu przeciętnego wynagrodzenia w Polsce w latach 1996-2003 może być bezpośrednio przypisana zmianom struktury zatrudnienia. Można przypuszczać, że w pozostałych krajach analizowanego panelu, podobnych pod kątem instytucjonalnych i strukturalnych cech transformującej się gospodarki, zachodził, w tych samych lub różnych okresach, podobny efekt, który w oszacowanej relacji kointegrującej uwidocznił on się dodatnimi parametrami przy zatrudnieniu i bezrobociu.

W tym miejscu należy podkreślić, że relacja kointegrująca definiuje zależność, która jest stacjonarna *w rozważanej próbie*.²⁶ Jak podkreśla to w swojej monografii Juselius (2004) (por. także Juselius (2007)) przy interpretowaniu relacji kointegrującej należy pamiętać, że model ekonometryczny jest przede wszystkim modelem statystycznym budowanym na podstawie danych, *które ma za zadanie opisywać*. Innymi słowy wektor kointegrujący opisuje taki związek pomiędzy zmiennymi, który jest stacjonarny w rozważanej próbie i wokół którego przebiegają procesy dostosowawcze (niektórych) zmiennych tworzących model VAR. W dalszej części rozdziału, po prezentacji oszacowań parametrów korekty błędu, przedstawiamy interpretację, na pierwszy rzut oka nieintuicyjnego oszacowania parametru przy bezrobociu w relacji kointegrującej, zgodną z postulowanym teoretycznie w dominującym obecnie nurcie nowej syntezy neoklasycznej postulatem sztywności nominalnych i realnych wynagrodzeń. Skłaniamy się więc do przyjęcia specyfikacji, której wynik jest potwierdzany przez większość przeprowadzonych alternatywnych postaci modelu. Pokazujemy także, że zaproponowana specyfikacja poprawnie identyfikuje szoki strukturalne, co jest przedmiotem kolejnego rozdziału. Uzyskanie funkcji reakcji na impuls zgodnych co do kierunku i kształtu z wynikami uzyskiwanymi dla gospodarek rozwiniętych,²⁷ wskazuje, że oszacowana relacja kointegrująca pełni stawiane przed nią zadanie atraktora w danej próbie statystycznej.

²⁶Istnieje co prawda ścisła zależność między stanem ustalonym modeli równowagi ogólnej a konceptem kointegracji w modelach klasy VAR, por. np. Ravenna (2004), Wallis (1977), Palm (1974). Kalibracja parametrów modeli DSGE może odbywać się poprzez minimalizację odległości funkcji reakcji postaci zredukowanej modelu a funkcji reakcji empirycznego modelu VAR, por. Woodford i Rotemberg (1998). W pracy Christiano, Eichenbaum i Evans (2003) jakość modelu DSGE oceniana jest poprzez porównanie funkcji reakcji z funkcjami empirycznymi uzyskanymi z modelu VAR. Należy jednak wskazać, że z empirycznego punktu widzenia korespondencja taka jest często problematyczna. W szczególności rzutowanie modelu DSGE w przestrzeń modeli VARMA nie musi prowadzić do projekcji w model o skończonym rzędzie.

²⁷Por. Blanchard, Quah (1989), Gamber, Joutz (1993), Jacobson, Vredin, Warne (1993), Balmaseda, Dolado, Lopez-Salido (2000), Amisano, Serati (2002), Bruggemann (2006), Breitung, Bruggemann, Lutkepohl (2004).

Poniżej przedstawiamy pozostałe wyniki oszacowania postaci zredukowanej modelu. W Tabelach 2.3-2.5 zamieszczono wyniki oszacowania modelu VECM, który następnie podlega strukturalizacji i analizom w kolejnych rozdziałach.

Tablica 2.3: Oszacowania parametrów korekty błędu (*loading factors*) faktoryzacji macierzy kointegracyjnej zredukowanej postaci modelu VECM.

	Czechy	Estonia	Łotwa	Litwa	Węgry	Polska	Słowenia	Słowacja
w-p	-0.15	-0.15	-0.20	-0.21	-0.13	-0.31	-0.37	-0.37
e-n	-0.13	-0.9	0.1	-0.13	0.01	-0.26	-0.04	-0.06
u-n	2.07	0.34	-0.27	1.22	-0.84	1.25	1.47	0.22
y-p-n	0.09	0.57	-0.19	0.05	0.08	0.09	0.17	0.05
ue_{HP}	0	0	0	0	0	0	0	0
rus_{HP}	0	0	0	0	0	0	0	0

Oszacowania uzyskane za pomocą estymatora panelowego opisanego w Dodatku A. Pogrubiona czcionka wskazuje na istotność danego parametru lub istotność restrikcji wykluczającej, z prawdopodobieństwem błędu pierwszego rodzaju równym 0.05.

Tabela 2.3 zawiera specyficzne dla poszczególnych jednostek panelu współczynniki korekty błędu (ang. *loading factors*). Pogrubiona czcionka wskazuje, że dany współczynnik jest istotny z prawdopodobieństwem błędu pierwszego rodzaju równym 0.05, pogrubione zero wskazuje natomiast, że restrikcja wykluczająca jest istotna na takim samym poziomie istotności.

Istotność oszacowań w pierwszym wierszu Tabeli 2.3 popiera interpretację relacji kointegrującej w kategoriach równania kształtowania się płac: wybicie się płac realnych powyżej wartości równowagowej (tj. wynikającej z relacji kointegrującej), tworzy presję na spadek tempa ich wzrostu. We wszystkich krajach istotny jest więc mechanizm korekty odchyłeń od zależności równowagowej. Istotność części współczynników (w tym dla Polski) związanych z bezrobociem sugeruje istotny wpływ szoków płacowych na kształtowanie się bezrobocia w czasie - zbyt wysoki, relatywnie, poziom płac realnych powoduje tendencję do zwiększania się bezrobocia. Wynik ten jest potwierdzany przez eksperyment symulacyjne postaci średniej ruchomej modelu przeprowadzone w rozdziale A, które pokazują, że szoki płacowe w znacznej mierze determinują w Polsce zmiany bezrobocia.

Uzyskane oszacowania współczynników korekty błędu można skonfrontować z dodatnim oszacowaniem parametru stojącego przy bezrobociu w relacji kointegrującej. Proponowany model nie identyfikuje mechanizmu postulowanego ujemny wpływu bezrobocia na płace realne w rozważanym horyzoncie czasowym, wskazuje natomiast, że zbyt wysoki poziom płac tworzy presję na wzrost bezrobocia. Model implikuje więc, że płace, w przeciwieństwie do bezrobocia, są kategorią cechującą się znaczną sztywnością w rozważanym panelu krajów i oknie czasowym.

Brak reakcji produktywności na nierównowagę systemu we wszystkich

krajach zgodny jest z przyjętą interpretacją szoku produktywności jako szoku pierwotnego w analizowanym układzie zmiennych. Statystyka $F = 114$ sugeruje łączną istotność regresji, natomiast statystyka testowa testu restrymacji dla zmiennych kontrolujących zagranicę $F = 0.33$ wskazuje na istotność (łączną) przyjęcia założenia, że zmienne quasi-endogeniczne nie reagują na impuls ze strony sił odpychających układu.

Tablica 2.4: Oszacowania parametrów autoregresyjnych postaci zredukowanej modelu VECM.

	w-p	e-n	u-n	y-p-n	ue_{HP}	rus_{HP}
w-p	0.51	-0.33	-0.02	-0.05	-0.01	-0.01
e-n	0.18	0.14	0.01	0.01	0.01	0.01
u-n	-1.05	-3.04	-0.24	-0.25	-0.12	-0.07
y-p-n	-0.02	-0.39	-0.01	-0.14	-0.08	0.04
ue_{HP}	0	0	0	0	-0.16	-0.08
rus_{HP}	0	0	0	0	-0.88	0.60

Oszacowania uzyskane za pomocą estymatora panelowego opisanego w Dodatku A. Pogrubiona czcionka wskazuje na istotność danego parametru lub istotność restrymacji wykluczającej, z prawdopodobieństwem błędu pierwszego rodzaju równym 0.05.

Tabela 2.4 zawiera oszacowania parametrów skojarzonych z opóźnioną pierwszą różnicą modelowanego procesu. Rząd opóźnienia równy 1 dla postaci VECM (a więc równy 2 dla korespondującej reprezentacji VAR) wyznaczony został na podstawie kryteriów informacyjnych Akaike (1 opóźnienia), Hannan-Quinn (2 opóźnienia) oraz Schwarz (1 opóźnienia). Parametry autoregresyjne modelu VECM są wspólne dla wszystkich jednostek panelu. Zasadność tego założenia potwierdza test jednorodności tych parametrów w przekroju międzyjednostkowym.²⁸, którego statystyka testowa przyjmuje wartość $F = 0.67$ ($F^* = 0.76$). W przypadku struktury autoregresyjnej bloku *stricte* endogenicznego modelu, podobnie jak dla współczynników korekty błędu, istotne oszacowania korespondują z kategorią płac realnych i bezrobocia, na którego ewolucję w czasie istotnie wpływają zmienne zagraniczne. Można także zauważyć, że zmienne kontrolujące zagranicę mają istotną strukturę autoregresyjną i istotnie (łącznie) nie reagują na impulsy krajowe modelowanych małych gospodarek otwartych. Powyższe oraz obserwacja, że zmienne rynku pracy istotnie reagują na impulsy zagraniczne, motywuje i częściowo uzasadnia uwzględnienie zmiennych zagranicznych w modelu w charakterze quasi-endogenicznym, a nie *stricte* egzogenicznym, kiedy ich struktura autoregresyjna nie byłaby *explicite* uwzględniona²⁹. Ma-

²⁸Ponieważ estymacja współczynników autoregresyjnych technicznie przebiega w identyczny sposób jak estymacja wektorów bazowych przestrzeni kointegrującej, patrz Dodatek 1, możliwy jest do zastosowania ten sam test homogeniczności oparty na estymacji układu SUR, por. Feibig (2001).

²⁹Można, co prawda, strukturę autoregresyjną zmiennych egzogenicznych wyestymować korzystając z modelu pomocniczego i następnie w funkcjach reakcji zadać szoki skorelo-

cierze reprezentacji VAR modelu są już (ze względu na parametry korekty błędu) specyficzne dla poszczególnych jednostek panelu. Moduły wartości własnych postaci kanonicznych tych macierzy wahają się od 0.06 do 1, co sugeruje, że niestacjonarność została w modelu, ze statystycznego punktu widzenia, inkorporowana w sposób prawidłowy. Wśród tych wartości własnych pojawiają się w każdym kraju dwie sprzężone wartości zespolona, jednak przy rzędzie opóźnienia modelu VAR równym dwa jest to zrozumiałe.

Tabela 2.5 przedstawia oszacowania efektów indywidualnych w postaci stałych modelu VECM, które nie są ograniczone do relacji kointegrującej. Efekty indywidualne bloku *stricte* endogenicznego są istotne i hipoteza o ich homogeniczności jest odrzucana ($F = 16.07$) na konwencjonalnych poziomach istotności. Efekty indywidualne części zagranicznej nie są istotnie różne od zera i przechodzą pozytywnie test homogeniczności³⁰.

Tablica 2.5: Oszacowania efektów indywidualnych zredukowanej postaci modelu VECM.

	w-p	e-n	u-n	y-p-n	ue_{HP}	rus_{HP}
Czechy	0.15	0.13	-1.94	-0.08	-0.0004	-0.0010
Estonia	0.05	0.02	-0.08	-0.11	0.0015	0.0001
Łotwa	0.8	-0.43	1.1	0.78	0.0011	-0.0003
Litwa	1.19	0.75	-6.77	-0.29	0.0000	0.0000
Węgry	0.43	-0.06	-2.7	-0.25	0.0001	-0.0013
Polska	-0.25	-0.22	0.99	0.1	-0.0006	-0.0012
Słowenia	1.37	0.16	-5.38	-0.64	-0.0008	-0.0004
Słowacja	0.44	0.08	-0.25	0.08	-0.0001	-0.0007

Oszacowania uzyskane za pomocą estymatora panelowego opisanego w Dodatku A. Pogrubioną czcionką wskazuje na istotność danego parametru lub istotność restrykcyjnej, z prawdopodobieństwem błędu pierwszego rodzaju równym 0.05.

2.3 Strukturalizacja modelu VECM

W podrozdziale 1.4 wskazujemy katalog potencjalnych restrykcyjnych długookresowych wywiedzionych z teoretycznego modelu DSGE. Zidentyfikowanie jednej relacji kointegrującej wskazuje, że trzy z szoków strukturalnych w modelu mogą wywierać trwałe skutki na rozważane zmienne, zaś relacja kointegrująca ma interpretację funkcji formowania wynagrodzeń (*wage setting function*). Interpretacja nadawana zaburzeniom strukturalnym do poszczególnych zmiennych empirycznych bezpośrednio nawiązuje do modelu DSGE

wane ingerując w równanie ich propagacji. W ćwiczeniach symulacyjnych trudniej byłoby już jednak bezpośrednio uwzględnić te zmienne, gdyż nie posiadalibyśmy szoków od nich o strukturalnej interpretacji.

³⁰Po przeprowadzeniu analizy wrażliwości ignorujemy to jednak w ostatecznej specyfikacji modelu.

będącego przedmiotem poprzedniego rozdziału, a zarazem jest konwencjonalna dla literatury przedmiotu.³¹

- Szok do produktu na pracującego - szok produktywności;
- Szok do wynagrodzeń - szok do procesu formowania wynagrodzeń;
- Szok do zatrudnienia - szok popytu na pracę;
- Szok do bezrobocia - szok podaży pracy.

W związku z tym, jako długookresowe restrykcje identyfikujące część strukturalną modelu VECM postulujemy (i) brak długookresowego oddziaływania szoku produktywności na wskaźniki bezrobocia i zatrudnienia,³² (ii) że szoki wynagrodzeń nie wywierają trwałego wpływu na przeciętne wynagrodzenie realne, gdyż po pierwsze, te są zmienną opisywaną przez relację kointegrującą, a po drugie - model DSGE wskazuje, że szoki wynagrodzeń (korekty siły przetargowej stron negocjacji płacowych) są w długim okresie neutralne dla wynagrodzeń przeciętnych - te podążają za produktywnością - choć oddziałują na wielkość zatrudnienia i bezrobocia.

Analogicznie wykluczyć należy długookresowy wpływ zaburzeń ze strony popytu zagranicznego (stacjonarnych i *quasi-endogenicznych*) na wynagrodzenia („wynikowe” w relacji kointegrującej). Następnie, przyjmujemy, że szok ze strony UE15 nie oddziałuje w długim okresie na popyt ze strony WNP i *vice versa*. Warto zauważyć, że uwzględnienie zmiennych zagranicznych *quasi-endogenicznych* oznacza nałożenie długookresowych restrykcji strukturalnych braku wpływu na nie zmiennych krajowych.³³

Identyfikowalność modelu zapewniona jest przez uzupełnienie warunków długookresowych restrykcjami krótkookresowymi. W szczególności, przyjmujemy, że:

- szoki produktywności znajdują odzwierciedlenie w wynagrodzeniach z opóźnieniem co najmniej jednego kwartału (istnieje krótkookresowa sztywność wynagrodzeń),
- innowacje w wynagrodzeniach wpływają na zatrudnienie z opóźnieniem przynajmniej jednego kwartału,

³¹Por. Dolado i Jimeno (1997), Jacobson, Vredin i Warne (1997), Balmaseda, Dolado i Lopez-Salido (2000), Breitung, Bruggemann i Lutkepohl (2004)

³²Założenie to, czyli tzw. regułę Nickella mówiącą, że szoki produktywności w długim okresie nie wpływają na poziomy zatrudnienia i bezrobocia, w całości będąc absorbowanymi przez zmiany produktu na pracującego oraz wynagrodzeń, empirycznie dla szeregu krajów rozwiniętych potwierdzili m.in. Bean, Pissarides (1993), Aghion, Howitt (1994), Mortensen (2005).

³³Implikuje to brak wpływu zmiennych krajowych na zagraniczne w każdym horyzoncie czasowym.

- zaburzenia podaży pracy nie oddziałują natychmiast na wynagrodzenia i zatrudnienie (szokowa zmiana zasobu pracy w okresie t wpływa na ustalone płace i zatrudnienie w okresie $t + 1$ i kolejnych),
- szoki popytu zagranicznego nie wpływają bezpośrednio na bezrobocie.³⁴

Restrykcje nałożone na macierze długo- (EB) i krótkookresowych (B) relacji między zmiennymi wektora

$$Y = [(w - p), u - n, e - n, y - p - e, eu_{hp}, rus_{hp}]$$

mają więc następującą postać:

$$EB = \begin{pmatrix} 0 & * & * & * & 0 & 0 \\ * & * & * & 0 & * & * \\ * & * & * & 0 & * & * \\ * & * & * & * & * & * \\ 0 & 0 & 0 & 0 & * & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & * \end{pmatrix} \quad (2.3.1)$$

$$B = \begin{pmatrix} * & 0 & * & 0 & * & * \\ * & * & * & * & 0 & 0 \\ 0 & 0 & * & * & * & * \\ * & * & * & * & * & * \\ * & * & * & * & * & * \\ * & * & * & * & * & * \end{pmatrix} \quad (2.3.2)$$

W kolejnych rozdziałach omawiamy dynamiczne własności modelu w oparciu o analizę funkcji reakcji na impuls, historycznych dekompozycji wariancji, po czym, w oparciu o analizę zidentyfikowanych szoków strukturalnych, prezentujemy hipotetyczne ewolucje analizowanych zmiennych przy założeniu nie występowania w danych pewnych zaburzeń strukturalnych.

³⁴Warunek ten oznacza, że zaburzenia popytu zagranicznego przejawiają się na rynku krajowym przez wpływ na produkt i zatrudnienie, które pociągają za sobą zmiany bezrobocia i wynagrodzeń.

Rozdział 3

Funkcje reakcji na impuls i historyczna dekompozycja wariancji

Główny przedmiot zainteresowania analizy stanowi oszacowanie propagacji szoków makroekonomicznych w gospodarce polskiej (równocześnie też w pozostałych NMS8). Punktem wyjścia jest prezentacja dynamicznych własności modelu wyrażanych przez funkcje reakcji na impuls (IRF) oraz historyczną dekompozycję wariancji (FEVD). Analizując te własności, odnosić będziemy się do rezultatów podobnych modeli oszacowanych dla krajów Europy Zachodniej.³⁵

Rysunki 3.1 – 3.6 prezentują, zgodnie z przyjętą strukturą modelu panelowego, specyficzne dla każdego kraju, reakcje wynagrodzeń, bezrobocia, zatrudnienia i produktu na pracującego na poszczególne szoki strukturalne - popytu na pracę i jej podaży, produktywności, innowacji w wynagrodzeniach realnych oraz zaburzeń popytu zagranicznego. Ponieważ wszystkie zmienne modelujemy w logarytmach, ich odpowiedzi na szoki wyrażone są na rysunkach jako procentowe odchylenia danej zmiennej od jej trajektorii *status quo ante*. Przy tym, dla ułatwienia interpretacji i porównywalności wyników między krajami, reakcje normalizujemy w ten sposób, by dany szok strukturalny generował w każdym kraju jednostkową innowację zmiennej, „od której” pochodzi (np. szok popytu na pracę w każdym kraju podnosi wskaźnik zatrudnienia o 1 proc.).³⁶

³⁵Istnieje kilka prac analizujących w ramach metodologii SVAR/SVECM rynek pracy Niemiec (Bruggeman, 2004), krajów skandynawskich (Jacobson, Vredin, Warne, 1997). Balmaseda et al. (2000) objęli badaniem 16 krajów OECD. Niestety detaliczne wyniki prezentują tylko dla Francji, Niemiec, Wielkiej Brytanii i Stanów Zjednoczonych, a dla Irlandii prezentują jedynie historyczne dekompozycje wariancji.

³⁶W załączniku B prezentujemy dla każdego kraju funkcje reakcji zatrudnienia i bezrobocia na każdy z czterech „wewnętrznych” szoków strukturalnych, wraz z przedziałami ufności uzyskanymi poprzez symulacje *bootstrap*.

Funkcje reakcji na impuls, choć przydatne dla prezentacji mechanizmu propagacji poszczególnych szoków na rynkach pracy NMS8, nie dostarczają jednak wiedzy na temat *historycznego* znaczenia poszczególnych zaburzeń dla ewolucji tych rynków pracy w latach 1996-2007. Pewną informację na ten temat niosą historyczne dekompozycje wariancji poszczególnych zmiennych, które prezentujemy w dalszej części rozdziału, przede wszystkim jednak symulacje będące przedmiotem rozdziału kolejnego, gdzie, na podstawie zidentyfikowanych przez model zaburzeń strukturalnych, analizujemy hipotetyczne ewolucje rynków pracy NMS8 pod warunkiem nie wystąpienia pewnych zaburzeń strukturalnych. Skupiamy się przy tym na tych szokach, które, zgodnie z uzyskanymi oszacowaniami, odegrały historycznie największą rolę dla ewolucji polskiego rynku pracy w okresie 1996-2007.

3.1 Szoki popytu i podaży pracy

Szoki popytu na pracę zgodnie z intuicją zwiększają zatrudnienie i wynagrodzenia obniżając bezrobocie, przy czym zauważyć można pewne zróżnicowanie pomiędzy analizowanymi krajami pod kątem skali i trwałości impulsu popytowego (rys. 3.1). W szczególności, w Czechach i Litwie wywiera on przejściowe skutki w postaci spadku bezrobocia, natomiast w pozostałych krajach dodatni impuls popytu na pracę powoduje trwałe obniżenie bezrobocia. Analogiczny wynik uzyskują przy tym zarówno Bruggeman (2004) dla gospodarki niemieckiej, jak Breitung, Bruggemann, Lutkepohl (2004) dla kanadyjskiego rynku pracy.³⁷ Warto zwrócić uwagę, że poziomy, na których stabilizuje się odpowiedź bezrobocia w poszczególnych krajach, choć różna w kategoriach względnej zmiany, jest dość jednorodna w kategoriach zmian wskaźnika bezrobocia, czy też równoważnie, odsetka bezrobotnych w populacji w wieku produkcyjnym.³⁸

Polska nieco wyróżnia się silniejszą tendencją do wygasania szoku popytowego niż inne rozważane kraje, zwłaszcza w przypadku bezrobocia. W przeciwieństwie do np. Słowacji i Słowenii, gdzie maksymalne odchylenie bezrobocia osiągane jest po ok. 10 kwartałach, w Polsce po tym czasie stabilizuje się ono na poziomie zbliżonym do 1/2 maksymalnego wychylenia (por. rys. 3.1). Przejściowa i nieznaczna reakcja wynagrodzeń sprawia, że mechanizm transmisji szoku popytowego na polskim rynku pracy przypomina trajektorie oszacowane przez Dolado, Jimeno (1997) dla Hiszpanii. Wydaje się, że dla obu krajów wspólną prawidłowością jest, iż negatywne szoki popytu na

³⁷Przejściowa reakcja bezrobocia w Czechach i Litwie jest więc nieco zaskakująca, lecz jak pokazują wyniki Jacobson, Vredin, Warne (1997) dla Norwegii i Szwecji, spotykana w analizach SVAR/SVECM rynku pracy. Wydaje się jednak, że przyczyn nie należy upatrywać w fundamentalnej odmienności instytucjonalnej tych rynków pracy.

³⁸Dla przykładu, reakcja bezrobocia w Węgrzech, gdzie wskaźnik bezrobocia był w rozważanym okresie przeciętnie dwukrotnie niższy niż w Polsce, jest w ujęciu procentowym dwukrotnie silniejsza.

pracę nie pociągają za sobą kompresji wynagrodzeń, czego należałoby oczekiwać na rynku elastycznym, gdzie dostosowania cenowe zachodzą prędko, pozwalając zmiennym ilościowym na powrót do stanu równowagi.

Szoki podaży pracy (rys. 3.2) prowadzą we wszystkich krajach oprócz Polski do permanentnego wzrostu bezrobocia o co najmniej 0,5 proc. Siła reakcji bezrobocia w Słowacji jest wyraźnie silniejsza niż w pozostałych krajach. Bezrobocie wzrasta tam permanentnie prawie o 2 proc., czemu z czasem towarzyszy ujemna reakcja wynagrodzeń realnych. Za wyjątkiem tego kraju, odpowiedź płac i zatrudnienia na szok podaży pracy okazuje się zaniebdywalna. Balmaseda, Dolado, Lopez-Salido (2000) wskazują, choć należy pamiętać, że na podstawie modelu SVAR, że wynagrodzenia obniżały się w następstwie szoków podaży pracy w tak różnych krajach instytucjonalnie krajach jak Niemcy, Wielka Brytania i Stany Zjednoczone, choć już we Francji wpływ ten był paradoksalnie przeciwny. Co istotne, brak takiego wpływu w uzyskanych oszacowaniach dla krajach NMS8 stanowi pewną przesłankę występowania w nich potencjalnie istotnych sztywności wynagrodzeń.

W Polsce dodatni szok podaży okazuje się mieć przejściowe skutki dla wskaźnika bezrobocia. Przy tym, przyjęty w Polsce w drugiej połowie lat 90-tych model pasywnej polityki rynku pracy sprawiał, że w Polsce obserwować można było znacznie częściej epizody dezaktywizacji, spadku podaży pracy, niż epizody wzrostu liczby osób aktywnych zawodowo (por. Fortuny, Nesporova, Popova, 2003; Bukowski, Lewandowski, 2006). W świetle uzyskanego oszacowania uznać, że indukowane polityką społeczną obniżanie aktywności zawodowej w Polsce nie umożliwiałoby trwałego obniżania bezrobocia. Ze względu na specyfikę tego zjawiska późnej fazy transformacji, implikacje zaburzeń podaży pracy dla kształtowania się bezrobocia i zatrudnienia w przyszłości mogą być wyraźnie odmienne, na co wskazuje krytyka Lucasa (1976).

3.2 Szoki wynagrodzeń oraz szoki produktywności

Reakcje agregatów rynku pracy na dodatni szok wynagrodzeń realnych (rys. 3.3) przebiegają w Polsce jak i większości pozostałych analizowanych krajów poprzez wzrost bezrobocia i spadek zatrudnienia, które stabilizują się po upływie kilku kwartałów na nowych, odpowiednio wyższych i niższych poziomach. Trwałe konsekwencje zaburzeń wynagrodzeń realnych, które ekonomicznie interpretować można jako przesunięcia siły przetargowej w negocjacjach płacowych na rzecz pracowników, wzmacniające sztywności wynagrodzeń, jest często wskazywanym czynnikiem stojącym za zmianami wielkości bezrobocia i zatrudnienia.

Zarówno Breitung, Bruggemann, Lutkepohl (2004) dla Kanady, jak i Jacobson, Vredin, Warne (1997) dla krajów skandynawskich, przypisują innowacjom w wynagrodzeniach (modyfikacjom w procesie ustalania wynagro-

dzeń) rolę czynnika permanentnie wpływającego na bezrobocie. Wobec tego nie dziwi powszechność analogicznej prawidłowości w krajach regionu.³⁹

Jak argumentujemy w kolejnym rozdziale, szoki wynagrodzeń, interpretowane jako ich sztywności płac, czyli brak ich elastyczności w dół w sytuacji wystąpienia presji na obniżenie wynagrodzeń w gospodarce, odegrały istotną rolę dla wzrostu bezrobocia w Polsce na przestrzeni lat 1999-2002. Następnie, warto zauważyć, że w przypadku Słowacji transmisja szoku wynagrodzeń zachodzi w odmienny sposób (rys. 3.3) - bezpośrednia odpowiedź zatrudnienia i bezrobocia następuje w przeciwnych kierunkach niż w pozostałych krajach, by jednak po ok. 3 kwartałach ustabilizować się na poziomach zgodnych z intuicją i odnotowanym dla pozostałych krajów. Wydaje się, że można to powiązać z tym, że w tym kraju „znaczne” szoki wynagrodzeń były związane z cyklem politycznym, zwiększaniem zatrudnienia i wynagrodzeń w sektorze publicznym i zamrażaniu cen regulowanych⁴⁰ w ramach kampanii wyborczych (por. OECD, 2003; Bukowski, Koloch, Lewandowski, 2007). Dlatego dodatniemu szokowi wynagrodzeń w bardzo krótkim okresie towarzyszyć mogło wyższe zatrudnienie, efekt ten jednak zanikał już po kilku kwartałach.

Następnie, model wskazuje analogiczne reakcje rynków pracy Polski i pozostałych rozważanych krajów na szok produktywności (rys. 3.4), jak odpowiedzi uzyskiwane w szeregu (strukturalnych) modeli VAR/VECM rynków pracy krajów EU15 i Stanów Zjednoczonych, por. Blanchard, Quah (1989), Balmaseda, Dolado, Lopez-Salido (2000), Bruggeman (2004). Reakcja ta polega na przejściowym wzroście bezrobocia i spadku zatrudnienia, które wygasają po upływie od 3-4 (Polska, Słowenia) do ok. 10 kwartałów (Czechy, Węgry). Balmaseda, Dolado, Lopez-Salido (2000) wskazują na podobne spektrum okresów wygasania szoku produktywności w krajach OECD. W Niemczech jest on zgodnie z wynikami tych autorów, względnie długi, choć odchylenia bezrobocia są mniejsze niż np. we Francji.⁴¹

Przejściowym reakcjom zatrudnienia i bezrobocia na szok produktywności towarzyszy trwały wzrost produktu na pracującego i stopniowy wzrost wynagrodzeń, które w długim okresie stabilizują się na poziomie zadanym przez relację kointegrującą (2.2.1). Tym samym, szok produktywności prowadzi do przejściowo wzmożonej destrukcji miejsc pracy, która z czasem ustępuje kreacji miejsc pracy, poprzez tzw. efekt kapitalizacji, por. Cahuc, Zylberberg (2004), Bukowski, Zawistowski (red.) (2008).

W długim okresie innowacje produktywności są więc neutralne dla poziomów (więc i wskaźników) zatrudnienia oraz bezrobocia, jednak trwające

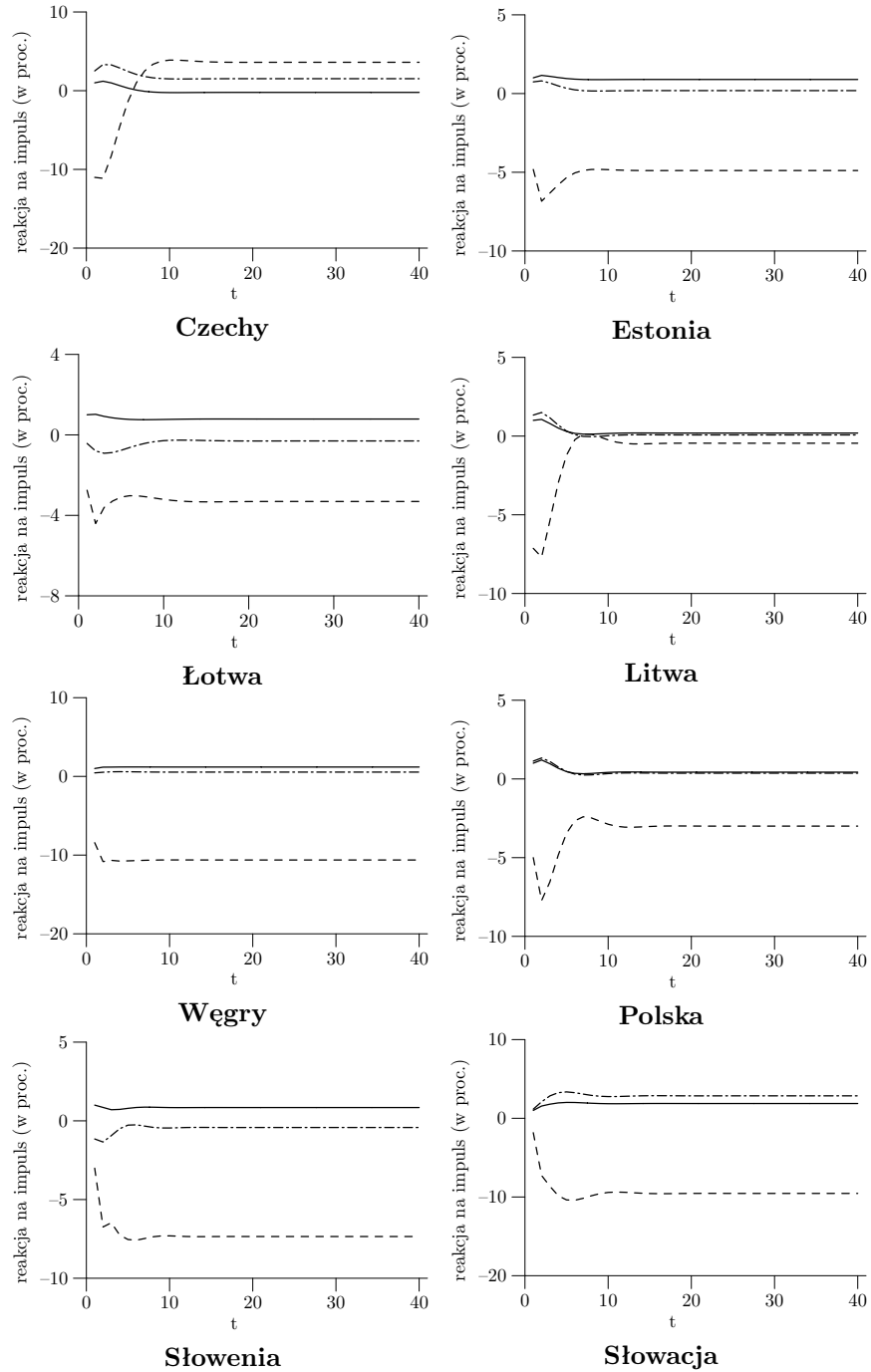
³⁹Niezgodna z intuicją odpowiedź zatrudnienia i bezrobocia występuje w Słowenii i częściowo (wzrost zatrudnienia) na Łotwie.

⁴⁰Co w obliczu powszechnych krótkookresowych sztywności płac nominalnych zwiększa wynagrodzenia realne.

⁴¹Niestety autorzy ci nie prezentują tak szczegółowej informacji dla innych krajów strefy euro.

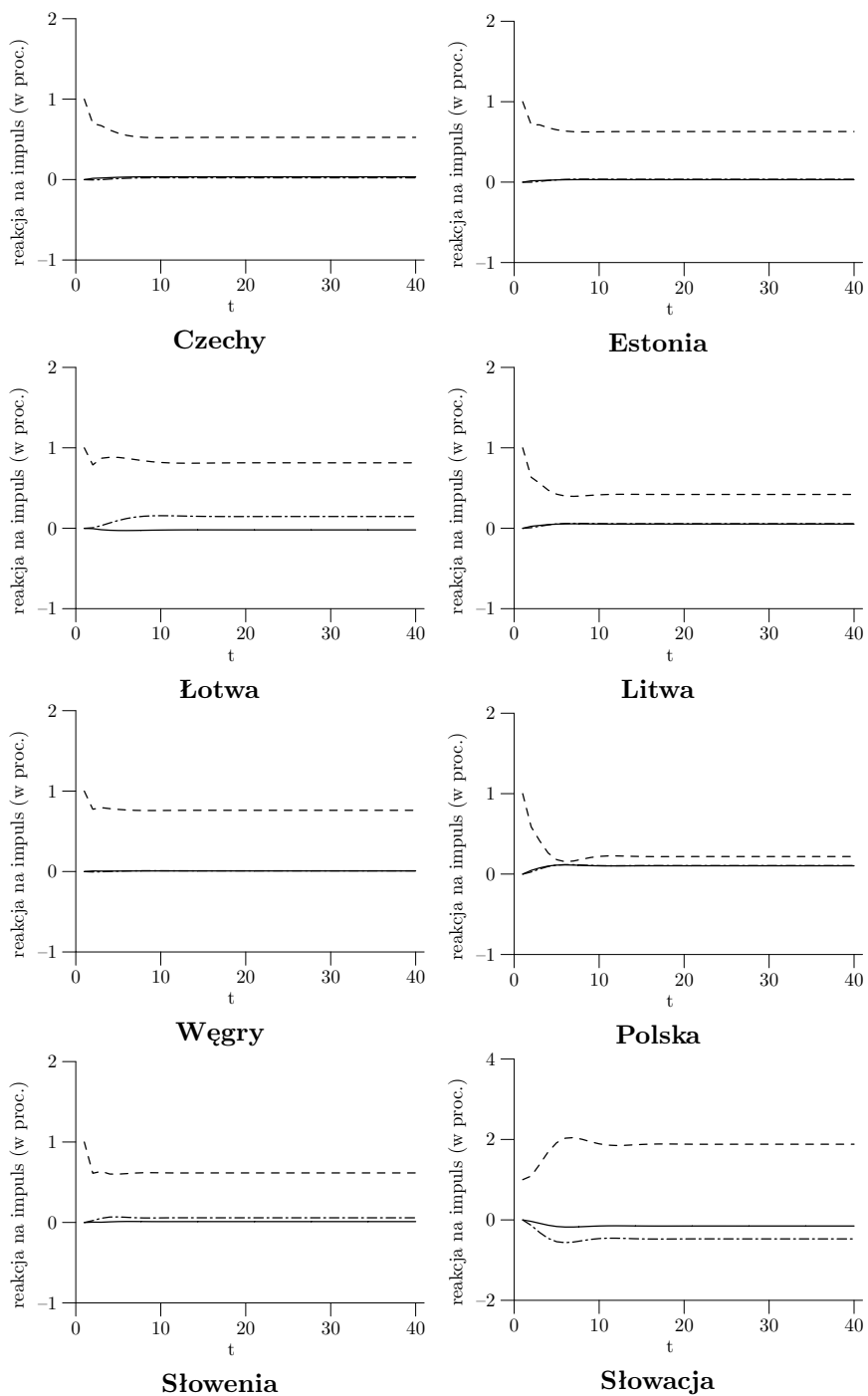
kilka-kilkanaście kwartałów dostosowania, niezbędne do ich absorpcji i adaptacji, ilustrowanych trwałym podniesieniem poziomu produktu na pracującego i wynagrodzeń realnych (rys. 3.4), implikują w poszczególnych krajach odmienny koszt w postaci przejściowego wzrostu bezrobocia. Zwraca uwagę, że relatywnie wysoki jest on w Czechach, gdzie pierwotna reakcja bezrobocia była wyraźnie silniejsza niż w pozostałych krajach, a z drugiej strony Słowenia i Estonia wydają się krajami, gdzie dostosowanie do omawianego zaburzenia zachodziło w sposób względnie płynny. Polska plasuje się bliżej krajów „elastycznie” absorbujących ten szok. Lewandowski, Kołoch, Regulski (2008) proponują na podstawie tych przebiegów absorpcji szoku produktywności miarę elastyczności rynku pracy, omawiając zróżnicowanie pod tym kątem gospodarek NMS8 i wybranych gospodarek UE15, pozycję Polski na tle obu tych grup oraz wskazując potencjalne czynniki instytucjonalne, stojące za zróżnicowaną zdolnością gospodarek do absorpcji tego zaburzenia.

Rysunek 3.1: Funkcje reakcji na szok popytu na pracę



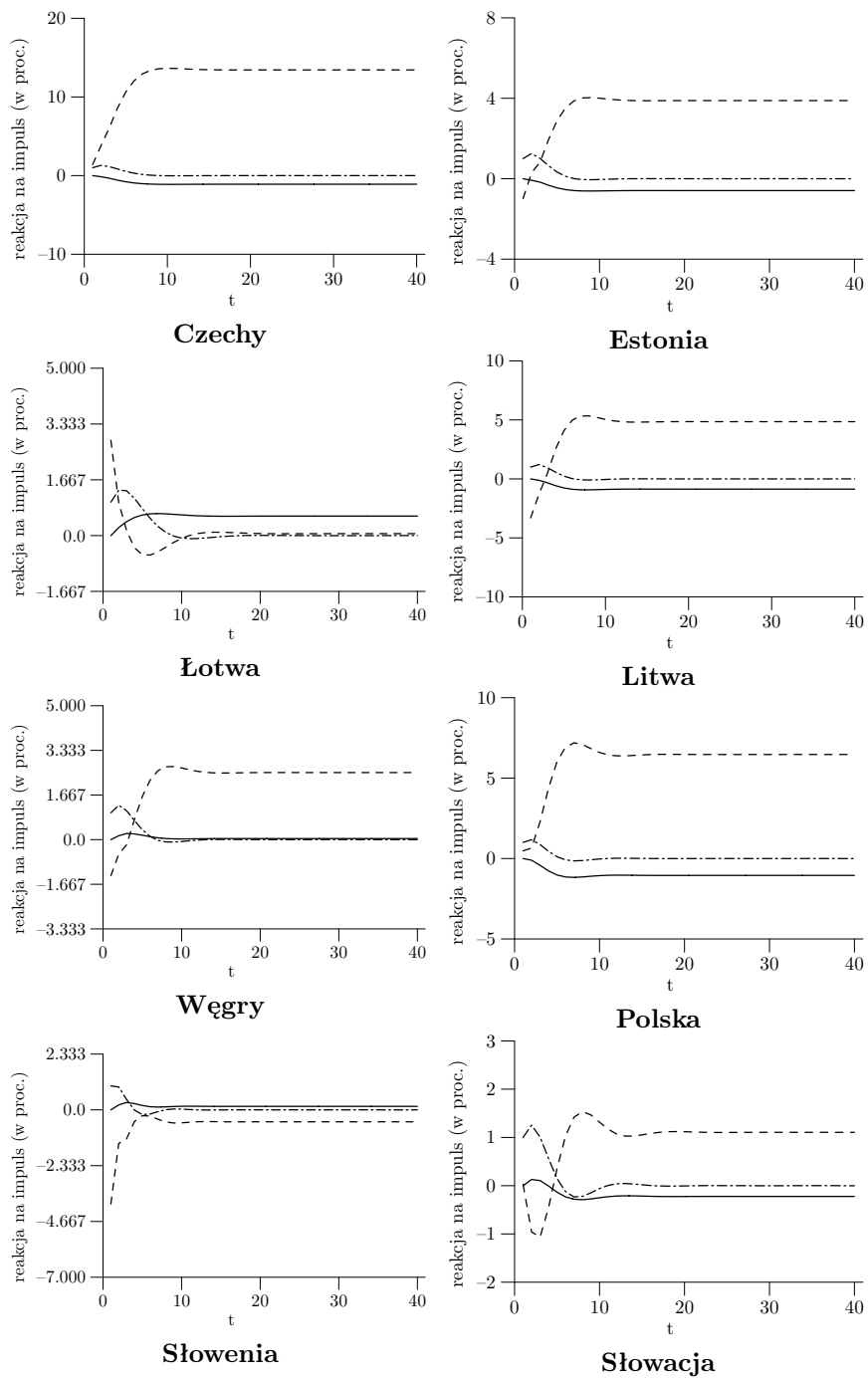
Legenda: linia ciągła – zatrudnienie; linia przerywana – bezrobocie; linia z kropkami – wynagrodzenia.

Rysunek 3.2: Funkcje reakcji na szok podaży pracy



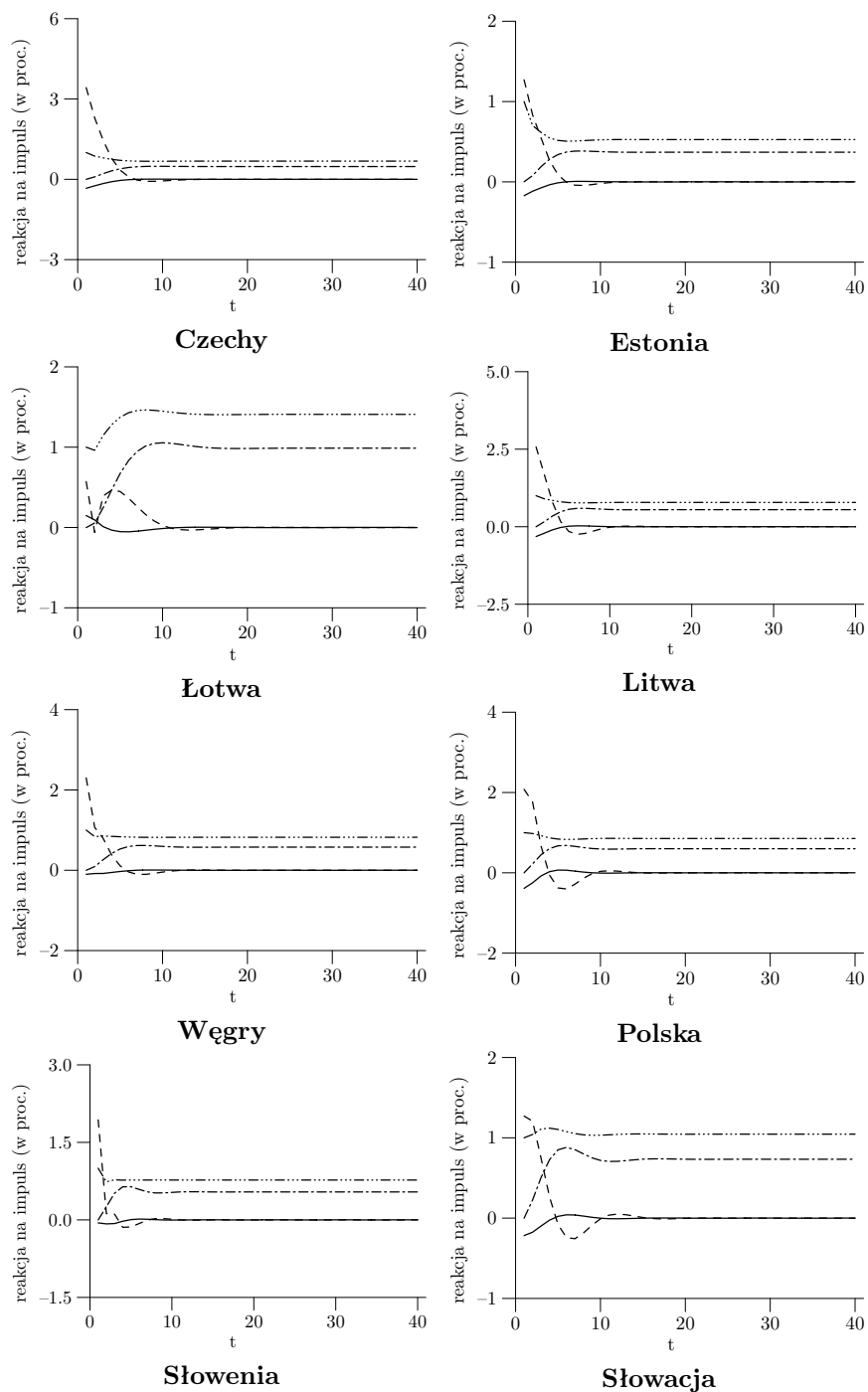
Legenda: linia ciągła – zatrudnienie; linia przerywana – bezrobocie; linia z kropkami – wynagrodzenia.

Rysunek 3.3: Funkcje reakcji na szok wynagrodzeń



Legenda: linia ciągła – zatrudnienie; linia przerywana – bezrobocie; linia z kropkami – wynagrodzenia.

Rysunek 3.4: Funkcje reakcji na szok produktywności



Legenda: linia ciągła – zatrudnienie; linia przerywana – bezrobocie; linia z kropkami – wynagrodzenia, linia z trzema kropkami – produkt na pracującego.

3.3 Zaburzenia popytu zagranicznego i szoki cenowe

W dalszej części rozdziału uwagę skupiamy na ocenie wpływu na rynki pracy analizowanego panelu krajów szoków związanych z wymianą międzynarodową, czyli zaburzeń w popycie zagranicznym, oraz szoków cen wymiany międzynarodowej. Mechanizm uwzględnienia oscylacji popytu ze strony głównych partnerów handlowych rozważanych krajów, kontrolujących wspólne efekty, omówiono w rozdziale 2. Szok cen względnych cen wymiany wprowadzamy jako dodatkowy instrument dla tych efektów, również włączając go w estymacje *quasi-endogenicznie*. Inspirację ku temu stanowią prace Bassanini, Duval (2006) i Duval et al. (2007) (również z tych prac zaczerpnięto sposób konstrukcji zmiennej⁴²), gdzie szok cen wymiany wykorzystywany jest w dynamicznych panelowych regresjach agregatów rynku pracy (Bassanini, Duval, 2006) czy też w dynamicznych panelowych regresjach głębokości i persystencji wahań cyklicznych w krajach OECD (Duval et al., 2007), jako instrument kontrolujący obserwowalne szoki. Stacjonarność tej zmiennej⁴³ umożliwia włączenie jej do modelu analogicznie jak zmiennych kontrolujących szoki wspólne koniunktury światowej.

Rysunki 3.5-3.6 wskazują, że *quasi-endogeniczne* ujęte wahania popytu zagranicznego generują reakcje zmiennych krajowych co do kierunku zgodne z intuicją - dodatnie odchylenie popytu zagranicznego od trendu generalnie podnosi produkt na pracującego i wynagrodzenia oraz zwiększa zatrudnienie obniżając bezrobocie. Przy tym, reakcje te są co do skali o rząd wielkości mniejsze niż reakcje od zmiennych krajowych, a w przypadku zaburzeń ze strony UE - praktycznie nieistotne. Nie oznacza to, że zmienne te wywierały proporcjonalnie mniejszy wpływ na ewolucję rynków pracy krajów NMS w latach 1996-2007, jednak prezentowane w dalszej części rozdziału dekompozycje wariancji zmiennych krajowych uprawomocniają taki wniosek. W szczególności, szoki strukturalne do wahań popytu ze strony UE15, wywierały zanedbywalny wpływ na analizowane rynki pracy.⁴⁴ Większe znaczenie, zwłaszcza w przypadku krajów bałtyckich, Polski i Słowacji, odegrały innowacje w popycie ze strony krajów WNP. Ich względna rola dla wyjaśnienia zmienności agregatów rynku pracy, jak pokazują jednak dekompozycje wariancji w kolejnym podrozdziale, nawet w tych krajach była mniejsza niż szoków popytu na pracę bądź wynagrodzeń.

⁴²Ewolucję względnych cen w wymianie międzynarodowej zdefiniowano dla każdego kraju jako zmianę (z kwartału na kwartał) cen importu w stosunku do zmiany cen ogółem (mierzonych deflatorem PKB), która to proporcja jest następnie ważona udziałem importu w PKB. Wykorzystano dane Eurostat.

⁴³Test Pesarana (2003) jednoznacznie wskazał możliwość odrzucenia hipotezy zerowej o niestacjonarności.

⁴⁴Co oznacza, że widoczne na rysunku 3.5 różnice w kierunkach reakcji pewnych zmiennych w wybranych parach krajów, np. Łotwie i Litwie, są zanedbywalne - w obu przypadkach reakcje te są bowiem „w zerze”.

Należy jednak zwrócić uwagę na interpretację zaburzeń strukturalnych do tych zmiennych - szoki te są impulsami modyfikującymi „naturalną” cykliczną ewolucję strumieni dóbr w wymianie międzynarodowej, nie zaś wahaniami całkowitego, wykazującego rosnący trend, strumienia dóbr. Bukowski, Koloch, Lewandowski (2007) prezentują symulacje ewolucji rynków pracy Polski i pozostałych krajów NMS8 przy założeniu, że w latach 1996-2006 nie występowały cykliczne wahania w handlu zagranicznym analizowanych krajów i wahaniom tym przypisując znaczącą rolę wytłumaczenia zmienności zatrudnienia i bezrobocia obserwowanych w danych. Założenie to jest jednak zasadniczo inne niż przyjęte w niniejszym artykule.

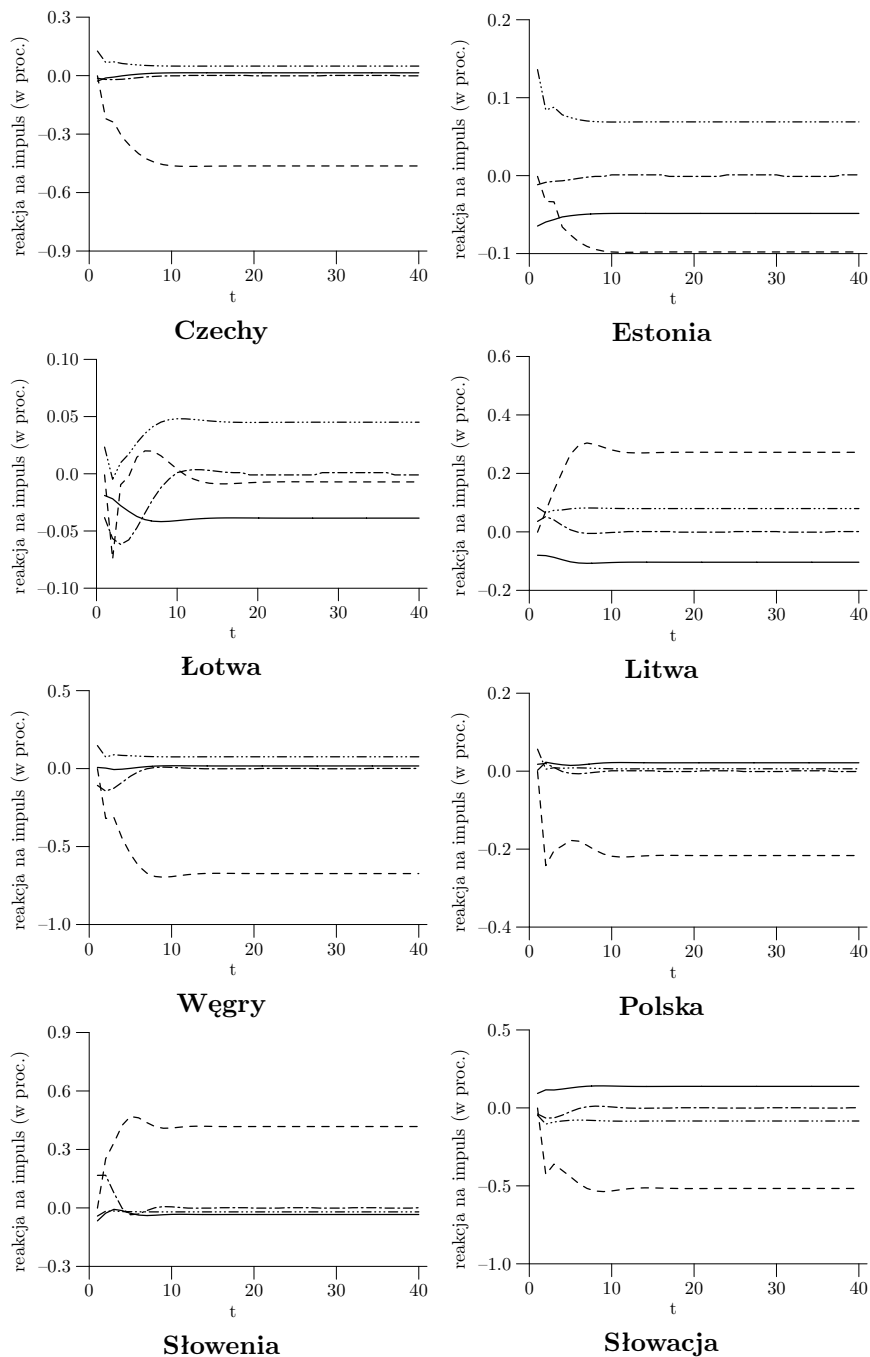
Następnie, w modelu uwzględniono (*quasi-endogenicznie*) również szok cenowy. Dodatni szok cen wymiany szok ten teoretycznie powinien zwiększać popyt na dobra krajowe, produkt i zatrudnienie, gdyż w jego wyniku dobra importowane stają się względnie droższe od krajowych. Należy zwrócić uwagę, że - podobnie jak w przypadku *quasi-endogenicznych* wahań popytu zagranicznego - strukturalne zaburzenie tej zmiennej, która zdefiniowana jest jako ewolucja cen względnych z kwartału na kwartał i w większości krajów oscyluje wokół zera, ma nieco inną interpretację niż szok strukturalny zmiennych endogenicznych.

Rysunek 3.7 przedstawia reakcje gospodarek NMS8 na szok strukturalny podnoszący zmiany względnych cen wymiany międzynarodowej każdego z krajów o 1 proc. Skwantyfikowana odpowiedź wynagrodzeń realnych, zatrudnienia i produktywności w większości krajów nie przekracza 0,1 proc. Reakcja bezrobocia, co zrozumiałe, jest większa, jednak nie przekracza w żadnym przypadku 0,8 proc. Ponieważ analizowane zmienne są w rozważanej, krótkiej próbie „niestacjonarne”, zaobserwować można trwałe charakter propagacji szoków. W odróżnieniu od większości dotychczas analizowanych funkcji reakcji, w przypadku szoku cenowego reakcje poszczególnych agregatów w przekroju panelowym są dalekie od homogeniczności. Można podejrzewać, że czynnikami stojącymi za tą niejednorodnością potencjalnie są zróżnicowana struktura importu poszczególnych krajów pod kątem dóbr konsumpcyjnych i inwestycyjnych oraz heterogeniczna substytucyjność dóbr importowanych dobrami krajowymi (por. Fabrizio, Igan, Mody, 2006). Zagadnienie to wykracza jednak poza sedno niniejszego artykułu, zwłaszcza, że reakcje na rysunku 3.7 są relatywnie niewielkie co do skali.

Niemniej jednak, choć reakcje te wydają się zaniedbywalne, zwłaszcza w przypadku produktu na pracownika, który reaguje w skali o rząd wielkości mniejszej niż pozostałe zmienne, to w połączeniu z odpowiedziami zatrudnienia, mogą one owocować istotnymi wahaniami produktu globalnego. Na Rysunku 3.8 prezentujemy więc, wyznaczoną na podstawie równoległe zachodzących odpowiedzi produktu na pracującego i zatrudnienia, reakcję realnego produktu *per capita* na szok cen wymiany handlowej.⁴⁵

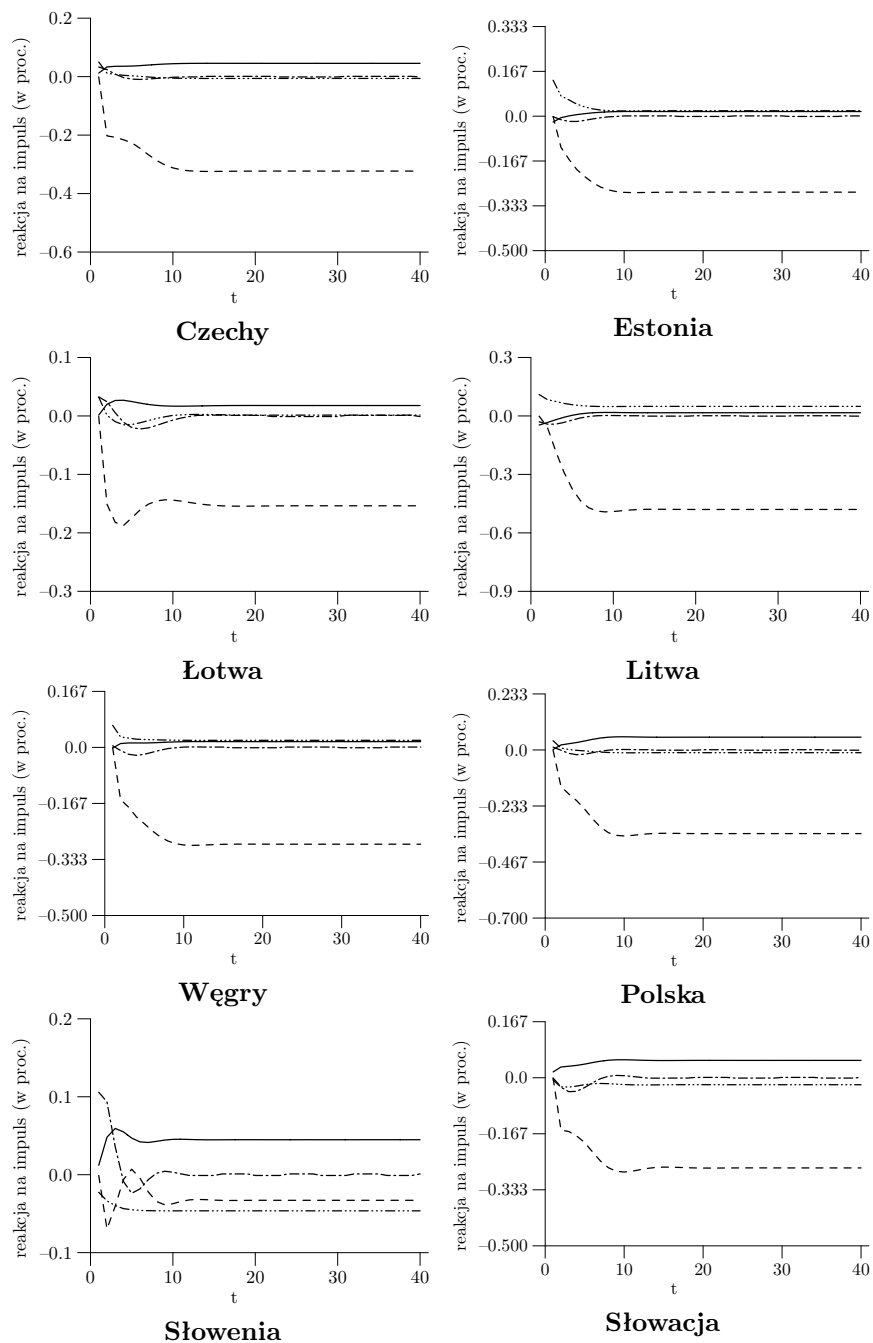
⁴⁵Ścisłe - realnego produktu na osobę w wieku 15-64 lat. Przyjmując sensowne założenie,

Rysunek 3.5: Funkcje reakcji na szok popytu ze strony UE15



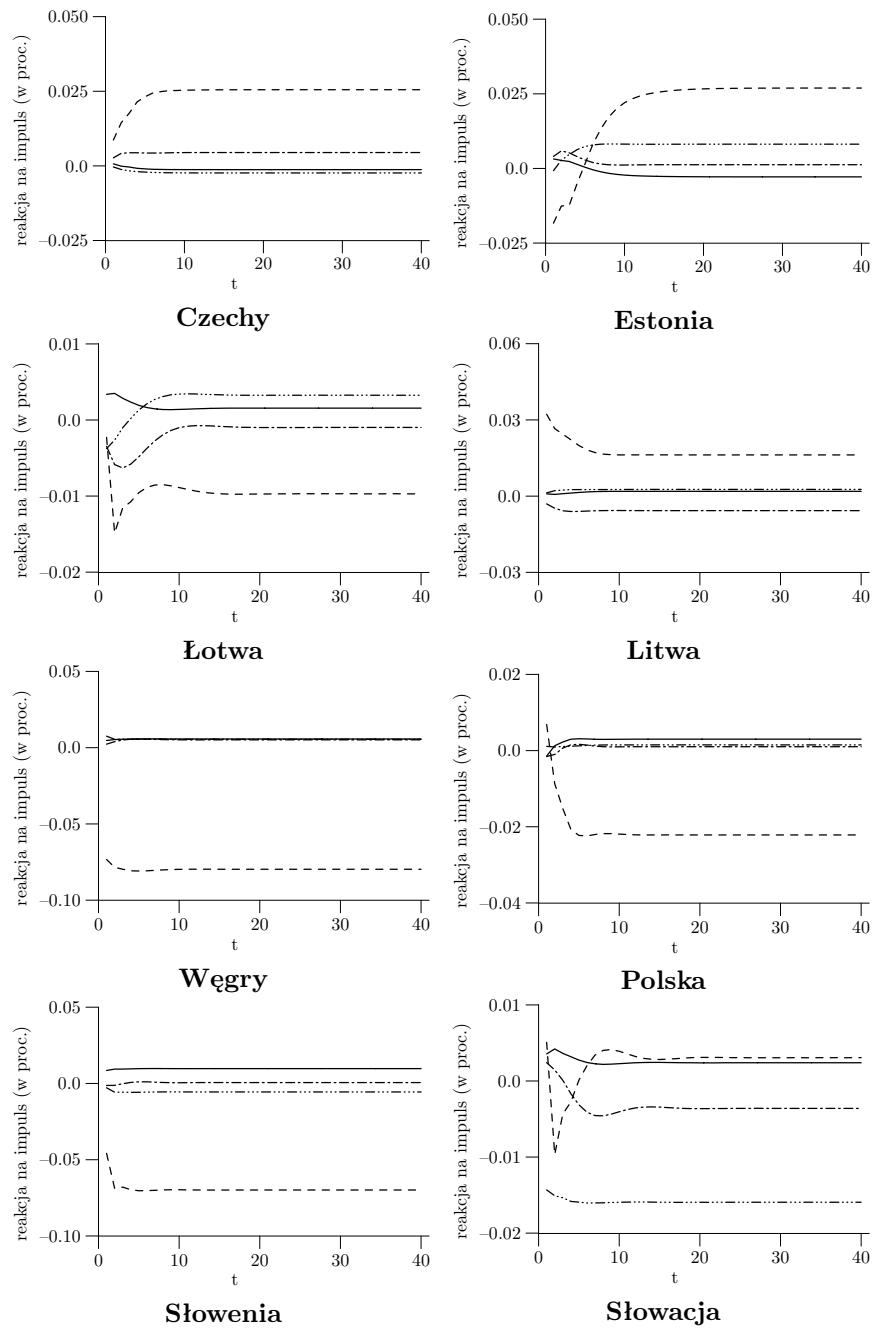
Legenda: linia ciągła – zatrudnienie; linia przerywana – bezrobocie; linia z kropkami – wynagrodzenia, linia z trzema kropkami – produkt na pracującego.

Rysunek 3.6: Funkcje reakcji na szok popytu ze strony Rosji i WNP



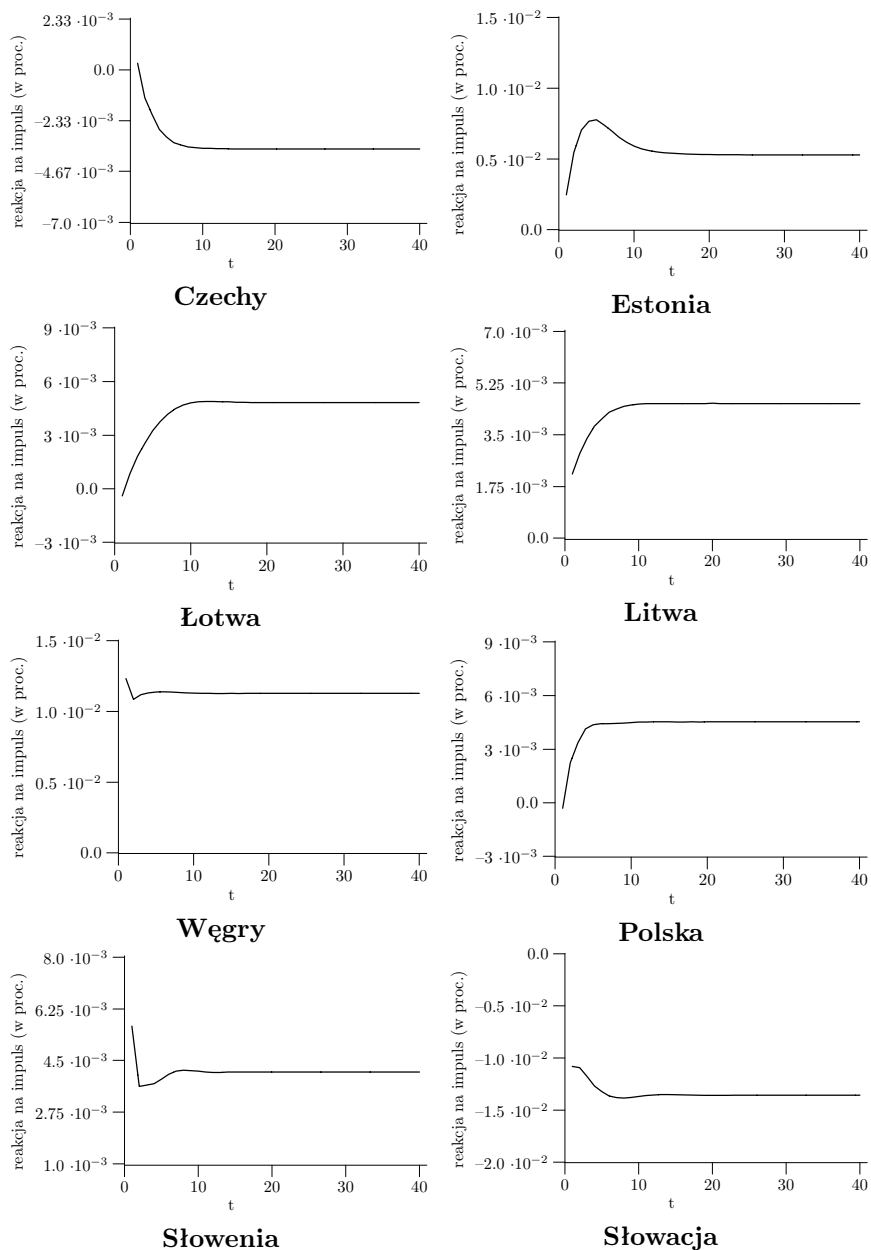
Legenda: linia ciągła – zatrudnienie; linia przerywana – bezrobocie; linia z kropkami – wynagrodzenia, linia z trzema kropkami – produkt na pracującego.

Rysunek 3.7: Funkcje reakcji na szok cen wymiany międzynarodowej



Legenda: linia ciągła – zatrudnienie; linia przerywana – bezrobocie; linia z kropkami – wynagrodzenia, linia z trzema kropkami – produkt na pracującego.

Rysunek 3.8: Funkcje reakcji produktu realnego na szok cen wymiany międzynarodowej



Legenda: Wykresy przedstawiają funkcje reakcji realnego produktu na osobę w wieku 15-64 lat na jednostkowy strukturalny szok cen wymiany międzynarodowej.

Za wyjątkiem Czech i Słowacji produkt realny trwale wzrasta po wystąpieniu takiego szoku strukturalnego. Skala reakcji jest największa w Słowacji i Węgrzech (powyżej 0,1) proc. Reakcja produktu w Polsce jest skali przeciętnej wielkości w rozważanej próbie, zbliżonej do odpowiedzi na Litwie i Łotwie. Warto zwrócić uwagę, iż jedynie gospodarka estońska cechuje się reakcją produktu wykazującą zauważalną redukcję maksymalnego wychylenia od pierwotnej trajektorii. Można sądzić, że ponieważ szok cenowy powinien wywierać przejściowe skutki dla produktu,⁴⁶ zdolność do jego częściowej absorpcji jest oznaką „elastycznej” reakcji gospodarki na rozważane zaburzenie. Tak też postrzegają „elastyczność” dla krajów OECD Duval et al. (2007), jednak wyniki tych autorów - estymujących dynamiczny model panelowy, nie zaś model VAR/VECM - nie mogą być porównywane bezpośrednio z użytymi w niniejszym artykule. Jednak na podstawie tychże, Lewandowski, Koloch, Regulski (2008) proponują wskaźnik elastyczności gospodarek NMS8 i podejmują próbę wyjaśnienia ich zróżnicowania za pomocą różnic w obudowie instytucjonalnej rynku dóbr tych krajów.

3.4 Historyczne dekompozycje wariancji

Prezentowane na Rysunkach 3.9 – 3.11 historyczne dekompozycje wariancji pozwalają ocenić kontrybucję poszczególnych szoków do zmienności wynagrodzeń, zatrudnienia i bezrobocia w różnych horyzontach czasowych, co pozwala:

- Podjąć pytanie, w jakim horyzoncie czasowym dominujący wkład do zmienności wynagrodzeń realnych wnosi produktywność pracy, w jakim same wynagrodzenia oraz jaki jest relatywny wkład szoków podaży i popytu na rynku pracy do zmienności wynagrodzeń w krótkim i średnim okresie.
- Ocenic czynniki determinujące wahania zatrudnienia i bezrobocia w krótkim oraz średnim okresie, czyli trwałość impulsów indukujących krótkookresowe wahania na rynku pracy.

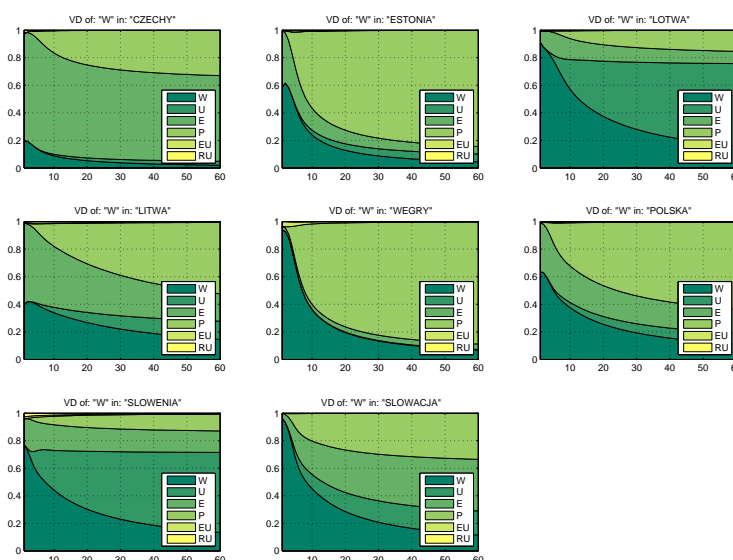
Rysunek 3.9 wskazuje, że krajami o najdłuższym okresie transmisji szoków produktywności do wynagrodzeń, okazały się w grupie NMS Czechy, Łotwa, Słowacja oraz Słowenia. W tych też krajach w najmniejszym stopniu zmienność wynagrodzeń wynikała ze zmian produktywności, zaś w większym stopniu niż w pozostałych krajach wpływały na nią szoki podaży i popytu

że wielkość populacji ani jej struktura demograficzna nie zmieniają się w odpowiedzi na szok cenowy, procentowe zmiany produktu globalnego będą identyczne jak procentowe zmiany w ten sposób denominowanego produktu.

⁴⁶Zdaniem autorów, dysponując „odpowiednio” długimi szeregami czasowymi, czyli takimi, jakie są dostępne dla najwyżej rozwiniętych krajów OECD, uzyskano by wygasające reakcje wszystkich analizowanych zmiennych na omawiany szok cenowy.

na pracę. Z drugiej strony, najszybszą i najsilniejszą transmisją zaburzeń produktywności do wynagrodzeń cechowały się Estonia i Węgry, gdzie już w perspektywie powyżej dziesięciu kwartałów szok produktywności wyjaśnia ponad 60 procent zmienności wynagrodzeń. Polski rynek pracy na tym tle wydaje się cechować przeciętną krótkookresową (w horyzoncie do 10 kwartałów) inercją wynagrodzeń, porównywalną z tą obserwowaną w Słowenii i Węgrzech, wyższą niż w Estonii bądź Litwie, zaś niższą niż na Łotwie.

Rysunek 3.9: Historyczna dekompozycja wariancji wynagrodzeń



Legenda: w – wynagrodzenia realne; u – podaż pracy; e – popyt na pracę; p – produktywność; ue – wahania popytu ze strony UE; rus – wahania popytu ze strony Rosji.

Balmaseda, Dolado, Lopez-Salido (2000) pokazują, że w krajach OECD szoki produktywności generalnie wyjaśniają całość zmienności wynagrodzeń w długim okresie i ok. 50 procent zmienności w horyzoncie kilku kwartałów. Podobnie silną transmisją szoków produktywności do wynagrodzeń realnych w krajach NMS8 cechują się, zgodnie z uzyskanymi wynikami, jedynie Estonia i Węgry, nieco słabszą - Polska. W pozostałych krajach zmienność wynagrodzeń w wyższym stopniu wynikała albo z szoków popytu (sugerujących występowanie potencjalnie silnych efektów *insider-outsider*) albo z inercji (sztywności) wynagrodzeń jako takich. Balmaseda et al. (2000) wskazują natomiast, że jedynym krajem spośród 16 rozważanych przez nich, gdzie szoki popytu i podaży wyjaśniały znacznie więcej niż 50 proc. zmienności wynagrodzeń w krótkim okresie, była Irlandia. Również Stany Zjednoczone,

choć Wielka Brytania już nie, cechowały się niższą transmisją szoków produktywności w zmiany wynagrodzeń realnych niż kraje Europy kontynentalnej.

Równocześnie, model identyfikuje innowacje popytu na pracę jako główne szoki determinujące zmienność zatrudnienia (rys. 3.10). Szoki popytu dominują w krótkim okresie, z czasem ustępując na znaczeniu zaburzeniom wynagrodzeń. Odzwierciedleniem tych zależności znajduje wyraz w dekompozycji wariancji bezrobocia, która w przypadku Estonii, Litwy i Słowacji wskazuje na kluczowe znaczenie szoków popytu na pracę, zaś w odniesieniu do Litwy i Polski wskazuje, że szoki popytu ustępują na znaczeniu zaburzeniom wynagrodzeń w horyzoncie powyżej ok. 8 kwartałów.

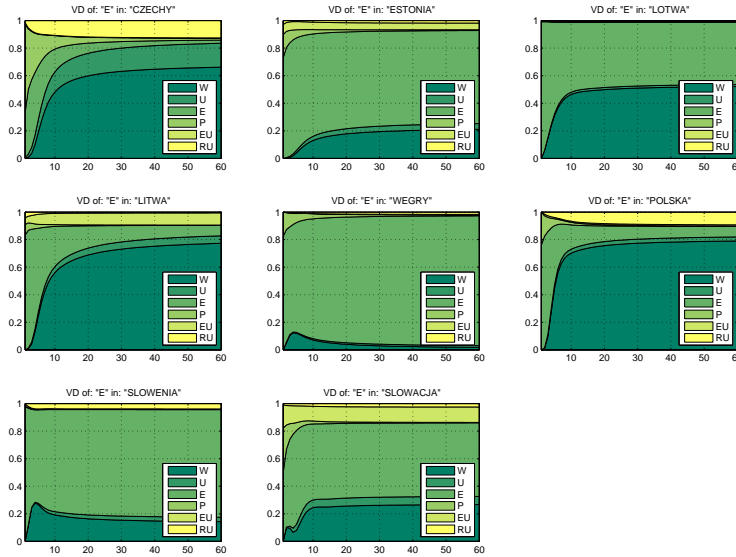
Balmaseda, Dolado, Lopez-Salido (2000) wskazują, że również w krajach OECD szokiem z reguły wyjaśniającym zmienność bezrobocia w krótkim okresie są zaburzenia popytu na pracę. Warto przy tym zauważyć, że jedynie w przypadku Hiszpanii, Włoch i - zaskakująco - Stanów Zjednoczonych, szoki popytowe wyjaśniały znaczącą część zmienności bezrobocia w długim okresie. Również Dolado, Jimeno (1997) wskazują na duże znaczenie szoków popytu, a także wynagrodzeń, dla zmienności bezrobocia w Hiszpanii. Niemniej jednak, zilustrowana na rysunku 3.11 rola zaburzeń wynagrodzeń dla kształtowania bezrobocia w długim okresie w Polsce, przewyższając tę oszacowaną przez wzmiankowanych autorów dla Hiszpanii.⁴⁷ Dla kontrastu Balmaseda et al. (2000) dla postulują dominującą rolę szoków podaży pracy dla zmienności bezrobocia w Irlandii. Wynik ten oznacza, że np. epizody nagłego zwiększenia się zasobu siły roboczej prowadzą do utrzymującego się wzrostu bezrobocia. Prezentowany model SVECM jedynie dla Słowacji wskazał na podobną zależność. Można przy tym sądzić, że gruntowna przebudowa instytucjonalnego zaplecza gospodarki irlandzkiej począwszy od drugiej połowy lat 80tych sprawiła, że zacytowany wynik, odzwierciedlający okres 1950-1990, jest nieaktualny. Brak jest jednak nowszych badań pozwalających zweryfikować ten pogląd.

W przypadku popytu zagranicznego, za wyjątkiem krajów bałtyckich model wskazuje na nikłe oddziaływanie wahań popytu ze strony UE15 oraz Rosji na rynki pracy krajów NMS. Zwłaszcza w przypadku popytu ze strony UE15, średniokresowy rosnący trend wolumenu handlu przeważał nad ewentualnym ograniczeniem popytu w trakcie cyklicznych spowolnień w gospodarce światowej. Z drugiej strony, w przypadku handlu z Rosją i WNP, wpływ zaburzeń z tej strony wynika w głównej mierze z kryzysu rosyjskiego w roku 1998, tak więc w przypadku krajów bałtyckich i Polski jest zrozumiały.⁴⁸

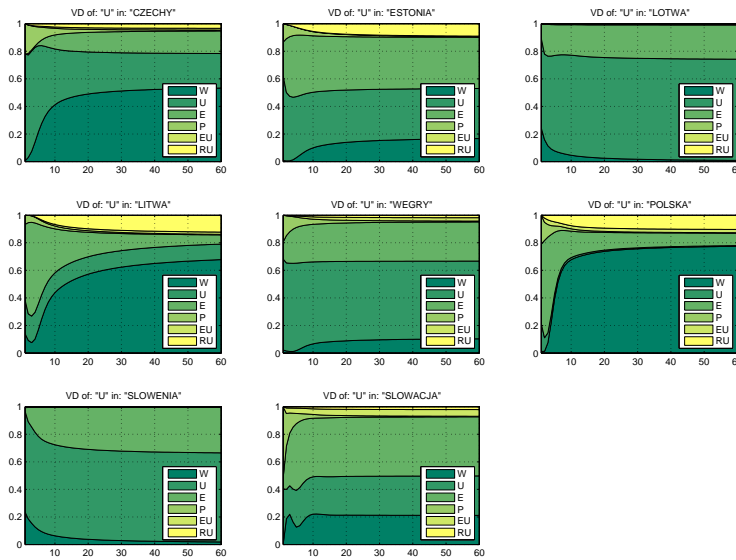
⁴⁷Balmaseda, Dolado, Lopez-Salido (2000) nie uwzględniają strukturalnego szoku wynagrodzeń w swoim modelu. Odniesienie się do ich wyników jest więc w tym miejscu niemożliwe.

⁴⁸Można przypuszczać, że przypisanie przez model znacznej roli w wyjaśnieniu zmienności zatrudnienia w Czechach wahaniom popytu ze strony Rosji jest błędem identyfikacji związanym z tym, że w momencie szoku rosyjskiego, Czechy, kraj względnie słabo zintegrowany handlowo z WNP, doświadczały skutków wcześniejszego kryzysu walutowego.

Rysunek 3.10: Historyczna dekompozycja wariancji zatrudnienia



Rysunek 3.11: Historyczna dekompozycja wariancji bezrobocia



Legenda: w – wynagrodzenia realne; u – podaż pracy; e – popyt na pracę; p – produktywność; ue – wahania popytu ze strony UE; rus – wahania popytu ze strony Rosji.

Rozdział 4

Identyfikacja szoków strukturalnych i syntetyczna ocena elastyczności gospodarek NMS8

4.1 Identyfikacja szoków strukturalnych - symulacje modelu

Na podstawie omówionej w podrozdziale 2.3 identyfikacji strukturalnej części modelu, uzyskano szeregi poszczególnych, parami ortogonalnych, szoków strukturalnych dla każdego kraju. Poprzez opisaną w Dodatku A procedurę estymacji reprezentacji Beveridge'a-Nelsona procesu skointegrowanego, możliwe jest przedstawienie ewolucji analizowanych zmiennych jako złożenia sekwencji tych szoków strukturalnych, w szczególności - co jest przedmiotem niniejszego rozdziału - przeprowadzenie retrospektywnych symulacji ewolucji gospodarek NMS przy założeniu nie występowania pewnych szoków strukturalnych w wybranych podokresach. Eksperyment taki pozwala ocenić, jaką wagę dla faktycznych przemian na rynku pracy w Polsce i pozostałych nowych krajach członkowskich UE w latach 1996-2007, miały poszczególne rodzaje interpretowalnych ekonomicznie szoków strukturalnych.

Rysunki 4.1 – 4.3 prezentują wyniki symulacji modelu, pozwalających ocenić względne znaczenie szoków popytu zagranicznego, zaburzeń popytu na pracę oraz interakcji obu tych szoków z innowacjami w wynagrodzeniach, dla kształtowania się sytuacji na rynkach pracy krajów NMS w rozważanym okresie.

Jak zaznaczono w podrozdziałach 3.3-3.4, generalnie rzecz biorąc szoki wahań popytu zagranicznego odegrały nieznaczną rolę dla ewolucji zatrudnienia i bezrobocia w krajach NMS. Wyłączenie strukturalnych szoków za-

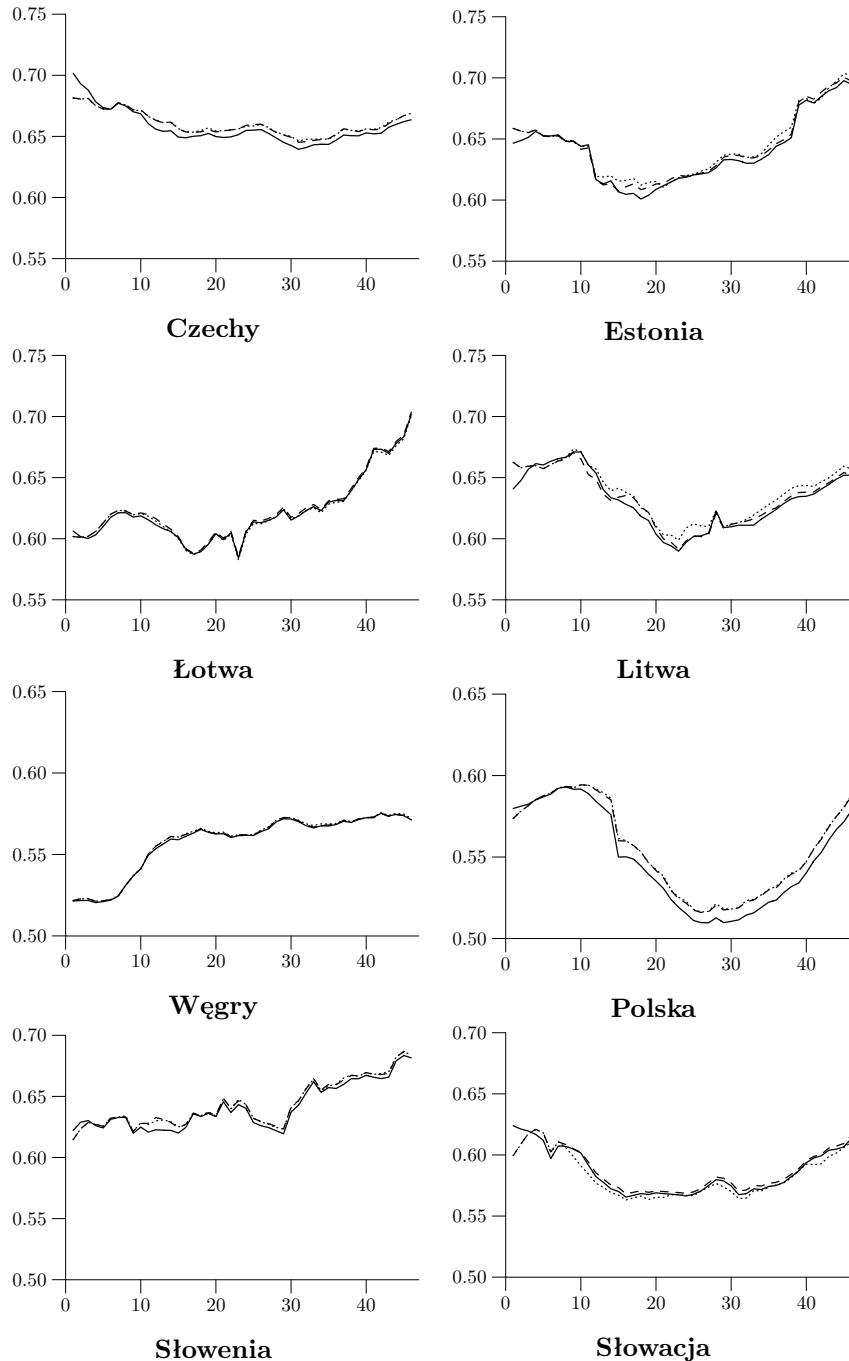
granicznych na przestrzeni całego rozważanego okresu⁴⁹ wywiera jednak zauważalny wpływ na rynki pracy Polski i Słowacji. Przy tym, rysunek 4.1 wskazuje, że w Polsce spadek popytu ze strony Rosji przyczynił się do spadku zatrudnienia na przełomie lat 1998/1999, który propagował się kolejne lata obniżając wskaźnik zatrudnienia o ok. 1 pkt. proc. Natomiast Słowacja okazała się jedynym krajem, w którym szoki popytu ze strony UE15 w ciągu niemal całego analizowanego okresu podwyższały, choć nieznacznie, zatrudnienie, w szczególności niwelowały tempo spadku zatrudnienia na przełomie dekad. W przypadku Czech na rysunku widoczne jest natomiast przypisanie przez model wahaniom popytu rosyjskiego efektów czeskiego kryzysu walutowego.

Nawet jeśli generalnie zaburzenia popytu zagranicznego raczej umiarkowanie wpływały na ewolucję rynków pracy NMS, to jak pokazuje rysunek 4.2, największy co do skali szok, wywołany przez kryzys rosyjski, miał konsekwencje zauważalne we wszystkich krajach gospodarczo powiązanych wówczas z Rosją. Co więcej, jego skutki zostały wzmocnione przez równoległe występujące zaburzenia wynagrodzeń, które należy zinterpretować jako sztywności wynagrodzeń realnych. Przeprowadzone symulacje wskazują, że zarówno w Polsce, jak i w Słowacji i Litwie, wzrost bezrobocia w końcu ubiegłej dekady byłby zauważalnie mniejszy, gdyby wynagrodzenia realne dostosowały się bardziej elastycznie, czyli innymi słowy - obniżyły się. Przy tym, o ile model wskazuje na utrzymujący się dodatni wpływ samego szoku rosyjskiego na bezrobocie w Estonii, to zgodnie z uzyskanymi wynikami, w tym kraju sztywności wynagrodzeń nie odegrały wówczas roli intensyfikującej owo zaburzenie.

Na analogiczną rolę sztywności wynagrodzeń współtowarzyszącym zaburzeniom popytowym, tym razem szokom popytu na pracę, wskazuje rysunek 4.3. Prezentujemy na nim hipotetyczne trajektorie bezrobocia w NMS przy założeniu braków szoku popytu na pracę oraz wynagrodzeń w ciągu roku 2000. Właśnie tym szokom model przypisuje bowiem kontynuację spadku zatrudnienia i wzrostu bezrobocia w Polsce, zapoczątkowanych kilka kwartałów wcześniej. Uzyskane wyniki wskazują, że negatywny szok popytu na pracę w tym okresie odpowiada za około połowę wzrostu bezrobocia w okresie od roku 2000 do 2003, gdy osiągnęło ono apogeum, zaś za pozostałą część odpowiadają sztywności wynagrodzeń. Podobną, choć wyraźnie mniejszą co do skali zależność można zauważyć na Łotwie i w Słowacji. Natomiast w Estonii, elastyczne dostosowanie wynagrodzeń zniwelowało skutki ujemnego szoku popytu na pracę.

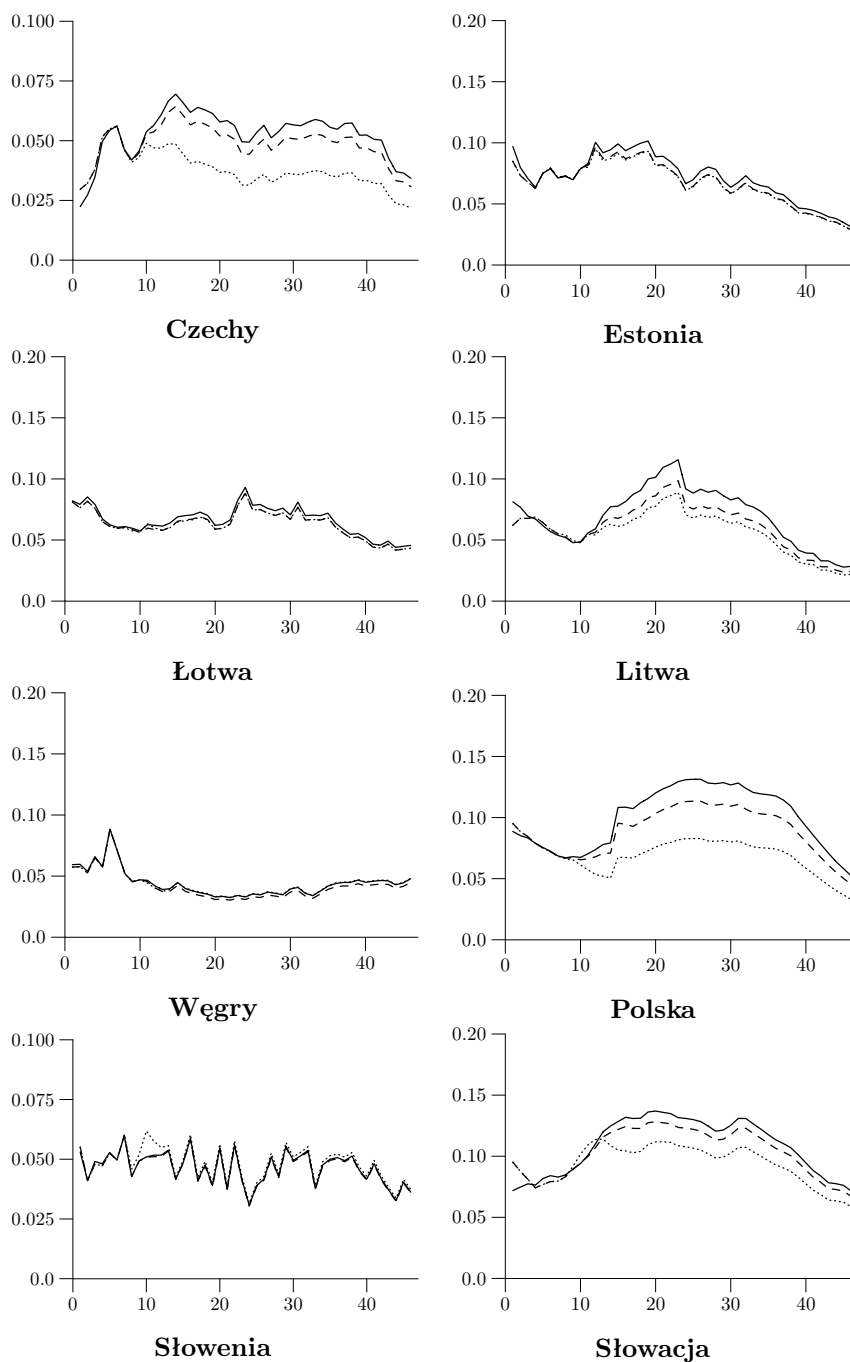
⁴⁹Zerujemy szoki począwszy od dziesiątego kwartału w próbie. Szoki zidentyfikowane na jej początku zawierają nie tylko zaburzenia zidentyfikowane dla konkretnego momentu, ale też skumulowane szoki wcześniejsze, z okresu nie objętego próbą. Eliminując z eksperymentu zaburzenia z pierwszych dwóch lat analizowanego okresu, zmniejszamy więc ryzyko obciążenia symulacji błędną identyfikacją szoków na jego początku.

Rysunek 4.1: Wpływ szoków w popycie zagranicznym na zatrudnienie w krajach NMS w okresie 3kw1996-4kw2007



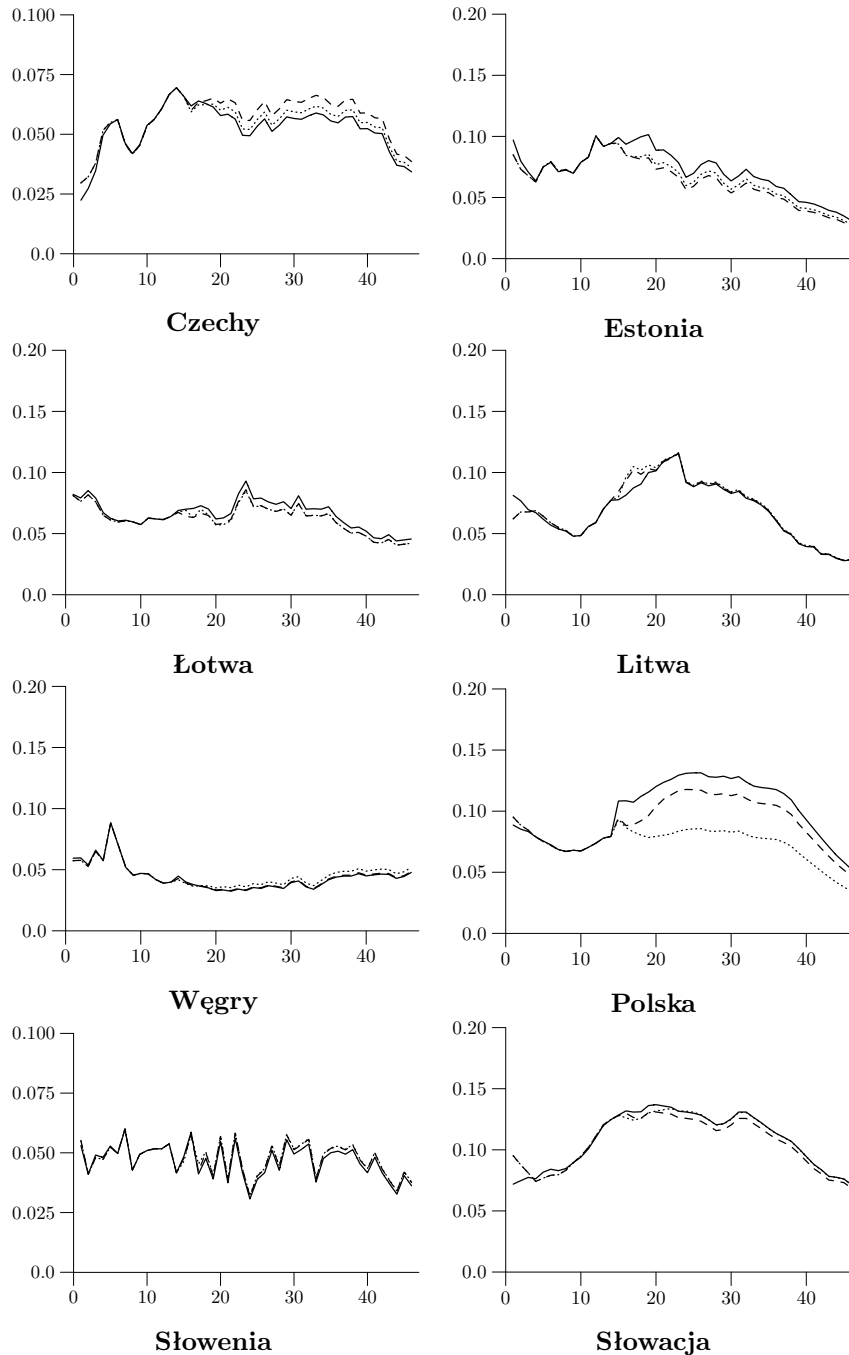
Legenda: linia ciągła – faktyczna trajektoria wskaźnika zatrudnienia; linia przerywana – hipotetyczna trajektoria wskaźnika zatrudnienia przy założeniu braku szoków w handlu z WNP w okresie 1kw1998-4kw2007; linia kropkowana – hipotetyczna trajektoria wskaźnika zatrudnienia przy założeniu braku szoków w handlu z WNP i EU15 w okresie 1kw1998-4kw2007.

Rysunek 4.2: Wpływ szoków w popycie zagranicznym i zaburzeń wynagrodzeń na bezrobocie w krajach NMS w okresie 3kw1996-4kw2007



Legenda: linia ciągła – faktyczna trajektoria wskaźnika bezrobocia; linia przerywana – hipotetyczna trajektoria wskaźnika bezrobocia przy założeniu braku szoków w handlu z WNP w okresie 3kw1998-2kw1999; linia kropkowana – hipotetyczna trajektoria wskaźnika zatrudnienia przy założeniu braku szoków w handlu z WNP i szoków wynagrodzeń w okresie 3kw1998-2kw1999.

Rysunek 4.3: Wpływ szoków popytu na pracę i zaburzeń wynagrodzeń na bezrobocie w krajach NMS w okresie 3kw1996-4kw2007



Legenda: linia ciągła – faktyczna trajektoria wskaźnika bezrobocia; linia przerywana – hipotetyczna trajektoria wskaźnika bezrobocia przy założeniu braku szoków popytu na pracę w okresie 1kw2000-4kw2000; linia kropkowana – hipotetyczna trajektoria wskaźnika zatrudnienia przy założeniu braku szoków popytu na pracę i szoków wynagrodzeń w okresie 1kw2000-4kw2000.

4.2 Syntetyczna ocena elastyczności gospodarek NMS8

W niniejszym artykule przez elastyczność rozumiemy zdolność danego rynku do przywrócenia dawnego bądź osiągnięcia nowego stanu równowagi w następstwie wystąpienia zewnętrznych wobec niego zaburzeń. Rynki nieelastyczne działają zatem nieefektywnie (mniej efektywnie niż rynki elastyczne) poprzez to, że potrzebują dłuższego czasu po wystąpieniu zaburzenia na absorpcję jego bezpośrednich skutków. Metodologię syntetycznej oceny elastyczności rynków pracy i dóbr prezentują szczegółowo Koloch, Lewandowski i Regulski (2008) (dalej KLR 2008) w artykule stowarzyszonym z niniejszym opracowaniem. Z tego względu tutaj ograniczamy się tylko do zacytowania i skomentowania tam opisanych wyników, odsyłając czytelnika zainteresowanego bardziej detalicznym przedstawieniem szczegółów technicznych, do artykułu źródłowego. Autorzy ci wykorzystują oszacowany w niniejszym artykule model SVECM do skonstruowania trzech miar (w tym jednej w dwóch wariantach), służących kolejno do zmierzenia: (1) elastyczności (lub przeciwnie - sztywności) wynagrodzeń realnych (w dwóch ujęciach), (2) elastyczności realokacji czynników produkcji w obliczu szoku produktywności, oraz (3) zdolności do absorpcji przez produkt globalny szoku cen wymiany międzynarodowej.

Pierwsza z wprowadzonych przez w pracy KLR (2008) miar oparta jest o uzyskane w niniejszym opracowaniu oszacowanie relacji kointegrującej (por. podrozdział 2.2), wiążącej ze sobą wynagrodzenia realne, produkt na pracującego, bezrobocie oraz zatrudnienie w krajach NMS8. KLR (2008) wprowadzają wskaźnik zdefiniowany jako przeciętny czas powrotu układu zmiennych do ich atraktora długookresowego, w postaci trajektorii wynagrodzeń realnych wyznaczanych przez oszacowaną relację kointegrującą, warunkowo względem wystąpienia tylko jednego zaburzenia strukturalnego determinującego ewolucję systemu.⁵⁰ Miarę tę Koloch, Lewandowski i Regulski nazywają sztywnością nierównowagi krótkookresowej (w skrócie SNK), prezentując ją w dwóch wersjach. Pierwsza wersja (SNK-1) obliczona jest na podstawie symulacji modelu SVECM z niniejszego artykułu, z uwzględnieniem jedynie innowacji do procesu ustalania płac, czyli kwantyfikuje inercję zaburzeń wynagrodzeń w poszczególnych krajach NMS. Druga wersja (SNK-2) jest syntetyczną miarą sztywności wynagrodzeń w następstwie szoków produk-

⁵⁰ Jak argumentują Koloch, Lewandowski i Regulski (2008) rozłączne rozważenie zdolności wynagrodzeń realnych do powrotu do trajektorii równowagowej warunkowo względem poszczególnych endogenicznych szoków strukturalnych, zidentyfikowanych w historycznych szeregach czasowych w okresie 1996-2007, eliminuje ryzyko mylnej interpretacji obliczonej miary, polegające na tym, że sekwencje szoków strukturalnych w poszczególnych krajach nawzajem się wzmacniały lub niwelowały, przez co obserwowane w danych dla danej gospodarki przeciętne tempa powrotu wynagrodzeń do równowagi średniookresowej obciążone były niepewnością co do stojącego za nimi czynnika, jakim mogła być nie tylko będąca przedmiotem zainteresowania zdolność wynagrodzeń do prędkiej absorpcji szoków, lecz także idiosynkratyczna sekwencja szoków w różnych krajach.

tywności, popytu na pracę i jej podaży, czyli impulsów indukujących konieczność dostosowań po stronie wynagrodzeń realnych.

Drugim syntetycznym indeksem mierzącym elastyczność rynków obliczonym na podstawie oszacowanego tu modelu SVECM, który uwzględniają w swoim artykule KLR 2008, jest indeks zdolności do realokacji czynników produkcji (ZDR), zdefiniowany jako stosunek pomiędzy skumulowanym procentowym odchyleniem bezrobocia do pierwotnej trajektorii w reakcji na jednostkowy strukturalny szok produktywności, do długookresowej reakcji wynagrodzeń realnych w odpowiedzi na ten właśnie szok. Wskaźnik ten Koloch, Lewandowski i Regulski konstruuja w sposób analogiczny do propozycji Balmaseda et al. (2000), którzy za jego pomocą porównali elastyczność rynków pracy w 16 krajach OECD. Wskaźnik ten skonstruowano w ten sposób by jego wyższa wartość oznaczała większą „sztywność” danego rynku.

Trzecią z zaproponowanych przez KLR 2008 miar elastyczności wykorzystujących oszacowany tu model SVECM, jest miara oddająca szybkość absorpcji szoku cenowego (ASC) zdefiniowana jako skumulowana wartość bezwzględnych procentowych różnic między produktem a jego długookresową odpowiedzią na szok cenowy, podzieloną przez proporcję między finalnym a maksymalnym odchyleniem produktu od wyjściowej trajektorii (por. KLR, 2008). Podobnie jak poprzednio, wskaźnik ten został tak skonstruowany, by jego wyższe wartości odpowiadały większej sztywności danej gospodarki w zakresie absorpcji szoku cenowego.

Tablica 4.1: Miary elastyczności rynków pracy i dóbr NMS8

Kraj	SNK-1	SNK-2	ZDR	ASC
Czechy	0.09	0.35	1.00	0.52
Estonia	0.11	0.36	0.36	0.00
Łotwa	1.00	0.72	0.00	0.15
Litwa	0.39	0.68	0.38	0.71
Węgry	0.34	0.18	0.34	1.00
Polska	0.16	0.63	0.21	0.69
Słowenia	0.00	0.03	0.06	0.46
Słowacja	0.24	0.14	0.08	0.16

Uwagi: SNK-1: Sztywność nierównowagi krótkookresowej względem szoków wynagrodzeń; SNK-2: Sztywność nierównowagi krótkookresowej względem szoków popytu, podaży pracy i produktywności; ZDR - Zdolność do realokacji; ASC - Absorpcja szoku cenowego.

Wskaźniki obliczono na podstawie oszacowanego modelu SVECM, znormalizowano do przedziału $<0,1>$, w przypadku SNK-2 miara finalna jest obliczona jako średnia z 3 znormalizowanych indeksów sztywności wynagrodzeń obliczonych warunkowo względem poszczególnych szoków strukturalnych.

Zestawienie wartości wszystkich trzech miar sztywności dla badanych krajów NMS8 prezentujemy w syntetycznej tabeli 4.1, którą można także znaleźć w cytowanej pracy Koloch et al. (2008). Po pierwsze zwraca uwagę, że największą sztywnością wynagrodzeń w okresie 1996-2007 wśród państw NMS8 cechowała się Łotwa, zarówno w odniesieniu do inercji zaburzeń pro-

cesu formowania płac, jak i sztywności wynagrodzeń w reakcji na pozostałe endogeniczne szoki strukturalne. Również na Litwie sztywności te były względnie wyższe niż w pozostałych krajach rozważanej grupy. Na przeciwnym biegunie pod względem elastyczności wynagrodzeń znajdują się Słowenia (w obu ujęciach), Czechy i Estonia w przypadku trwałości szoków wynagrodzeń, oraz Węgry i Słowacja w przypadku reakcji wynagrodzeń na inne szoki. Polska na tym tle lokuje się w środku stawki. Uzyskane wyniki wskazują, że w Polsce inercja szoków wynagrodzeń była relatywnie umiarkowana, lecz sztywność w odpowiedzi na pozostałe szoki strukturalne - dość wysoka. W Polsce wynika to zwłaszcza ze sztywności w odpowiedzi na szoki popytu na pracę. Sztywności te były jednak na tyle duże, że odegrały ważną rolę dla historii ewolucji zatrudnienia i bezrobocia w Polsce po roku 1995.

W istocie rzeczy, przeprowadzone powyżej symulacje modelu SVECM wskazują, że za ewolucję polskiego rynku pracy w latach 1996-2007, w szczególności za odróżniający Polskę od pozostałych krajów UE, znaczny wzrost bezrobocia oraz spadek zatrudnienia w latach 1998-2003 w Polsce wynikał z wystąpienia dwóch epizodów negatywnych szoków:

- spadku popytu zagranicznego w następstwie kryzysu rosyjskiego,
- spadku popytu na pracę na przestrzeni lat 2000-2001.

W obu przypadkach, sztywności wynagrodzeń realne odegrały rolę intensyfikującą negatywny wpływ tych pierwotnych impulsów na wielkość zatrudnienia. Innymi słowy, uzyskane oszacowania wskazują, że jeśli wynagrodzenia w Polsce dostosowywałyby się do spadku zapotrzebowania firm na siłę roboczą w sposób elastyczny, wówczas wzrost bezrobocia na przestrzeni lat 1998-2003 byłby niemal o połowę mniejszy. Model SVECM wskazuje więc, że o ile mechanizmy absorpcji poszczególnych szoków strukturalnych w Polsce przebiegały w rozważanym okresie relatywnie elastycznie - w porównaniu do pozostałych krajów NMS8, stanowiących, ze względu na podobieństwa poziomu rozwoju i dostosowań instytucjonalnych, wręcz jedyną możliwą grupę odniesienia dla takiej oceny - o tyle zidentyfikowane sztywności wynagrodzeń stanowiły niemal główną przeszkodę w adaptacyjności gospodarki polskiej do negatywnych szoków wywierających presję na spadek zatrudnienia i wzrost bezrobocia. Koloch, Lewandowski, Regulski (2008) analizują ten wątek szerzej, poszukując w otoczeniu instytucjonalnym rynków pracy i dóbr czynników stojących za tymi sztywnościami.

Zgodnie z zaprezentowanymi powyżej symulacjami modelu SVECM, pozostałe szoki nie odgrywały większej roli dla zmian na rynku pracy w Polsce w latach 1996-2007. Działo się tak przede wszystkim dlatego, że szoki te w omawianym okresie miały relatywnie małą siłę i zostały w całości zaabsorbowane. Obserwowana zmienność była jednak wystarczająca do tego, by możliwe było oszacowanie odpowiednich miar elastyczności. Po pierwsze, jak również zauważają KLR (2008), zgodnie z uzyskanymi oszacowaniami dla lat

1996-2007, absorpcja szoków produktywności w najmniej elastyczny sposób zachodzi w gospodarce czeskiej, wyraźnie negatywnie odróżniającej się pod tym względem od pozostałych NMS8. Jest to zgodne z omówioną powyżej analizą funkcji reakcji na impuls w postaci szoku produktywności, zgodnie z którą (por. podrozdział 3.2) Czechy są krajem, gdzie koszt przejściowego wzrostu bezrobocia w reakcji na szok produktywności jest relatywnie wysoki. Sprawnie, z takim szokiem radziły sobie Litwa, Estonia i Węgry. Natomiast w takich krajach jak Łotwa, Słowacja i Słowenia "koszt poświęcenia" w kategoriach zakumulowanego przejściowego wzrostu bezrobocia w następstwie szoku produktywności, był w rozważanym okresie najmniejszy. Polska na tym tle prezentuje się jako kraj o przeciętnej zdolności do absorpcji rozważanego zaburzenia.

Przy tym, Koloch, Lewandowski, Regulski (2008) zestawiają indeksy elastyczności realokacji dla Polski i pozostałych krajów NMS8, z analogicznymi miarami zaprezentowanymi w pracy Balmaseda et al. (2000) dla 11 krajów UE. Stanowiący podstawę dla wskaźników KLR (2008) oszacowany w niniejszej pracy panelowo model SVECM na danych kwartalnych za okres 1006-2007, odpowiada na zbliżony zestaw pytań badawczych jak modele prezentowane przez Balmaseda et al. (2000), czyli modele SVAR oszacowane dla 16 krajów OECD na danych rocznych za lata 1950(1954)-1996. Jak argumentowaliśmy w poprzednim rozdziale, uzyskane w obu pracach wyniki wskazują na znaczne podobieństwo transmisji poszczególnych szoków na rynkach pracy obu grup krajów. Jednak różnice między modelami wykluczają metodologicznie uprawomocnione porównywanie konkretnych oszacowań parametrów, a więc również miar obliczonych na podstawie tych oszacowań. Kraje obu grup uporządkować można jednak w sposób widoczny w Tablicy 4.2.

Tablica 4.2: Elastyczności realokacji w krajach NMS8 i wybranych UE15

	UE15	NMS8
Najwyższa elastyczność	Niemcy, Austria, Irlandia, Szwecja	Słowenia, Słowacja, Łotwa
⇓	Wielka Brytania, Holandia, Francja	Polska, Estonia
⇓	Dania, Belgia, Włochy	Litwa, Węgry
Najniższa elastyczność	Hiszpania	Czechy

Opracowanie własne na podstawie KLR (2008)

Ostatnia z zaproponowanych przez KLR (2008) miar opartych o oszacowany w niniejszym artykule model SVECM - zdolność do absorpcji szoku cenowego na podstawie reakcji produktu globalnego - identyfikuje Estonię jako gospodarkę najbardziej elastyczną pod tym kątem, co wynika w dużej mierze z tego, że maksymalne odchylenie produktu realnego od wyjściowej trajektorii jest w przypadku Estonii niwelowane niemal w 1/3. Nieznacznie gorzej wypadają Łotwa i Słowacja. Na drugim biegunie znajdują się Węgry,

a następnie Litwa i Polska, w których jednak przypadku dystans do „najbardziej sztywnej” gospodarki węgierskiej jest większy, niż do plasujących się w połowie stawki Czech i Słowenii.

Jako generalnie najbardziej elastyczne, w oparciu o prezentowane metody pomiaru elastyczności, jawią się Słowenia, Estonia i Słowacja. Pozostałe kraje NMS wydają się być przeciętnie mniej elastyczne, choć każdy z nich w pewnym aspekcie prezentuje się dość dobrze. Przypisując równą wagę każdemu z prezentowanych w powyższej tabeli wskaźników, Polska lokuje się w środku stawki, dość wyraźnie ustępując wymienionym powyżej trzem krajom i nieznacznie dystansując pozostałe. Relatywnie największe znaczenie w przeszłości dla absorpcji zaburzeń makroekonomicznych dotyczących nasz kraj miała nie najwyższa elastyczność płacowa, przedłużająca okres negatywnego oddziaływania na polski rynek pracy zaburzeń o charakterze popytowym.

Wydaje się, że czynników decydujących o tym zróżnicowaniu należy szukać po stronie instytucjonalnej. Wśród prawdopodobnych przyczyn zaobserwowanych różnic można wymienić z jednej strony instytucje wpływające na funkcjonowanie rynku pracy, a z drugiej instytucje regulujące działanie rynku dóbr. Wśród tych pierwszych w literaturze przedmiotu (por. m.in. Blanchard, Wolfers 2000; Amisano, Serati, 2002; Bassanini, Duval, 2006; OECD 2007) wymienia się zwłaszcza (1) model obowiązuje w danym kraju negocjacji płacowych i rolę związków zawodowych, (2) wysokość opodatkowania pracy, (3) elastyczność/sztwność regulacji prawa pracy, (4) skalę i zakres obowiązywania płacy minimalnej, (5) model pasywnej polityki rynku pracy w tym system zasiłków dla bezrobotnych, (6) zakres i jakość aktywnych polityk rynku pracy prowadzonych w danym kraju. Z kolei w zakresie instytucji regulujących rynek dóbr artykuły poświęcone tej problematyce (por. Koloch, Lewandowski i Regulski (2008)) wymieniają zwłaszcza (1) bariery wejścia i wyjścia firm na rynek, (2) regulacje wpływające na funkcjonowanie przedsiębiorstw, (3) regulacje wpływające na intensywność kontaktów z zagranicą w zakresie wymiany handlowej i przepływów kapitałowych, (4) wewnętrzne regulacje decydujące o dostępie do finansowania zewnętrznego w tym regulacje rynków finansowych, (5) skalę bezpośredniej interwencji (np. w postaci ograniczeń wolnej konkurencji) w tym obecności właścicielskiej państwa w gospodarce.

Szczegółowa analiza instytucjonalnych przyczyn leżących za obserwowanym zróżnicowaniem elastyczności gospodarek państw NMS8 wykracza poza zakres niniejszego opracowania. Została ona jednak sporządzona w stowarzyszonym artykule Kolocha, Lewandowskiego i Regulskiego (2008). W tym miejscu możliwe jest przywołanie zamieszczonych tam wyników. Autorzy ci zauważają, że różnorodność instytucjonalnych wymiarów elastyczności sprawia, że nawet państwa przeciętnie oceniane niżej okazują się posiadać względną przewagę w niektórych, choć czasem wąskich obszarach. Nie ma więc gospodarek „idealnie elastycznych” i „idealnie sztywnych”.

Biorąc to pod uwagę można jednak wyciągnąć kilka ogólnych wniosków co do elastyczności gospodarki Polskiej i innych gospodarek regionu. Za gospodarkę dysponującą najbardziej sprzyjającym „elastyczności” otoczeniem instytucjonalnym rynku dóbr w regionie KLR uznają Estonię, która wypada relatywnie korzystnie na tle pozostałych krajów regionu w większości wymienionych powyżej i badanych przez nich obszarów. W zakresie otoczenia przedsiębiorczości dobrą pozycję wykazują również Węgry, Litwa oraz Łotwa. W istocie, jak zauważają KLR w rankingu Doing Business za rok 2008 wszystkie kraje bałtyckie uplasowały się w pierwszej trzydziestce na świecie i ponadto zaliczane są do krajów, które w ostatnich latach osiągnęły największy postęp w obszarze regulacji działalności gospodarczej i warunków prowadzenia biznesu.

Analiza Kolocho, Lewandowskiego i Regulskiego (2008) w najmniej korzystnym (relatywnym) świetle stawia Polskę oraz Słowenię. Autorzy ci uważają jednak, że mimo ogólnie relatywnie gorszej oceny Polska wyróżniała się na tle pozostałych *in-plus* państw NMS8 względnie dojrzałym rynkiem kapitałowym, natomiast Słowenia była liderem w zakresie niewielkich, sprzyjających przedsiębiorczości, barier wejścia i wyjścia. O wypadkowej, relatywnie złej ocenie Polski na tle państw regionu decyduje zdaniem Kolocho et al. (2008) złożenie się słabości w dwóch obszarach: (1) zniechęcającym do pracy systemie transferowo-podatkowym oraz (2) utrudniającym konkurencję na rynku krajowym regulacjom prowadzenia działalności gospodarczej. Wysokie i regresywne względem dochodów gospodarstw domowych stopy zastąpienia w systemie transferów społecznych, oraz wysoki klin podatkowy, przyczyniają się zdaniem Kolocho et al. (2008) do niskiej podaży pracy i w efekcie względnie słabej presji na wynagrodzenia realne w sytuacji nierównowagi na rynku pracy. Konkluzja ta jest zgodna z obserwacjami innych autorów w tym m.in. Bukowskiego et. al. 2006. Dodatkowo KLR 2008 zwracają uwagę, że w Polsce obserwujemy znaczące utrudnienia dla przedsiębiorczości, zwłaszcza w obszarze rozpoczynania działalności gospodarczej, napotykanym ograniczeniach swobody działalności w pewnych koncesjonowanych dziedzinach czy w systemie podatkowym generującym na tle krajów regionu względnie wysoki koszt spełnienia obowiązków fiskalnych. Co więcej, jak podkreślają Kolocho, Lewandowski i Regulski (2008) Polska pod kątem restrykcyjności regulacji rynku produktów przewyższa nie tylko inne nowe kraje członkowskie, lecz również znacznie zamożniejsze Niemcy i Hiszpanię.

Podsumowanie i wnioski dla polityki

Zastosowane w niniejszym artykule kompleksowe podejście do budowy i estymacji modelu SVECM na krótkich szeregach z wykorzystaniem technik panelowych z *quasi-endogenicznie* uwzględnionymi zmiennymi kwantyfikującymi oddziaływanie zagranicy, okazało się być skutecznym narzędziem do analizy historii zaburzeń zewnętrznych i przemian instytucjonalnych małych gospodarek otwartych krajów NMS8 w tym Polski. Powstał ekonometryczny dynamiczny model gospodarki polskiej, który jest znacznie lepiej oszacowany (w sensie mocy estymatorów) niż byłoby to możliwe bez zastosowania homogenicznego panelu krajów regionu. Dzięki analizie dynamicznych własności tego modelu możliwe stało się ocenienie zdolności gospodarek państw środkowo-europejskich - w tym Polski - do absorpcji zaburzeń makroekonomicznych.

W przypadku gospodarki polskiej, rolę głównych czynników indukujących wahania zatrudnienia i bezrobocia przypisujemy załamaniu w handlu zagranicznym w następstwie kryzysu rosyjskiego oraz negatywnemu zaburzeniu popytu na pracę na początku obecnej dekady. W obu tych przypadkach, model wskazuje, iż bezpośrednio negatywne konsekwencje dla sytuacji na rynku pracy wzmocnione zostały przez szok presji na wynagrodzenia, który postrzegać należy jako ich niezdolność do prędkiego dostosowania, czyli obniżenia w obliczu mniejszego zapotrzebowania firm na pracę. Podobną sekwencję zaburzeń i sztywność płac obserwowano również w Czechach, Litwie, Łotwie i Słowacji, zaś w Estonii negatywne konsekwencje spadku popytu na pracę były złagodzone poprzez elastyczne dostosowanie wynagrodzeń.

O ile nie możemy powiedzieć, czy także w przyszłości Polska doświadczy podobnych szoków popytowych, to jednak przygotowanie instytucjonalne na taką ewentualność jest pożądane. Jest to szczególnie ważne w kontekście przyjęcia przez Polskę euro. Operacja ta będzie oznaczać rezygnację z niezależnej polityki monetarnej, a więc wiąże się z eliminacją jednego z podstawowych mechanizmów absorpcji szoków makroekonomicznych. W takiej sytuacji kluczowe jest, by pozostałe mechanizmy absorpcji - zwłaszcza elastyczność rynków pracy i dóbr - były na tyle efektywne, by „zastąpić” w tej roli dostosowania poprzez kanał płynnego nominalnego kursu walutowego

i/lub instrumenty polityki monetarnej.

Warto pamiętać, że jak podkreśla Blanchard (2006), w obliczu aspiracji przystąpienia do strefy euro, rośnie znaczenie zdolności gospodarek do absorpcji zaburzeń zewnętrznych na rynku pracy poprzez elastyczność nominalną i realną wynagrodzeń. A te właśnie czynniki w kapitalnym stopniu decydowały o negatywnych przemianach na polskim rynku pracy w na przestrzeni lat 1996-2007. Zwiększenie elastyczności płacowej w Polsce może nastąpić poprzez z jednej strony uelastycznienie regulacji dotyczących płacy minimalnej, a z drugiej zmianę modelu prowadzonej w Polsce pasywnej polityki rynku pracy w sposób zwiększający zagregowaną podaż pracy (a więc i zmniejszającymi siłę przetargową pracowników). Uzupełnieniem mogłoby być wprowadzenie w system podatkowy rozwiązań preferujących dochód z pracy względem dochodu z innych źródeł. Przykładem takiego rozwiązania jest np. zaproponowana w pracy Bukowski et al. (2006) ulga w postaci wyższego kosztu uzyskania przychodu, która ze swojej konstrukcji zmniejsza opodatkowanie osób pracujących, nie zmieniając opodatkowania świadczeń społecznych - zmienia więc cenę względną między czasem wolnym a pracą, relatywnie zachęcając do pracy a zniechęcając do wypoczynku. Rozszerzenie bazy podatkowej na grupy nieobjęte składkami na ubezpieczenia społeczne i podatkiem dochodowym (głównie rolników) pozwoliłoby także na zmniejszenie krańcowych stóp opodatkowania, czynnika, który wg Kolocho, Lewandowskiego i Regulskiego (2008) negatywnie oddziałuje na zdolność gospodarek NMS8 do absorpcji zaburzeń gospodarczych. Wydaje się to o tyle istotne, że Polska jest jedynym krajem regionu, gdzie w okresie 1996-2007 zarysowała się tendencja wzrostu klina podatkowego obciążającego pracę.

Podobnie, obniżaniu opodatkowania sprzyjałoby zmniejszanie liczby świadczeniobiorców poprzez wydłużenie wieku pozostawania w aktywności zawodowej i zatrudnieniu. Wymaga to w pierwszej kolejności likwidacji wcześniejszych emerytur i wprowadzenia niewielkiego zakresu emerytur pomostowych, a w drugiej także zrównania wieku emerytalnego kobiet i mężczyzn na poziomie 65 lat. O ile pod względem elastyczności prawa pracy Polska lokuje się przeciętnie na tle innych państw regionu i OECD (por. np. Baranowska i Lewandowski (2008)) to jednak złagodzenie pewnej części regulacji kodeksowych zwłaszcza w obszarze zwolnień grupowych sprzyjałoby zwiększeniu elastyczności i adaptacyjności polskiego rynku pracy do zaburzeń makroekonomicznych.

Co więcej, w ramach unii walutowej elastyczność wynagrodzeń realnych i ich kształtowanie - na poziomie branż i całej gospodarki - zgodnie z ewolucją produktywności pracy w danym sektorze i ogółem, staje się głównym kanałem zapewniającym konkurencyjność międzynarodową. Świadczy o tym z jednej strony przykład Niemiec, gdzie zamrożenie nominalnych wynagrodzeń w szerokich obszarach gospodarki pozwoliło na odzyskanie konkurencyjności utraconej po zjednoczeniu państwa, zaś z drugiej - przedłużające się spowolnienie gospodarcze w Portugalii, w trakcie którego dysproporcja

pomiędzy tempem wzrostu wynagrodzeń a dynamiką wydajności pracy była znaczna. Sytuacje obu tych krajów odróżnia w dużej mierze mode dialogu społecznego, w którym - w świetle przyjęcia wspólnej europejskiej waluty - kwestie internalizacji efektów zewnętrznych presji na wynagrodzenia realne powinny mieć kluczowe znaczenie. Potencjał osiągnięcia konsensusu między partnerami społecznymi w tym zakresie w dużej mierze określa możliwość zsynchronizowanego dostosowania wynagrodzeń do poziomów korespondujących z produktywnością pracy. Zarówno w Irlandii, jak i Danii czy Hiszpanii - krajach zdolnych do podjęcia skoordynowanych pro wzrostowych działań, możliwe było zawarcie szerokich umów społecznych.

Wydaje się, że świadomość tego rodzaju wymagań w ramach polskiego dialogu społecznego jest relatywnie niska. Pożądane jest uwzględnienie w jego zakresie przedmiotowym wyzwań stawianych przez kolejne etapy integracji europejskiej zarówno na poziomie makroekonomicznym - o czym mowa powyżej - jak i na poziomie mikroekonomicznym - wyposażania uczestników rynku pracy w instrumenty i umiejętności niezbędne dla indywidualnej adaptacyjności do przemian gospodarczych.

Odrębnym obszarem działań, w którym reformy deregulacyjne, szczególnie sprzyjałyby wzmocnieniu polskiej gospodarki w kontekście wprowadzenia euro są regulacje rynku produktów, których restrykcyjność, zgodnie z cytowanymi konkluzjami KLR 2008 przewyższa nie tylko inne nowe kraje członkowskie, lecz również znacznie zamożniejsze Niemcy i Hiszpanię. Redukcja rozproszonych po obowiązującym w Polsce systemie instytucjonalno-prawnym utrudnień dla przedsiębiorczości, zwłaszcza w obszarze rozpoczęcia działalności gospodarczej, napotykanym ograniczeniach swobody działalności w pewnych koncesjonowanych dziedzinach czy w systemie podatkowym generującym na tle krajów regionu względnie wysoki koszt spełnienia obowiązków fiskalnych, pozwoliłaby na osiągnięcie największej relatywnej poprawy i lepsze przygotowanie polskiej gospodarki do momentu wprowadzenia wspólnej waluty.

Dodatek A

Wektorowy strukturalny model korekty błędem dla danych panelowych

A.1 Wprowadzenie

W niniejszym rozdziale przedmiotem zainteresowania jest model statystyczny dla panelowego wektorowego procesu stochastycznego zintegrowanego w stopniu co najwyżej pierwszym. Pod pojęciem wektorowego m -wymiarowego procesu stochastycznego rozumiemy ciąg $\{y_t, t = 1, 2, \dots\}$ m -wymiarowych zmiennych losowych o wartościach w \mathfrak{R}^m dla pewnego naturalnego m . Wektory z \mathfrak{R}^m zapisywać będziemy kolumnowo. Pod pojęciem procesu panelowego rzędu N rozumiemy ciąg $\{y_t, t = 1, 2, \dots\}$, gdzie $y_t = \text{vec}(y_t^1, y_t^2, \dots, y_t^N)$ oraz y_t^n , dla $n = 1, 2, \dots, N$, jest wektorowym m -wymiarowym procesem stochastycznym. Operator vec jest operatorem wektoryzacji, tzn. $\text{vec}(v_1, v_2, \dots, v_N) = (v_1^T, v_2^T, \dots, v_N^T)^T$ dla $v_i \in \mathfrak{R}^m$, $i = 1, 2, \dots, N$, oraz naturalnego m . Procesy y_t^n nazywać będziemy jednostkami panelu y_t . Proces panelowy jest procesem wektorowym i na odwrót. Wykorzystujemy oba pojęcia dla ułatwienia zapisu oraz dla podkreślenia struktury procesu tworzącego dane. Nie prowadząc do nieporozumień przez y_t oznaczać będziemy zarówno realizację procesu (wektorowego lub panelowego) $\{y_t, t = 1, 2, \dots\}$ w okresie t , jak i sam proces. Wymagając od m -wymiarowego procesu wektorowego y_t zintegrowania w stopniu co najwyżej pierwszym wymagamy, aby wśród m rzeczywistych zmiennych losowych tworzących y_t znajdowały się tylko zmienne stacjonarne, względnie wokół trendu liniowego, lub przyrostostacjonarne. W przypadku, gdy przynajmniej dwie zmienne w y_t nie są stacjonarne, zakładamy ich liniową kointegrację, czyli istnienie ich kombinacji liniowej, która jest stacjonarna, względnie wokół trendu liniowego. Proces taki nazywamy skointegrowanym. Wymagając od procesu panelowego zintegrowania w stopniu co najwyżej pierwszym, wymagamy, aby procesy wektorowe go tworzące

takie były. Przyjmujemy, że procesy wchodzące w skład różnych jednostek panelu nie kointegrują. Oznacza to, że jeśli w danych ma miejsce międzygrupowa kointegracja, to popełniany jest błąd specyfikacji, por. Banerjee et al. (2004). Proces panelowy jest więc skointegrowany, gdy procesy wektorowe go tworzące są skointegrowane i procesy wchodzące w skład różnych jednostek panelu nie kointegrują. Nie jest to restrykcyjne założenie i w ramach przyjętej specyfikacji modelu statystycznego i procedury jego estymacji można je łatwo, także technicznie, osłabić.

W tym rozdziale przedstawiamy model statystyczny dla panelowego procesu wektorowego zintegrowanego w stopniu co najwyżej pierwszym zakładając jego liniowe skointegrowanie, czyli wektorowy model korekty błędem dla danych panelowych. Proponujemy dwuetapową i bazującą na uogólnionej metodzie najmniejszych kwadratów procedurę estymacji zredukowanej postaci takiego modelu. Proponowana procedura jest rozszerzeniem do przypadku panelowego procedury rozważanej w Ahn i Reinsel (1990) oraz Saikonnen (1992). Podobną dwustopniową procedurę, również bazującą na zastosowaniu wariantu metody najmniejszych kwadratów do estymacji bazy przestrzeni kointegrującej, znaleźć można w pracy Breitung (2005). Proponowana tutaj procedura, obok technicznej implementacji, różni się jednak od wspomnianej w wymiarze koncepcyjnym. Po pierwsze w pracy Breitung (2005), analogicznie jak w artykule Levin (2002), w pierwszym z dwóch etapów estymacji szacowane są specyficzne dla jednostek panelu parametry krótkookresowej dynamiki powrotu do ścieżki atrakcji procesu, w drugiej natomiast wspólna dla wszystkich jednostek panelu baza przestrzeni kointegrującej, przy czym estymacja w pierwszym kroku nie bierze pod uwagę restrykcji uwzględnionych w drugim. Uspójnienie obydwu etapów procedury może potencjalnie poprawić własności małopróbkowe estymatora. W proponowanej tutaj procedurze w pierwszym kroku następuje estymacja indywidualnych parametrów korekty równowagi przy warunku wspólnej bazy przestrzeni kointegrującej. W drugim natomiast odbywa się estymacja wspólnych dla jednostek panelu wektorów bazowych przestrzeni kointegrującej, przy założeniu wyników z kroku pierwszego. Następnie ma miejsce estymacja pozostałych parametrów modelu. W tym kroku możliwa jest także ponowna estymacja parametrów korekty równowagi. W takim przypadku mówimy o dwustopniowej procedurze z korektą.

Po drugie, w pracy Breitung (2005) autor sugeruje przeprowadzenie estymacji w pierwszym kroku dla każdej z jednostek panelu z osobna z zastosowaniem np. estymatora metody największej wiarygodności Johansena (1995) lub, w przypadku jednowymiarowej przestrzeni kointegrującej, procedury Engle i Grangera (1987). Autorzy niniejszej pracy zainteresowani są przede wszystkim uzyskaniem estymatora o dobrych własnościach w małej próbie. W tym kontekście należy wskazać, że w pracy Breitung (2005) przykład empiryczny dotyczy panelu 21 krajów z danymi kwartalnymi od 1975 roku. Autorzy tego opracowania estymują model na panelu 8 krajów i da-

nych kwartalnych od 1996 roku, co jest typową długością szeregu czasowego (ok. 50 obserwacji) w przypadku Polski. W proponowanej tutaj procedurze obydwie etapy oparte są na estymacji panelowej. Dodatkowo, zważywszy na uwagi poczynione w dalszej części niniejszego rozdziału, oba etapy oparte zostały na wariancie uogólnionej metody najmniejszych kwadratów. Oczywiście nie twierdzimy, że podejście zaprezentowane w Breitung (2005) jest błędne. Proponowana tam procedura nie wpływa na asymptotyczną efektywność estymatora bazy przestrzeni kointegrującej, gdyż ta wymaga asymptotycznej zgodności estymatora parametrów dynamiki krótkookresowej, co ma miejsce. Koloch i Szufel (2008) pokazują jednak na drodze eksperymentów symulacyjnych, że w małych próbach, w szczególności dla szeregów czasowych liczących ok. 50 obserwacji, proponowany w niniejszej pracy estymator ma lepsze własności, tj. charakteryzuje się mniejszym obciążeniem i wyższą mocą testów istotności.

Proponowana procedura w obydwu etapach wykorzystuje panelowy wariant estymatora uogólnionej metody najmniejszych kwadratów z estymacją, tj. panelowy estymator uogólnionej metody najmniejszych kwadratów Aitkena. Rozkład asymptotyczny tego estymatora jest taki sam jak estymatora metody największej wiarygodności, por. Reinsel (1993), jednak, jak pokazują Brüggemann i Lütkepohl (2004) dla przypadku niepanelowego, własności małopróbkowe tych dwóch estymatorów mogą być zupełnie inne. Rezygnujemy z podejścia nieparametrycznego, jak np. prezentowany w Phillips i Moon (1999) estymator FMOLS (ang. *Fully Modified Ordinary Least Squares*), zważywszy na jego problemy w przypadku procesów z pierwiastkiem o module bliskim jedności, por. Perron i Ng (1996), oraz na jego niepożądane własności w małych próbach, por. Pedroni (2000). Rezygnujemy także z panelowego rozszerzenia metody Johansena (1995), por. np. Pesaran et al. (1999). Brüggemann i Lütkepohl (2004) oraz Hansen (1998) w drodze symulacji Monte Carlo pokazują, w przypadku niepanelowym, że procedura oparta na metodzie największej wiarygodności produkuje czasem w małej próbie oszacowania dalekie od prawdziwych wartości parametrów. Wskazują oni, że estymator oparty na uogólnionej metodzie najmniejszych kwadratów ma znacznie lepsze własności w tym kontekście. Także Phillips (1994) wskazuje na małopróbkowe problemy estymatorów bazujących na metodzie największej wiarygodności. Inne metody estymacji panelowych modeli kointegrujących procesów wektorowych bazujące na metodzie największej wiarygodności proponują Larsson i Lyhagen (1999) oraz Groen i Kleibergen (2003). W drugim z tych artykułów autorzy sugerują zastosowanie iteratywnej uogólnionej metody momentów do maksymalizacji funkcji wiarygodności, w pierwszym natomiast proponowany jest algorytm przełącznikowy. Jednak, jak wskazuje Breitung (2005), nic nie wiadomo o własnościach procesu zbieżności tych metod.

A.2 Specyfikacja

A.2.1 Postać zredukowana

Dla każdego z N m -wymiarowych procesów wektorowych y_t^n , $n=1,2,\dots,N$ rozważamy model postaci:

$$\Delta y_t^n = \Pi^n y_{t-1}^n + \sum_{p=1}^P \Gamma_p \Delta y_{t-p}^n + \sum_{q=0}^Q \Omega_q^n \theta_{t-q}^n + d^n + \xi_t^n \quad (\text{A.2.1})$$

gdzie Π^n , Γ_p , Ω_q^n są stałymi macierzami, d^n jest stałym wektorem odpowiedzialnym za trend w poziomie procesu y_t^n , natomiast ξ_t^n ma rozkład $N(0, \Sigma_n)$. Przyjmijmy, że procesy y_t^n tworzą proces panelowy y_t . Specyfikacja (A.2.1) stanowi, że macierz relacji kointegrujących Π^n , macierze Ω_q^n współczynników stojących przy zmiennych egzogenicznych oraz wektor efektów indywidualnych d^n mogą różnić się między jednostkami panelu, natomiast macierze Γ_p współczynników stojących przy opóźnionych przyrostach zmiennych endogenicznych są wspólne dla wszystkich jednostek panelu. Nie jest to restrykcyjne założenie i w ramach przyjętej specyfikacji i procedury estymacji łatwo, także technicznie, można je zmienić. Zakładamy, że zróżnicowanie macierzy Π^n pomiędzy jednostkami panelu wynika z dekompozycji $\Pi^n = \alpha^n \Lambda^T$, gdzie α^n , $n = 1,2,\dots,N$, i Λ są $m \times r$ macierzami współczynników korekty równowagi i wektorów bazowych przestrzeni kointegrującej odpowiednio. Liczba $0 \leq r \leq m$ jest wymiarem przestrzeni kointegrującej. Dla $0 < r < m$ dekompozycja macierzy relacji kointegrujących na iloczyn macierzy α^n , która może się różnić między jednostkami panelu, oraz wspólnej dla wszystkich jednostek panelu macierzy Λ definiującej ścieżkę atrakcji procesu y_t^n oznacza założenie, że wszystkie jednostki mają wspólną przestrzeń relacji długookresowych, jednak mogą się różnić siłą i prędkością powrotu do relacji równowagowych, który ma miejsce gdy tylko $y_t^T \Lambda \neq A(t)$, gdzie $A(t)$ oznacza atraktor procesu y_t^n w chwili t .⁵¹ Przypadek $r = 0$ implikuje zerową macierz Π^n dla $n = 1,2,\dots,N$ i oznacza brak kointegracji. Model (A.2.1) redukuje się wtedy do panelowego modelu autoregresji wektorowej dla przyrostów zmiennych endogenicznych Δy_t^n , które są w tym przypadku stabilne. Przypadek $r = m$ oznacza, że procesy y_t^n są stabilne i model (A.2.1) redukuje się do panelowego modelu autoregresji wektorowej dla procesów y_t^n . Interesuje więc nas przypadek $0 < r < m$, co zakładamy w dalszej części pracy.

Przed wyprowadzeniem skumulowanego zapisu modelu (A.2.1) procesu panelowego y_t zauważmy, że rozpisanie (A.2.1) dla składowych $y_{i,t}^n$, $i =$

⁵¹W przypadku procesu bez trendu mamy $A(t) = A = \Gamma_{\perp}$.

1,2,...,m, procesów y_t^n , $n = 1,2,\dots,N$, daje:

$$\Delta y_{i,t}^n = \sum_{j=1}^m y_{j,t-1}^n \pi_{i,j}^n + \sum_{p=1}^P \sum_{j=1}^m \gamma_{i,j}^p \Delta y_{j,t-p}^n + \sum_{q=0}^Q \sum_{j=1}^m \omega_{i,j}^{n,q} \theta_{j,t-q}^n + d_i^n + \xi_{i,t}^n \quad (\text{A.2.2})$$

gdzie $\pi_{i,j}^n$ jest elementem (i,j) macierzy Π^n , $\gamma_{i,j}^p$ jest elementem (i,j) macierzy Γ_p , $\omega_{i,j}^{n,q}$ jest elementem (i,j) macierzy Ω_q^n , d_i^n jest i-tym elementem wektora d^n , $y_{j,t-p}^n$ i $\theta_{j,t-q}^n$ są j-tymi elementami wektorów y_{t-p}^n i θ_{t-q}^n odpowiednio, natomiast $\xi_{i,t}^n$ jest i-tym elementem wektora ξ_t^n . Model (A.2.1) można więc zapisać dla n-tej jednostki panelu w następujący sposób:

$$\Delta y_t^n = Y_{t-1}^n \pi^n + \Delta X_{t-1}^n \gamma + \Theta_t^n \omega^n + d^n + \xi_t^n \quad (\text{A.2.3})$$

gdzie $Y_{t-1}^n = I \otimes (y_{t-1}^n)^T$, $\pi^n = \text{vec}((\Pi^n)^T)$, $X_{t-1}^n = I \otimes (\text{vec}(y_{t-1}^n, y_{t-2}^n, \dots, y_{t-P}^n))^T$, $\gamma = \text{vec}((\Gamma)^T)$ dla $\Gamma = (\Gamma_1, \Gamma_2, \dots, \Gamma_P)$, $\Theta_t^n = I \otimes (\text{vec}(\theta_t^n, \theta_{t-1}^n, \dots, \theta_{t-Q}^n))^T$, natomiast $\omega^n = \text{vec}((\Omega^n)^T)$ dla $\Omega^n = (\Omega_0^n, \Omega_1^n, \dots, \Omega_Q^n)$. Dekompozycja wektora π^n zgodna z przyjętą faktoryzacją macierzy Π^n na iloczyn $\alpha^n \Lambda^T$ jest następująca:

$$\pi^n = \alpha_*^n \beta$$

gdzie $\beta = \text{vec}(\Lambda^T)$, natomiast $\alpha_*^n = \text{mvec}(A_1^n, A_2^n, \dots, A_m^n)$, gdzie dla $i=1,2,\dots,m$ oznaczono $A_i^n = \text{mdia}\underbrace{\text{g}(e_i \alpha_i^n, e_i \alpha_i^n, \dots, e_i \alpha_i^n)}_{m\text{-razy}}$. Operator *mvec* jest macie-

rzowym uogólnieniem operatora wektoryzacji, tzn. dla układu k macierzy A_1, A_2, \dots, A_k wymiaru $m \times n$ każda zdefiniowany jest następująco: $\text{mvec}(A_1, A_2, \dots, A_k) = \sum_{i=1}^k (E_i \otimes (A E_i))$, gdzie $A = [A_1 \mid A_2 \mid \dots \mid A_k]$, $E_i = e_i \otimes I_n$ dla $i = 1,2,\dots,k$, gdzie e_i jest i-tym wersorem przestrzeni \mathfrak{R}^k a I_n jest macierzą jednostkową rzędu n.⁵²

Operator *mdia*g jest macierzowym uogólnieniem operatora budowy macierzy diagonalnej, tzn. dla układu k macierzy A_1, A_2, \dots, A_k wymiaru $m \times n$ każda zdefiniowany jest następująco: $\text{mdia}\text{g}(A_1, A_2, \dots, A_k) = \sum_{i=1}^k (E_{i,i} \otimes (A E_i))$, gdzie $A = [A_1 \mid A_2 \mid \dots \mid A_k]$, $E_i = e_i \otimes I_n$ oraz $E_{i,i} = e_i e_i^T$ dla $i = 1,2,\dots,k$, gdzie e_i jest i-tym wersorem przestrzeni \mathfrak{R}^k a I_n jest macierzą jednostkową rzędu n.

Ostatecznie skumulowany zapis modelu (A.2.1) dla procesu panelowego y_t jest następujący:

$$\Delta y_t = Y_{t-1} \pi + \Delta X_{t-1} \gamma + \Theta_t \omega + D + \xi_t \quad (\text{A.2.4})$$

gdzie $y_t = \text{vec}(y_t^1, y_t^2, \dots, y_t^N)$, $Y_{t-1} = \text{mdia}\text{g}(Y_{t-1}^1, Y_{t-1}^2, \dots, Y_{t-1}^N)$, $\pi = \text{vec}(\pi^1, \pi^2, \dots, \pi^N)$, $X_{t-1} = \text{mvec}(X_{t-1}^1, X_{t-1}^2, \dots, X_{t-1}^N)$, $\Theta_t = \text{mdia}\text{g}(\Theta_t^1, \Theta_t^2, \dots, \Theta_t^N)$, $\omega = \text{vec}(\omega^1, \omega^2, \dots, \omega^N)$

⁵²Operator *mvec* można alterantywnie zdefiniować dla układu k macierzy A_1, A_2, \dots, A_k wymiaru $m \times n$ każda w następujący sposób: $\text{mvec}(A_1, A_2, \dots, A_k) = [(e_1 A)^T, (e_2 A)^T, \dots, (e_n A)^T]$, gdzie $A = [A_1^T \mid A_2^T \mid \dots \mid A_k^T]$, natomiast e_i , $i = 1,2,\dots,n$ jest i-tym wersorem przestrzeni \mathfrak{R}^n .

$D = vec(d^1, d^2, \dots, d^N)$, natomiast $\xi_t = vec(\xi_t^1, \xi_t^2, \dots, \xi_t^N)$. Rozkład wektora π zgodny z przyjętymi rozkładami wektorów π^n na iloczyn $\alpha_*^n \beta$, $n = 1, 2, \dots, N$, jest następujący $\pi = \alpha_* \beta$, gdzie $\alpha_* = mvec(\alpha_*^1, \alpha_*^2, \dots, \alpha_*^N)$.

Podkreślmy, że zmiana specyfikacji (A.2.1) pod kątem tego, które parametry mają być wspólne dla panelu, a które specyficzne dla poszczególnych jego jednostek, technicznie odbywa się przy zapisie skumulowanym (A.2.4) przez zastosowanie operatora *mvec* - dla parametrów, które mają być wspólne - lub operatora *mdiag* - dla parametrów, które mogą różnić się między jednostkami panelu.

Z założenia co do rozkładu składnika losowego ξ_t^n wynika, że składnik losowy modelu (A.2.4) ma rozkład $N(0, \Sigma)$, przy czym blokowo-diagonalnymi elementami macierzy Σ są kolejno macierze $\Sigma_1, \Sigma_2, \dots, \Sigma_N$.

Dla realizacji procesu y_t pochodzących z okresów $t = 1, 2, \dots, T$ model (A.2.4) zapisujemy w następujący sposób:

$$\Delta Y = Y_{-1} \pi + \Delta X_{-1} \gamma + \Theta \omega + \Xi \quad (\text{A.2.5})$$

gdzie $Y = vec(Y_T, Y_{T-1}, \dots, Y_{K+1})$, $Y_{-1} = mvec(Y_{T-1}, Y_{T-2}, \dots, Y_K)$, $X_{-1} = mvec(X_{T-1}, X_{T-2}, \dots, X_K)$, $\Theta = mvec(\Theta_T, \Theta_{T-1}, \dots, \Theta_K)$, natomiast $\Xi = mvec(\Xi_T, \Xi_{T-1}, \dots, \Xi_{K+1})$, gdzie $K = \max(P, Q)$.

A.2.2 Postać strukturalna

Modele postaci (A.2.1) dla procesów y_t^n , $n = 1, 2, \dots, N$ są modelami w postaci zredukowanej, więc każdy z nich może odpowiadać wielu modelom strukturalnym. Przez model strukturalny rozumiemy model, którego składnik losowy ma diagonalną macierz kowariancji i nie podlega on autokorelacji. Ponieważ macierz kowariancji składnika losowego ξ_t^n może mieć niezerowe elementy poza diagonalą, standardowo zostanie on zdekomponowany na macierz przejścia B oraz składnik losowy u_t^n posiadający jednostkową macierz kowariancji. Taki składnik losowy nazywamy szokiem strukturalnym, w odróżnieniu od szoku skorelowanego ξ_t^n , którego każdy element jest kombinacją liniową szoków strukturalnych. Z technicznego punktu widzenia, ponieważ innowacje strukturalne u_t^n są nieznanne, identyfikacja macierzy B w rozkładzie $\xi_t^n = B u_t^n$ wymaga nałożenia na nią restrykcji identyfikujących. Restrykcje identyfikujące macierz B , poza technicznym aspektem oszacowania jej elementów, umożliwiają identyfikację, tj. odróżnienie od siebie, szoków strukturalnych. Z tego punktu widzenia pożądana jest ekonomiczna interpretacja tych restrykcji, tj. strukturalizacja modelu. W niniejszym rozdziale przedstawiamy sposób uwzględnienia w modelu (A.2.1) ekonomicznie interpretowalnych restrykcji identyfikujących macierz B . Restrykcje te dotyczą krótko- i długookresowego wpływu egzogenicznych szoków strukturalnych ξ_t^n na proces y_t^n .

Punktem wyjścia jest model (A.2.1) procesu kointegrującego y_t^n :

$$\Delta y_t^n = \Pi^n y_{t-1}^n + \sum_{p=1}^P \Gamma_p \Delta y_{t-p}^n + d^n + \xi_t^n$$

gdzie o obserwowanym, skorelowanym składniku losowym ξ_t^n , $n = 1, 2, \dots, N$, zakładamy, że jest iloczynem:

$$\xi_t^n = B^n u_t^n \quad (\text{A.2.6})$$

kwadratowej nieosobliwej macierzy B^n zadającej natychmiastową propagację szoków strukturalnych n -tej jednostki panelu oraz nieobserwowalnego procesu generującego szoki strukturalne dla tej jednostki u_t^n . Przyjmujemy, że składnik losowy u_t^n ma rozkład $N(0, I_m)$, gdzie I_m m -wymiarową macierzą jednostkową. O macierzy B^n mówimy, że identyfikuje szoki strukturalne u_t^n ponieważ znając tę macierz można je wyznaczyć z zależności (A.2.6) przy znajomości szoków skorelowanych będących resztami w oszacowanej postaci zredukowanej modelu. Model zakładający strukturalizację postaci (A.2.6) nazywa się B-modelem.

Posiadając reprezentację (A.2.3) i przy spełnieniu pozostałych założeń twierdzenia Grangera o reprezentacji procesu skointegrowanego, proces y_t^n posiada reprezentację średniej ruchomej Beveridge'a-Nelsona, tj. może być wyrażony w następujący sposób:

$$y_t^n = \sum_{i=1}^t E^n \xi_i^n + \sum_{i=0}^{\infty} E_i^n \xi_{t-i}^n + \tilde{y}_0^n \quad (\text{A.2.7})$$

gdzie:

$$E^n = \beta_{\perp} [(\alpha_{\perp}^n)^T (I_m - \sum_{p=1}^{P-1} \Gamma_p) \beta_{\perp}]^{-1} (\alpha_{\perp}^n)^T \quad (\text{A.2.8})$$

jest macierzą zadającą trwały wpływ szoków ξ_i^n , $i = 1, 2, \dots, t$ na proces y_t^n , natomiast zbiegające przy $i \rightarrow \infty$ do zera macierze E_i^n zadają ich wpływ przejściowy, a \tilde{y}_0^n zawiera wartości początkowe procesu y_t^n . Założenia twierdzenia Grangera zapewniają, że występująca we wzorze (A.2.7) suma nieskończona jest dobrze określona. Macierz E_i^n ma rząd równy $m-r$, więc definiuje $m-r$ wspólnych trendów procesu y_t^n , które dane są pierwszym składnikiem sumy w (A.2.7). Ze względu na przyjętą dekompozycję $\xi_t^n = B^n u_t^n$, iloczyn $E^n B^n$ zadaje trwały wpływ szoków strukturalnych u_t^n na proces y_t^n . Ponieważ macierz B^n jest nieosobliwa, macierz $E^n B^n$ ma także rząd równy $m-r$. Oznacza to, że spośród m elementów szoku strukturalnego u_t^n nie więcej niż r może mieć przejściowy wpływ na proces y_t^n , gdyż macierz $E^n B^n$ można sprowadzić operacjami elementarnymi do postaci o co najwyżej r niezerowych kolumnach. Analogicznie, spośród m elementów szoku strukturalnego u_t^n co najmniej $m-r$ ma trwały wpływ na proces y_t^n .

Szoki strukturalne u_t^n i szoki skorelowane ξ_t^n łączą zależność (A.2.6). Element j-ty, $j=1,2,\dots,m$, procesu wektorowego u_t^n nazywać będziemy j-tym szokiem strukturalnym, szokiem strukturalnym do j-tej zmiennej lub po prostu szokiem strukturalnym, gdy nie prowadzi to do nieporozumień. Ponieważ posiadamy oszacowania tylko tych drugich - jako reszty z modelu (A.2.5), identyfikacja szoków strukturalnych, tj. wyliczenie ich z zależności (A.2.6), wymaga nałożenia na macierz B co najmniej m^2 restrykcji identyfikujących. Ze względu na fakt, że szoki skorelowane mają rozkład $N(0, I_m)$, ich macierz kowariancji wyraża się dekompozycją

$$\Sigma_n = BB^T \quad (\text{A.2.9})$$

która nakłada na macierz B , ze względu na symetryczność macierzy Σ_n , $\frac{m(m+1)}{2}$ restrykcji. Pozostałe $\frac{m(m-1)}{2}$ liniowo niezależnych restrykcji nakładamy zerując wybrane elementy macierzy B lub EB . Wyzerowanie elementu (i,j) , $i,j=1,2,\dots,m$, macierzy B oznacza, że zaistniały w okresie t j-ty szok strukturalny procesu u_t^n (j-ty element u_t^n) nie ma wpływu na i -tą zmienną procesu y_t^n w tym samym okresie. Szoki strukturalne do j-tej zmiennej mogą w tym przypadku oddziaływać na zmienną i -tą tylko poprzez pozostałe zmienne z co najmniej jednookresowym opóźnieniem. Wyzerowanie elementu (i,j) macierzy EB oznacza, że wpływ zaistniałego w okresie t j-tego szoku strukturalnego procesu u_t^n na i -tą zmienną procesu y_t^n wygasa w okresach $t+\Delta$ przy $\Delta \rightarrow \infty$. Restrykcje zapisane są w postaci:

$$Svec(B) = 0 \quad (\text{A.2.10})$$

gdzie S jest macierzą zadającą restrykcje krótkookresowe oraz:

$$Lvec(EB) = 0 \quad (\text{A.2.11})$$

gdzie L jest macierzą zadającą restrykcje długookresowe.

Restrykcje uwzględnione w (A.2.10) i (A.2.11) muszą być nałożone tak, by spełniony był warunek równoważny lokalnej identyfikowalności macierzy B , tzn. rząd macierzy $mvec(2(D_m^T D_m)^{-1} D_m^T (B \otimes I_m), L, S)$ musi być równy m^2 , gdzie D_m oznacza macierz duplikującą rzędu m . Warunek ten oznacza, że w (A.2.10) i (A.2.11) w sumie należy nałożyć $\frac{m(m-r)}{2}$ liniowo niezależnych restrykcji zerujących. W literaturze, por. np. King (1991), często przyjmuje się, że r kolumn macierzy EB jest zerowych, co oznacza, w zgodzie z r wymiarową przestrzenią kointegrującą, że r spośród m szoków strukturalnych nie ma permanentnego wpływu na proces y_t^n , natomiast pozostałe $m-r$ szoków może mieć charakter permanentny. Zauważmy jednak, że ponieważ rząd macierzy EB jest równy $m-r$, wyzerowanie r kolumn tej macierzy daje w sumie $r(m-r)$ liniowo niezależnych restrykcji. Identyfikacja szoków o efektach przejściowych wymaga (ponieważ jest ich r) nałożenia na macierz B co najmniej $\frac{r(r-1)}{2}$ liniowo niezależnych restrykcji. Analogicznie, identyfikacja

m-r szoków permanentnych wymaga nałożenia na macierz B i/lub macierz EB co najmniej $\frac{(m-r)(m-r-1)}{2}$ kolejnych liniowo niezależnych restrykcji. W sumie daje to żądane $\frac{m(m-r)}{2}$ restrykcji.

A.3 Estymacja

Estymacja modelu (A.2.1) przy schemacie strukturalizacji (A.2.6) przebiega w dwóch etapach. W pierwszym kroku estymowany jest model zredukowany (A.2.1). Opis procedury niezwiązanej estymacji macierzy α_* , wektorów β i γ oraz macierzy kowariancji Σ zawiera się w paragrafie (A.3.1), natomiast w paragrafie (A.3.2) przedstawiamy estymację związaną tych macierzy przy nałożeniu liniowych restrykcji na ich elementy. Procedurę estymacji macierzy B oraz EB z uwzględnieniem restrykcji identyfikujących schemat strukturalizacji (A.2.6) zawiera paragraf (A.3.3).

A.3.1 Estymacja modelu zredukowanego

Przedmiotem estymacji jest model w postaci zredukowanej (A.2.5):

$$\Delta Y = Y_{-1}\pi + \Delta X_{-1}\gamma + \Xi$$

przy czym $\pi = \alpha_*\beta$. Estymacja przebiega w dwóch etapach, z czego pierwszy składa się z dwóch kroków. W pierwszym kroku pierwszego etapu estymowane są współczynniki korekty równowagi, tj. elementy macierzy α_* , przy warunku, że baza przestrzeni kointegrującej, tj. wektor β , jest wspólna dla wszystkich jednostek panelu. W drugim kroku estymowany jest wektor β przy założeniu, że macierz α_* dana jest wynikiem estymacji pierwszego kroku. W drugim etapie procedury estymujemy wektor γ przy warunku $\pi = \hat{\pi} = \hat{\alpha}_*\hat{\beta}$. W tym etapie możliwa jest także reestymacja macierzy α_* . Pierwszy etap rozpoczyna oszacowanie wektora π i jego faktoryzacji $\hat{\pi} = \hat{\alpha}_*\hat{\beta}$. Wymaga się przy tym, jak w paragrafie (A.2.1), aby

$$\alpha_* = mvec(\alpha_*^1, \alpha_*^2, \dots, \alpha_*^N)$$

gdzie, dla $n = 1, 2, \dots, N$, przyjęto:

$$\alpha_*^n = mvec(A_1^n, A_2^n, \dots, A_m^n)$$

oraz, dla $i = 1, 2, \dots, m$:

$$A_i^n = mdiag(\underbrace{e_i\alpha^n, e_i\alpha^n, \dots, e_i\alpha^n}_{r\text{-razy}})$$

Zauważmy, że z konstrukcji macierzy α_* wynika, że będzie ona znana, jeśli tylko znane będą macierze współczynników korekty równowagi α^n dla $n = 1, 2, \dots, N$.

Zapisując model (A.2.5) w postaci $\Delta Y - Y_{-1}\pi = \Delta X\gamma + \Xi$ i następnie zastępując wektor γ formułą jego oszacowania metodą najmniejszych kwadratów, tj. $(\Delta X^T X)^{-1}\Delta X^T(\Delta Y - Y_{-1}\pi)$, sprowadzamy go do postaci skumulowanej:

$$R_0 = R_1\pi + \Xi \quad (\text{A.3.1})$$

gdzie $R_0 = M\Delta Y$, $R_1 = MY_{-1}$, natomiast M jest macierzą tworzącą reszty w regresji na ΔX , tzn. $M = I - \Delta X(\Delta X^T X)^{-1}\Delta X^T$. Uwzględnienie faktoryzacji $\pi = \alpha_*\beta$ prowadzi do postaci:

$$R_0 = R_1\alpha_*\beta + \Xi \quad (\text{A.3.2})$$

Ponieważ występujący w (A.3.2) rozkład iloczynowy nie jest jednoznaczny, na podstawie oszacowania macierzy π (np. z modelu (A.3.1)) nie można jednoznacznie wyznaczyć macierzy α_* i wektora β . Z tego powodu na wektor $\beta = \text{vec}(\Lambda)$ nakładane są restrykcje normalizujące analogiczne do tych w Johansen (1995) oraz Brüggerman i Lütkepohl (2004), tzn. $\Lambda = [I_r \mid \Lambda^{m-r}]$, gdzie I_r jest macierzą jednostkową rzędu r , Λ^{m-r} oznacza natomiast część niezwiązaną macierzy Λ . Normalizacja ta implikuje, że:

$$\beta = \begin{pmatrix} \beta^e \\ \beta^{m-r} \end{pmatrix} \quad (\text{A.3.3})$$

gdzie $\beta^e = \text{vec}(I_r)$, natomiast $\beta^{m-r} = \text{vec}((\Lambda^{m-r})^T)$ jest częścią niezwiązaną wektora β . Restrykcja (A.3.3) oznacza, że i -ty wektor bazowy przestrzeni kointegracyjnej, $i=1,2,\dots,r$, jest znormalizowany ze względu i -tą zmienną procesu y_t^n , dla każdego $n=1,2,\dots,N$, oraz, że elementy tego wektora odpowiadające zmiennym $1,2,\dots,i-1,i+1,\dots,r$ są równe zero.

Z faktoryzacji $\pi = \alpha_*\beta$ oraz z (A.3.3) wynika, że element (i,j) , $i,j=1,2,\dots,N$, macierzy α^n , $n=1,2,\dots,N$, jest równy $((n-1)m^2 + mi + j)$ -temu elementowi wektora π . Fakt ten zostanie wykorzystany przy estymacji macierzy α_* . Z modelu (A.3.1) wyliczyć można oszacowanie metody najmniejszych kwadratów macierzy π , więc i macierzy α^n dla $n=1,2,\dots,N$. W ten sposób uzyskać można oszacowanie macierzy α_* , gdyż jest ona dana przez macierze α^n , $n=1,2,\dots,N$. Pozostaje kwestia estymacji części niezwiązanej wektora β , czyli wektora β^{m-r} .

Przy normalizacji (A.3.3) model skumulowany (A.3.2) przyjmuje postać:

$$R_0 = R_1(\alpha^e \mid \alpha_{m-r}) \begin{pmatrix} \beta^e \\ \beta^{m-r} \end{pmatrix} + \Xi \quad (\text{A.3.4})$$

gdzie blokowa struktura macierzy α_* wynika z normalizacji wektora β . Po wymnożeniu i pozostawieniu wektora β^{m-r} z prawej strony otrzymamy:

$$LHS = RHS\beta^{m-r} + \Xi \quad (\text{A.3.5})$$

gdzie $LHS = R_0 - R_1\alpha^e\beta^e$, natomiast $RHS = R_1\alpha^{m-r}$. Model w postaci (A.3.5) pozwala uzyskać oszacowanie metody najmniejszych kwadratów wektora β^{m-r} .

Posiadając oszacowanie bazy przestrzeni kointegrującej oraz współczynników korekty równowagi, wektor γ można oszacować z modelu (A.2.5) przekształconego do postaci:

$$\Delta Y - Y_{-1}\hat{\alpha}_*\hat{\beta} = \Delta X_{-1}\gamma + \Xi \quad (\text{A.3.6})$$

lub, biorąc za dane jedynie oszacowanie bazy przestrzeni kointegrującej, z modelu w postaci:

$$\Delta Y = Y_{-1}\hat{\beta}^*\alpha + \Delta X_{-1}\gamma + \Xi \quad (\text{A.3.7})$$

gdzie $\hat{\beta}^* = \underbrace{m\text{diag}(\Lambda, \Lambda, \dots, \Lambda)}_{Nm-r\text{razy}}$ natomiast $\alpha = \text{vec}(\text{vec}(\alpha^1), \text{vec}(\alpha^2), \dots, \text{vec}(\alpha^N))$.

Jeśli wektor γ estymowany jest z modelu (A.3.6), to mówimy, że model (A.2.5) został oszacowany panelową metodą dwustopniową. Jeśli wektor γ wraz z wektorem α estymowane są z modelu (A.3.7), mówimy o procedurze dwustopniowej z poprawką.

A.3.2 Estymacja związana w modelu zredukowanym

W procedurze estymacji przedstawionej w paragrafie (A.3.1) można uwzględnić restrykcje postaci $Rv = q$, gdzie macierz R i wektor q definiują ich postać, natomiast wektor v reprezentuje dowolny z wektorów $\text{vec}((\alpha^n)^T)$ dla $n=1,2,\dots,N$, β , π lub γ . Omówimy teraz charakter restrykcji nakładanych na poszczególne z tych wektorów. W dwustopniowej procedurze estymacji wektora β elementy macierzy współczynników dostosowania α^n dla $n=1,2,\dots,N$, czytywane są, przy założonej normalizacji wektora β , z macierzy π oszacowanej na podstawie modelu (A.3.1). Restrykcje postaci $R_n\text{vec}((\alpha^n)^T) = q_n$, dla $n=1,2,\dots,N$, otrzymamy więc nakładając na wektor π restrykcje $R\pi = q$, gdzie $R = m\text{diag}(\tilde{R}_1, \tilde{R}_2, \dots, \tilde{R}_N)$ dla $\tilde{R}_n = R_n[I_{1,r} \mid 0 \mid I_{r+1,2r} \mid 0 \mid \dots \mid I_{(m-1)r+1,mr} \mid 0]$, gdzie $I_{i,j} = [e_i, e_{i+1}, \dots, e_j]$, $i,j = 1,2,\dots,mr$, $j > i$, oznacza macierz utworzoną kolejno z wersorów i -tego, $(i+1)$ -szego, ..., j -tego przestrzeni \mathcal{R}^{mr} , przy czym 0 oznacza macierz zerową wymiaru $mr \times (m-r)$. Nałożenie restrykcji zerującej element (i,j) , $i=1,2,\dots,N$, $j=1,2,\dots,r$ macierzy α^n oznacza, że i -ta zmienna procesu y_t^n nie dostosowuje się w wyniku odchylenia tego procesu od j -tej relacji równowagowej. Zważywszy na fakt, że elementy macierzy π^n , α^n oraz Λ łączy zależność $\pi_{i,j}^n = \sum_{l=1}^r \alpha_{i,l}^n \beta_{j,l}$, $i,j = 1,2,\dots,N$, restrykcja zerująca l -ty wiersz macierzy α^n skutkuje wyzerowaniem l -tego wiersza obliczonej *ex post* macierzy π^n . Restrykcje na niezwiązane elementy macierzy Λ nakłada się uwzględniając ograniczenie $R\text{vec}(\beta_{m-r}) = q$ przy estymacji wektora β_{m-r} z modelu (A.3.5). Wyzerowanie elementu (i,j) ,

$i = r+1, r+2, \dots, m, j=1, 2, \dots, r$, macierzy Λ (czyli $(j-1)(m-r)+(i-r)$ -tego elementu wektora β_{m-r}) oznacza przyjęcie założenia, że i -ta zmienna procesów y_t^n dla $n = 1, 2, \dots, N$ nie wchodzi do j -tej relacji kointegrującej. Wyzerowanie l -tego wiersza macierzy Λ prowadzi do wyzerowania l -tej kolumny obliczonych *ex post* macierzy π^n dla $n=1, 2, \dots, N$.

Zwróćmy uwagę na istotne konsekwencje dwustopniowości procedury estymacji dla nakładania restrykcji na wektor π . W pierwszym kroku jest on estymowany oraz czytywane są z niego współczynniki korekty błędu do macierzy α_* . W drugim kroku estymowana jest część niezwiązana wektora β . Obliczona *ex post* macierz π nie musi więc spełniać restrykcji nałożonych na nią w pierwszym kroku.

A.3.3 Estymacja modelu strukturalnego

W niniejszym paragrafie przedstawiamy procedurę estymacji modelu strukturalnego

$$\Delta y_t^n = \Pi^n y_{t-1}^n + \sum_{p=1}^P \Gamma_p \Delta y_{t-p}^n + d^n + B^n u_t^n \quad (\text{A.3.8})$$

dla $n = 1, 2, \dots, N$, gdzie w rozumieniu paragrafu (A.3.8) proces u_t^n jest szokiem strukturalnym, macierz B^n jest macierzą przejściowego wpływu szoku u_t^n na proces y_t^n , natomiast macierz $E^n B^n$ jest macierzą wpływu trwałego, gdzie E^n jest macierzą wpływu trwałego szoku skorelowanego $B^n u_t^n$ w reprezentacji Beveridge'a-Nelsona (A.2.7).

Przedmiotem estymacji części strukturalnej modelu (A.3.8) są macierze B^n i $E^n B^n$. Macierz E^n dana jest zależnością (A.2.8), więc wyznaczona jest przez wyniki estymacji modelu zredukowanego. Macierz B wyznaczana jest jako macierz maksymalizująca funkcję wiarygodności odpowiadającego modelowi (A.3.8) modelu strukturalnego dla poziomów zmiennych zawartych w y_t^n , czyli modelu postaci

$$y_t^n = \sum_{p=1}^{P+1} A_p^n y_{t-p}^n + d^n + v_t^n \quad (\text{A.3.9})$$

dla $t = p+1, p+2, \dots, T$, gdzie v_t^n ma rozkład $N(0, \Sigma_{v^n})$ oraz $v_t^n = B^n \epsilon_t^n$ dla ϵ_t^n o rozkładzie $N(0, I_m)$ będącego odpowiednikiem szoku strukturalnego dla poziomów zmiennych procesu y_t^n . Macierze modelu (A.3.9) oraz macierze modelu (A.3.8) łączą zależności

$$\begin{aligned} A_1^n &= \Gamma_1 + \Pi^n + I_m \\ A_i &= \Gamma_i - \Gamma_{i-1}, i = 2, 3, \dots, P, \\ A_{P+1} &= -\Gamma_P \end{aligned} \quad (\text{A.3.10})$$

są więc one dane z oszacowań modelu zredukowanego dla przyrostów zmiennych procesu y_t^n . Model (A.3.9) w postaci skumulowanej ma postać

$$Y^n = Y_{-1}^n a + D^n + \Upsilon^n \quad (\text{A.3.11})$$

gdzie $Y^n = \text{vec}(y_T^n, y_{T-1}^n, \dots, y_{P+2}^n)$, $D^n = 1_{T-P-1} \otimes d^n$, natomiast $Y_{-1}^n = \text{mvec}(1_m \otimes Y_T^n, 1_m \otimes Y_{T-1}^n, \dots, 1_m \otimes Y_{P+2}^n)$ dla $Y_t^n = ((y_{t-1}^n)^T, (y_{t-2}^n)^T, \dots, (y_{t-P-1}^n)^T)^T$, $t = P+2, P+3, \dots, T$, 1_m oznacza wektor składający się z m jedynek, $\Upsilon^n = \text{vec}(v_T^n, v_{T-1}^n, \dots, v_{P+1}^n)$, natomiast $a = \text{vec}(A_1^n, A_2^n, \dots, A_{P+1}^n)$. Zakładamy, że $\Sigma_{\Upsilon^n} = I_{T-P-1} \otimes \Sigma_{v^n}$ i przypominamy, że $\Sigma_{v^n} = BB^T$.

Funkcja wiarygodności modelu (A.3.11) jest następująca

$$f(Y^n) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{m(T-p-1)}{2}}} |I_{T-p-1} \otimes \Sigma_{v^n}|^{-\frac{1}{2}} \times \quad (\text{A.3.12})$$

$$\exp\left[-\frac{1}{2}(Y^n - Y_{-1}^n a - D^n)(I_{T-p-1} \otimes \Sigma_{v^n})^{-1}(Y^n - Y_{-1}^n a - D^n)\right]$$

Wykorzystując fakt, że dla macierzy A i B o wymiarach $m \times m$ i $n \times n$ zachodzi $|A \otimes B| = |A|^n |B|^m$, logarytm funkcji wiarygodności ma postać

$$\begin{aligned} \ln f(Y^n) = & -\frac{m(T-p-1)}{2} \ln(2\pi) - \frac{T-p-1}{2} \ln |\Sigma_{v^n}| \\ & -\frac{1}{2} [(Y^n - Y_{-1}^n a - D^n)^T (I_{T-p-1} \otimes \Sigma_{v^n})^{-1} (Y^n - Y_{-1}^n a - D^n)] \end{aligned} \quad (\text{A.3.13})$$

co dalej rozpisujemy jako

$$\begin{aligned} \ln f(Y^n) = & -\frac{m(T-p-1)}{2} \ln(2\pi) - \frac{T-p-1}{2} \ln |\Sigma_{v^n}| \\ & -\frac{1}{2} \sum_{t=P+1}^T [(y_t^n - d^n - Y_t^n a)^T \Sigma_{v^n}^{-1} (y_t^n - d^n - Y_t^n a)] = \\ & -\frac{m(T-p-1)}{2} \ln(2\pi) - \frac{T-p-1}{2} \ln |\Sigma_{v^n}| \\ & -\frac{1}{2} \text{tr}[(\tilde{Y}^n - A\tilde{Y}_{-1}^n - \tilde{D}^n)^T \Sigma_{v^n}^{-1} (\tilde{Y}^n - A\tilde{Y}_{-1}^n - \tilde{D}^n)] = \\ & -\frac{m(T-p-1)}{2} \ln(2\pi) - \frac{T-p-1}{2} \ln |BB^T| \\ & -\frac{1}{2} \text{tr}[(\tilde{Y}^n - A\tilde{Y}_{-1}^n - \tilde{D}^n)^T (BB^T)^{-1} (\tilde{Y}^n - A\tilde{Y}_{-1}^n - \tilde{D}^n)] \end{aligned} \quad (\text{A.3.14})$$

Zważywszy na fakt, że pierwszy składnik w (A.3.14) jest stałą proporcjonalności oraz, że $|BB^T| = |B|^2$ i że ślad jest operatorem przemiennym dla macierzy kwadratowych, mamy ostatecznie

$$\begin{aligned} \ln f(Y^n) \propto & \\ & -\frac{T-p-1}{2} \ln |B|^2 - \frac{1}{2} \text{tr}[(B^T)^{-1} B^{-1} \\ & ((\tilde{Y}^n - A\tilde{Y}_{-1}^n - \tilde{D}^n)(\tilde{Y}^n - A\tilde{Y}_{-1}^n - \tilde{D}^n)^T)] \end{aligned} \quad (\text{A.3.15})$$

gdzie macierze \tilde{Y}^n , \tilde{Y}_{-1}^n i \tilde{D}^n zdefiniowane są jak w modelu (A.3.11).

Dla danej macierzy B funkcja (A.3.15) osiąga minimum ze względu na A^n i D^n w oszacowaniu metody najmniejszych kwadratów tej macierzy. Po podstawieniu w ich miejsce oszacowań uzyskanych z zależności (A.3.10) uzyskamy

$$\ln f(Y^n) \propto -\frac{T-p-1}{2} \ln |B|^2 - \frac{T-P-1}{2} \text{tr}[(B^T)^{-1} B^{-1} \hat{\Sigma}_{v^n}] \quad (\text{A.3.16})$$

gdzie $\hat{\Sigma}_{v^n} = \frac{(\tilde{Y}^n - \hat{A}^n \tilde{Y}_{-1}^n - \hat{D}^n)(\tilde{Y}^n - \hat{A}^n \tilde{Y}_{-1}^n - \hat{D}^n)^T}{T-P-1}$ jest oszacowaniem macierzy wariancji kowariancji skorelowanego składnika losowego modelu (A.3.9).

Do oszacowania macierzy B wykorzystać można algorytm skoringowy z pracy Amisano, Giannini (1997). Jest to algorytm lokalnie zbieżny, jednak ze względu na nieliniową zależność łączącą elementy macierzy B i parametry modelu zredukowanego rozwiązanie analityczne problemu związanej maksymalizacji funkcji (A.3.16) nie istnieje. Należy zminimalizować funkcję (A.3.16) przy układzie warunków (A.2.10) i (A.2.11). Warunek (A.2.11) jest równoważny warunkowi $(L(I_m \otimes E) \text{vec}(B) = 0$. Przepisujemy obydwie te warunki do aplikowalnego w algorytmie skoringowym układu

$$\text{vec}(B^n) = S_{\perp} \gamma^{B^n} \quad (\text{A.3.17})$$

$$\text{vec}(B^n) = (L(I_m \otimes E)_{\perp}) \gamma^{B^n} \quad (\text{A.3.18})$$

gdzie γ^{B^n} jest wektorem niezwiązanych elementów macierzy B . Warunki (A.3.17) oraz (A.3.18) łączymy we wspólny warunek

$$\text{vec}(B) = R_{B^n} \gamma^{B^n} \quad (\text{A.3.19})$$

Ustalona, i -ta, $i = 2, \dots, i_{max}$, iteracja algorytmu skoringowego przebiega w następujący sposób

$$\hat{\gamma}_{i+1}^{B^n} = \hat{\gamma}_i^{B^n} + \delta (H_{\ln f}(\hat{\gamma}_i^{B^n}))^{-1} \nabla_{\ln f}(\hat{\gamma}_i^{B^n}) \quad (\text{A.3.20})$$

gdzie δ jest arbitralnie przyjętą długością kroku algorytmu, $\hat{\gamma}_i^{B^n}$ jest oszacowaniem wektora $\gamma_i^{B^n}$ uzyskanym w i -tej iteracji,

$$\begin{aligned} H_{\ln f}(\hat{\gamma}_i^{B^n}) &= -\frac{\partial^2 \ln f}{\partial \gamma^{B^n} \partial (\gamma^{B^n})^T} \Big|_{\hat{\gamma}_i^{B^n}} = \\ &= (R_{B^n})^T (T - K - 1) (I_m \otimes (\hat{\gamma}_i^{B^n})^{-1}) \times \\ &\quad \times (I_{m^2} + C_{m \times m}) (I_m \otimes (\hat{\gamma}_i^{B^n})^{-1}) (R_{B^n}) \end{aligned} \quad (\text{A.3.21})$$

jest minus macierzą Hessego funkcji lnf policzoną w punkcie $\hat{\gamma}_i^{B^n}$, tj. dla B_i^n takiego, że $vec(B_i^n) = R_{B^n} \hat{\gamma}_i^{B^n}$, natomiast

$$\begin{aligned} \nabla \ln f(\hat{\gamma}_i^{B^n}) &= \frac{\partial \ln f}{\partial \gamma^{B^n}} \Big|_{\hat{\gamma}_i^{B^n}} = \\ &-(R_{B^n})^T (B^{-1} \otimes B^T)^{-1} \times \\ &\times (T - K + 1)(vec(B^T) - (\hat{\Sigma}_{v^n} \otimes I_m)vec(B^{-1})) \end{aligned} \quad (A.3.22)$$

jest gradientem funkcji lnf policzoną w punkcie $\hat{\gamma}_i^{B^n}$, tj. dla B_i^n takiego, że $vec(B_i^n) = R_{B^n} \hat{\gamma}_i^{B^n}$. Zainicjowanie pierwszej iteracji algorytmu wymaga arbitralnego założenia niezwiązanych elementów macierzy B z pierwszej iteracji, czyli elementów wektora $\gamma_1^{B^n}$.

A.4 Reprezentacja MA procesu skointegrowanego, odwrócenie modelu VECM

W podrozdziale (A.3.3) powołujemy się na reprezentację średniej ruchomej Beveridge'a-Nelsona (A.2.7) skointegrowanego procesu y_t^n , $i = 1, 2, \dots, N$. Reprezentacja ta wyraża proces y_t^n jako funkcję przeszłych szoków $\xi_t^n = B^n u_t^n$, $i = 1, 2, \dots, t$. Dotychczas przy estymacji modelu zredukowanego i strukturalnego nie było konieczne estymowanie tej reprezentacji. W tym podrozdziale opisana zostanie procedura estymacji dekompozycji Beveridge'a-Nelsona procesu skointegrowanego, czyli procedura odwracania wektorowego modelu korekty błędem. Odwrócenie procesu y_t^n daje możliwość przeprowadzenia eksperymentów retrospektywnych polegających na wyłączeniu poszczególnych szoków strukturalnych w wybranych podokresach i obserwowania jaki miałyby to wpływ na trajektorię procesu y_t^n . Eksperyment taki daje wyobrażenie, jak poszczególne rodzaje szoków strukturalnych wpływały na ten proces. Możliwe jest także uzyskanie hipotetycznej, warunkowej ze względu na innowacje strukturalne trajektorii procesu y_t^n . Przedstawiona procedura bazuje na pracy Hansen (2000). Konceptyjnie również prosta metoda odwracania modelu VECM znajduje się w pracy Yang (1998).

Przypomnijmy, że dla skointegrowanego procesu y_t^n model VECM (A.2.1) lub odpowiadający mu model VAR (A.3.9) posiada, z twierdzenia Grangera-Johansena o reprezentacji procesu skointegrowanego, por. Engle i Granger (1987) i Johansen (1991), reprezentację średniej ruchomej postaci:

$$y_t^n = \sum_{i=1}^t E^n(\xi_i^n + d^n) + \sum_{i=0}^{\infty} E_i^n(\xi_{t-i}^n + d^n) + \tilde{y}_0^n \quad (A.4.1)$$

Wektor \tilde{y}_0^n zawiera wartości początkowe procesu y_t^n . Macierz E^n generuje niestacjonarność procesu y_t^n . Jest to macierz propagacji efektu trwałego

szoków $\xi_t^n = B^n u_t^n$, $i = 1, 2, \dots, t$, na proces y_t^n i dana jest przez (A.2.8):

$$E^n = \beta_{\perp} [(\alpha_{\perp}^n)^T (I_m - \sum_{p=1}^{P-1} \Gamma_p) \beta_{\perp}]^{-1} (\alpha_{\perp}^n)^T \quad (\text{A.4.2})$$

Warunkiem koniecznym tego, by suma $\sum_{i=0}^{\infty} E_i^n \xi_{t-i}^n$ w (A.2.7) była dobrze określona jest zbieżność do zera przy $i \rightarrow \infty$ ciągu macierzy E_i^n . Macierze te zadają wpływ przejściowy (stacjonarny) szoków $\xi_t^n = B^n u_t^n$, na proces y_t^n i są dane iloczynem, por. Hansen (2000):

$$E_i^n = G Q^i I_{1,2} \quad (\text{A.4.3})$$

gdzie:

$$G = ((I_m - E^n), -E^n \Gamma_1, \dots, -E^n \Gamma_P) \quad (\text{A.4.4})$$

$$Q = \times \begin{pmatrix} I_m + \Pi^n & \Gamma_1 & \dots & \Gamma_{P-1} & \Gamma_P \\ \Pi^n & \Gamma_1 & \dots & \Gamma_{P-1} & \Gamma_P \\ 0 & I_m & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & I_m & 0 \end{pmatrix} \quad (\text{A.4.5})$$

oraz

$$I_{1,2} = \begin{pmatrix} I_m \\ I_m \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix} \quad (\text{A.4.6})$$

Wektor \tilde{y}_0^n dany jest iloczynem $\tilde{y}_0^n = E^n (y_0^n - \sum_{p=1}^P \Gamma_p y_{-p}^n)$, gdzie obserwacje y_{-p}^n dla $p = 0, 1, \dots, P$ pochodzą z okresów bezpośrednio poprzedzających próbę, na której model (A.2.1) był estymowany.

A.5 Funkcje reakcji na szoki egzogeniczne - zmienne słabo egzogeniczne

W niniejszym podrozdziale przedstawiony zostanie sposób uzyskiwania funkcji reakcji na szoki od zmiennych egzogenicznych θ_t^n uwzględnionych w specyfikacji (A.2.1). Możliwa jest do zastosowania procedura generowania reakcji na szoki do tych zmiennych przy zachowaniu ich egzogenicznego charakteru. W tym przypadku nie można zastosować standardowej procedury generacji odpowiedzi na impuls, gdyż model postaci (A.2.1) nie daje możliwości

kwantyfikacji innowacji do zmiennych egzogenicznych. Konieczne jest więc wyliczenie ich poza modelem. Przedstawione zostanie podejście polegające na częściowej endogenizacji zmiennych egzogenicznych, tak, żeby możliwe było uzyskanie funkcji reakcji na szoki do nich w standardowy sposób.

Uwzględnienie zmiennych egzogenicznych θ_t^n w modelu (A.2.1) jako zmiennych endogenicznych daje możliwość standardowej identyfikacji ich szoków strukturalnych oraz generowania funkcji reakcji pozostałych zmiennych na te innowacje. Wymagać będziemy jednak, żeby w ramach endogenicznej implementacji były one w maksymalnym możliwym stopniu wyegzogenizowane. W tym celu partycjonujemy wektor zmiennych endogenicznych $y_t^n = \text{vec}(\tilde{y}_t^n, \theta_t^n)$, gdzie wektor \tilde{y}_t^n oznacza oryginalne zmienne endogeniczne specyfikacji (A.2.1). Nazywać je będziemy zmiennymi endogenicznymi. Zmienne θ_t^n nazywać będziemy słabo egzogenicznymi i wymagać od nich będziemy, żeby nie kointegrowały ze zmiennymi endogenicznymi oraz żeby zmienne endogeniczne nie miały na nie wpływu. Ponieważ zmienne te w oryginalnej specyfikacji nie kointegrowały, musiały być stacjonarne, więc nie ma potrzeby implementowania dla nich relacji długookresowej. Model ze zmiennymi słabo egzogenicznymi procesu y_t^n jest postaci

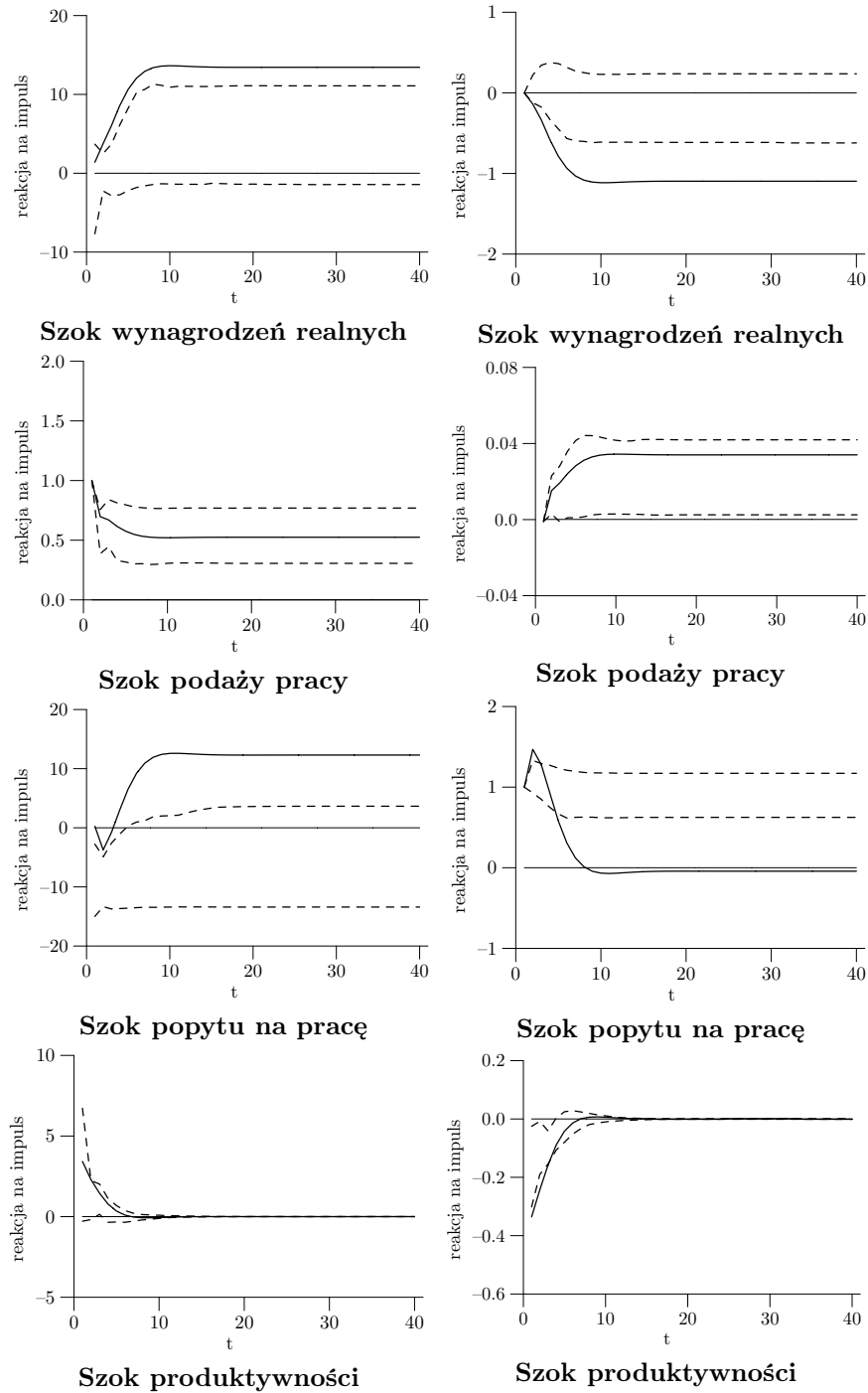
$$\Delta y_t^n = \Pi^n y_{t-1}^n + \sum_{p=1}^P \Gamma_p \Delta y_{t-p}^n + \xi_t^n \quad (\text{A.5.1})$$

a słaba egzogenizacja zmiennych procesu θ_t^n realizuje się przez nałożenie odpowiednich restrykcji zerujących na elementy macierzy Π^n oraz Γ_p , $p = 1, 2, \dots, P$. Sposób nałożenia restrykcji przedstawiony został w podrozdziale (A.3.2).

Dodatek B

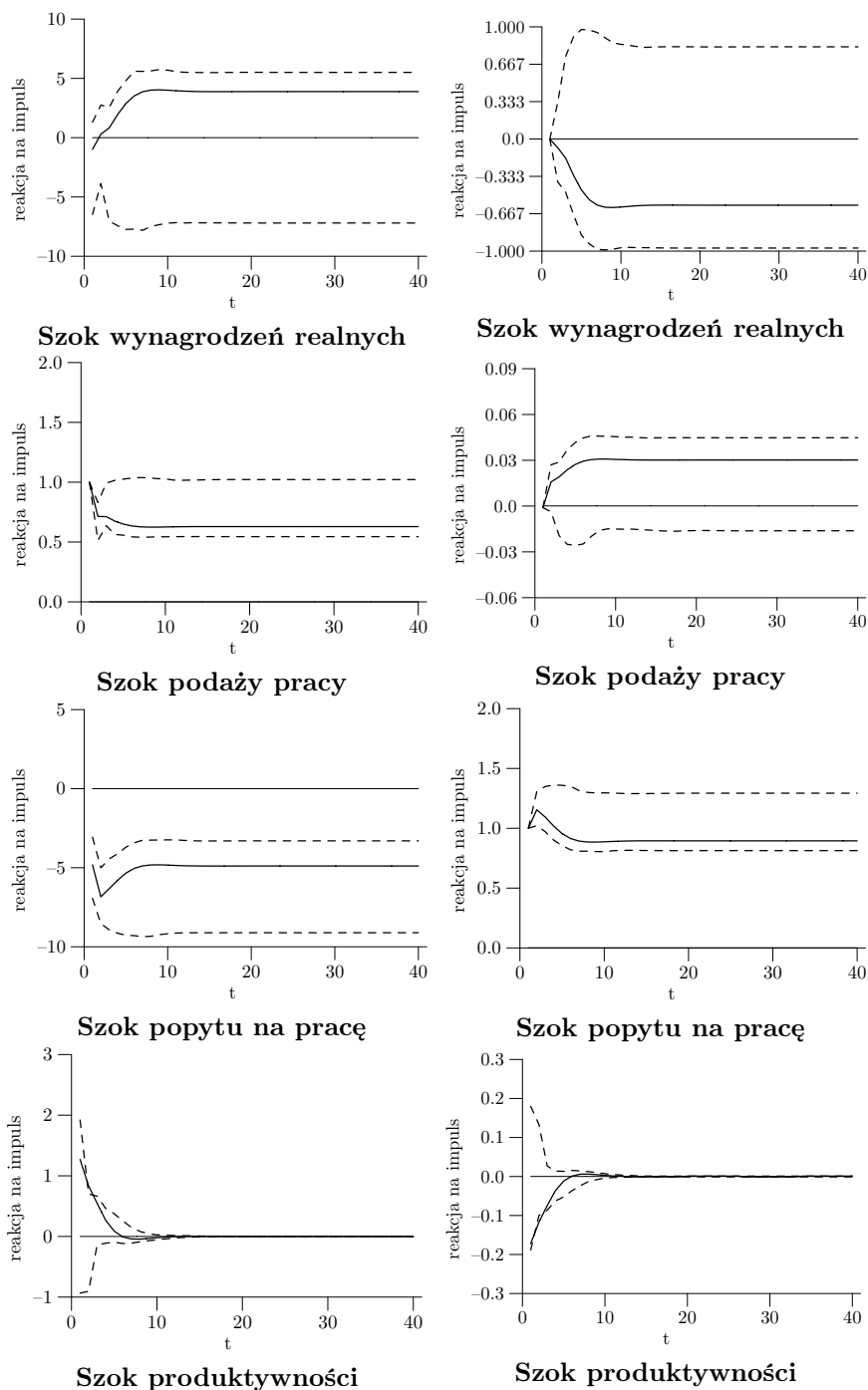
Funkcje reakcji na impuls z
symulowanymi przedziałami
ufności

Rysunek B.1: Funkcje reakcji bezrobocia (lewy panel) oraz zatrudnienia (prawy panel) na jednostkowe szoki strukturalne w Czechach, wraz z przedziałami ufności.



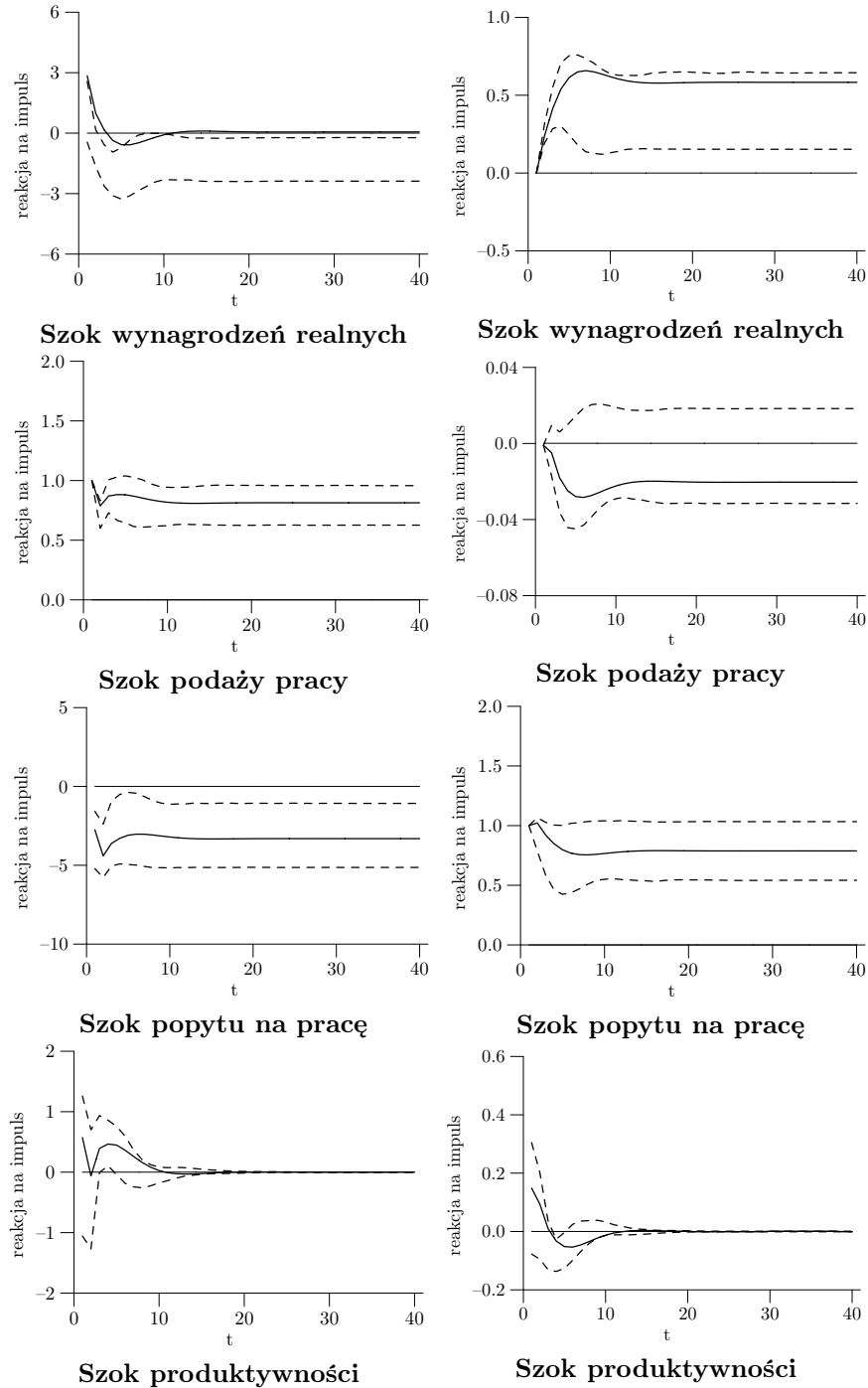
Legenda: linia ciągła – IRF; linia przerywana – 90-procentowy przedział ufności na podst. 500 rekurencyjnych symulacji metodą *bootstrap*.

Rysunek B.2: Funkcje reakcji bezrobocia (lewy panel) oraz zatrudnienia (prawy panel) na jednostkowe szoki strukturalne w Estonii, wraz z przedziałami ufności.



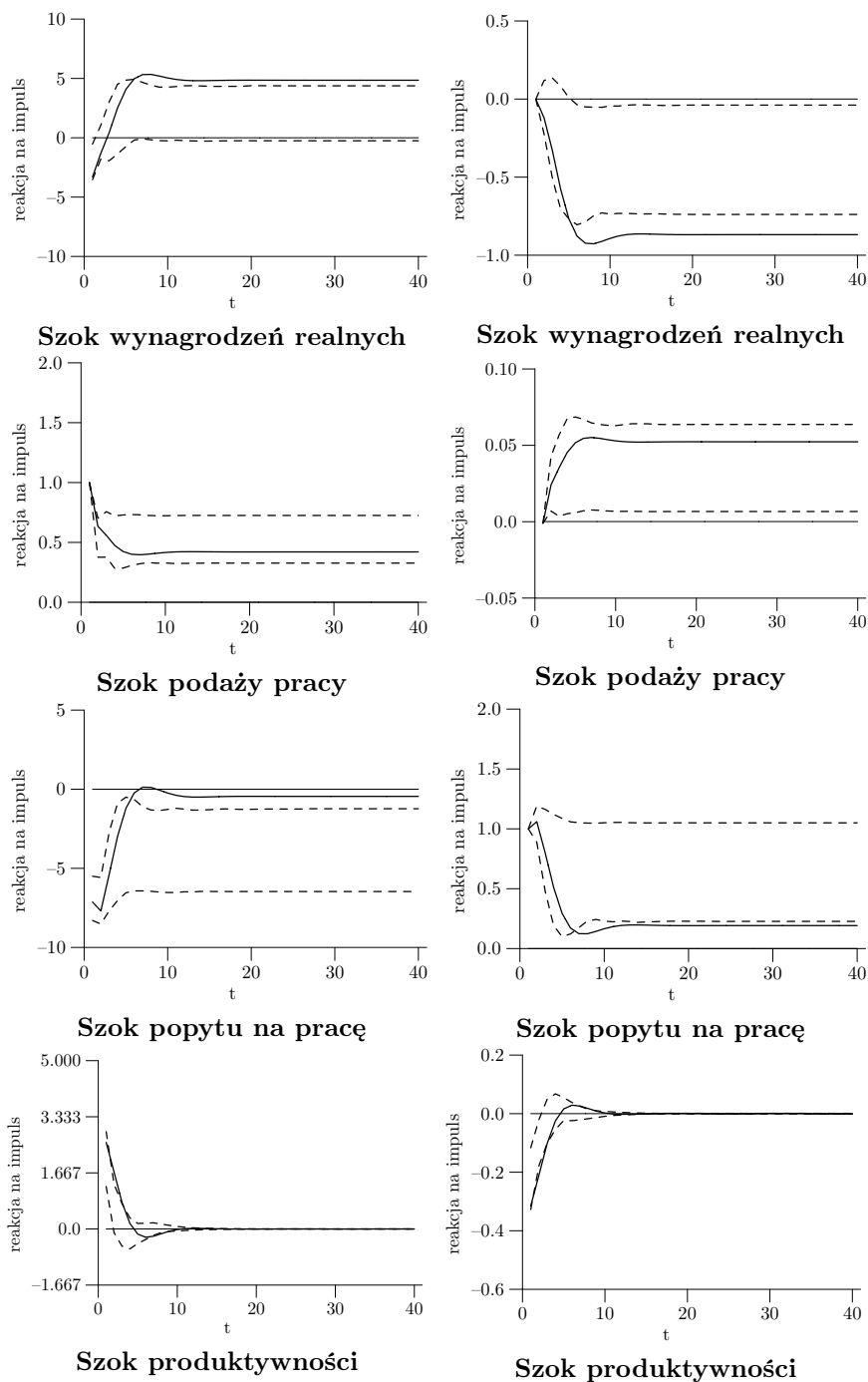
Legenda: linia ciągła – IRF; linia przerywana – 90-procentowy przedział ufności na podst. 500 rekurencyjnych symulacji metodą *bootstrap*.

Rysunek B.3: Funkcje reakcji bezrobocia (lewy panel) oraz zatrudnienia (prawy panel) na jednostkowe szoki strukturalne na Łotwie, wraz z przedziałami ufności.



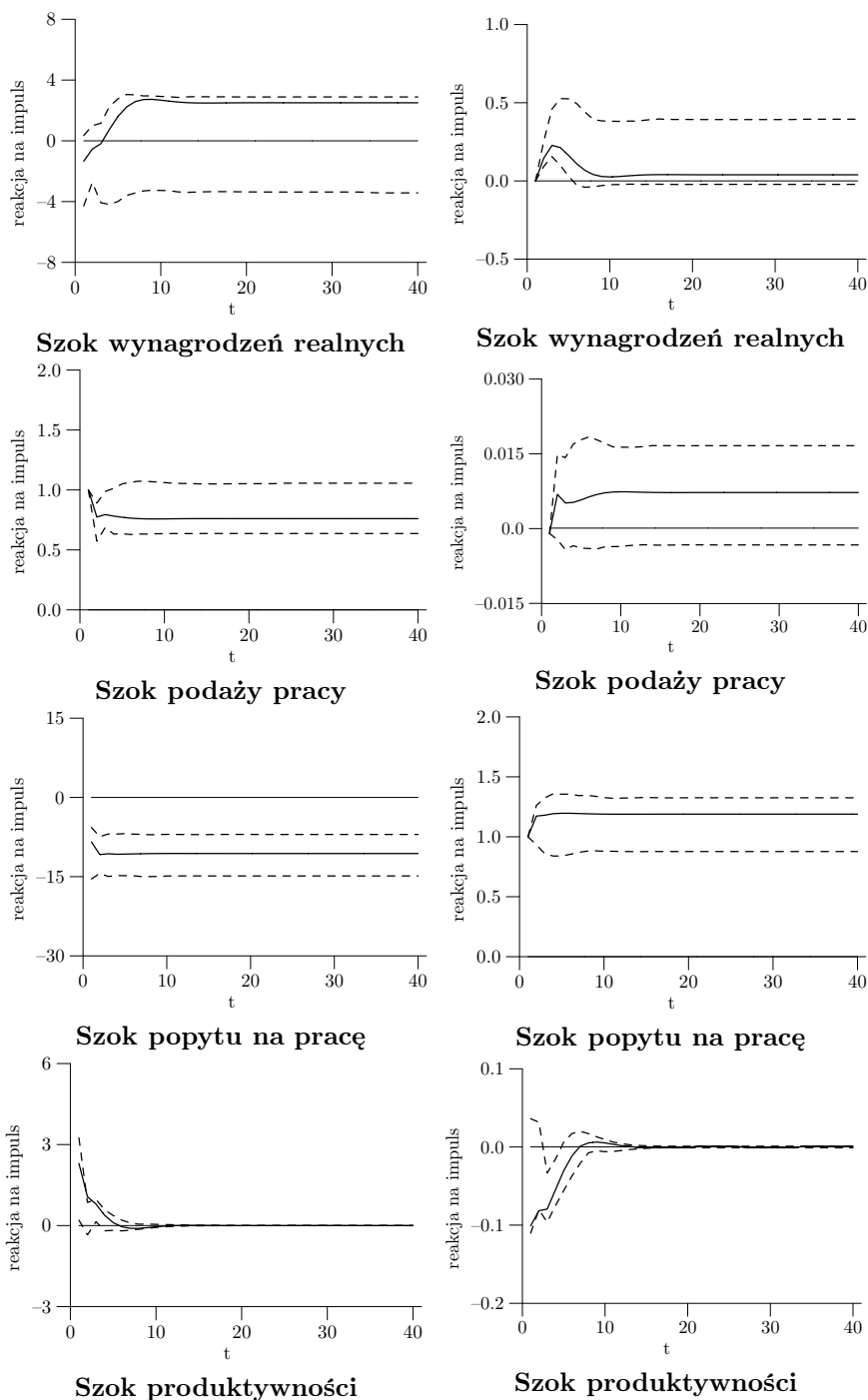
Legenda: linia ciągła – IRF; linia przerywana – 90-procentowy przedział ufności na podst. 500 rekurencyjnych symulacji metodą *bootstrap*.

Rysunek B.4: Funkcje reakcji bezrobocia (lewy panel) oraz zatrudnienia (prawy panel) na jednostkowe szoki strukturalne na Litwie, wraz z przedziałami ufności.



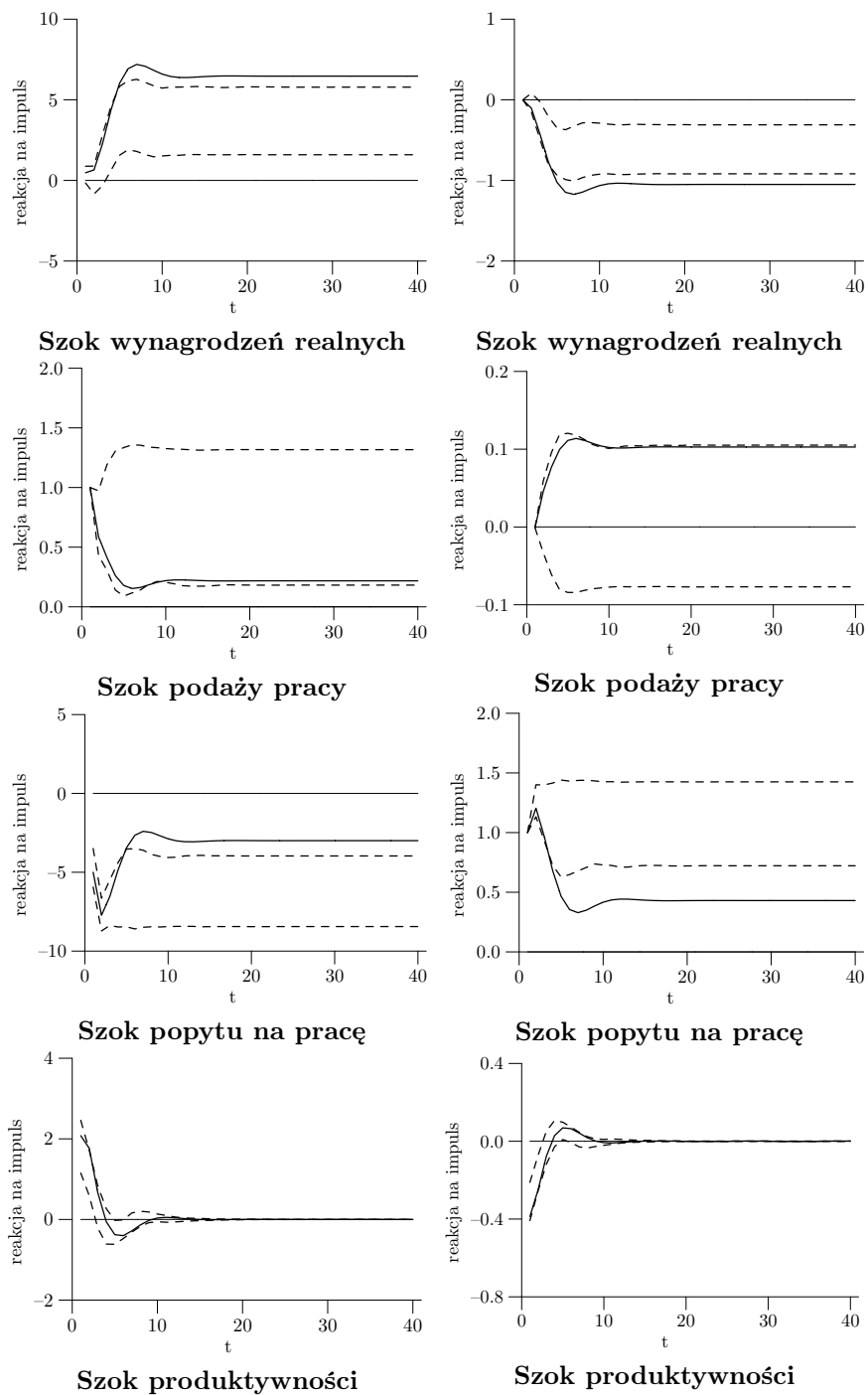
Legenda: linia ciągła – IRF; linia przerywana – 90-procentowy przedział ufności na podst. 500 rekurencyjnych symulacji metodą *bootstrap*.

Rysunek B.5: Funkcje reakcji bezrobocia (lewy panel) oraz zatrudnienia (prawy panel) na jednostkowe szoki strukturalne na Węgrzech, wraz z przedziałami ufności.



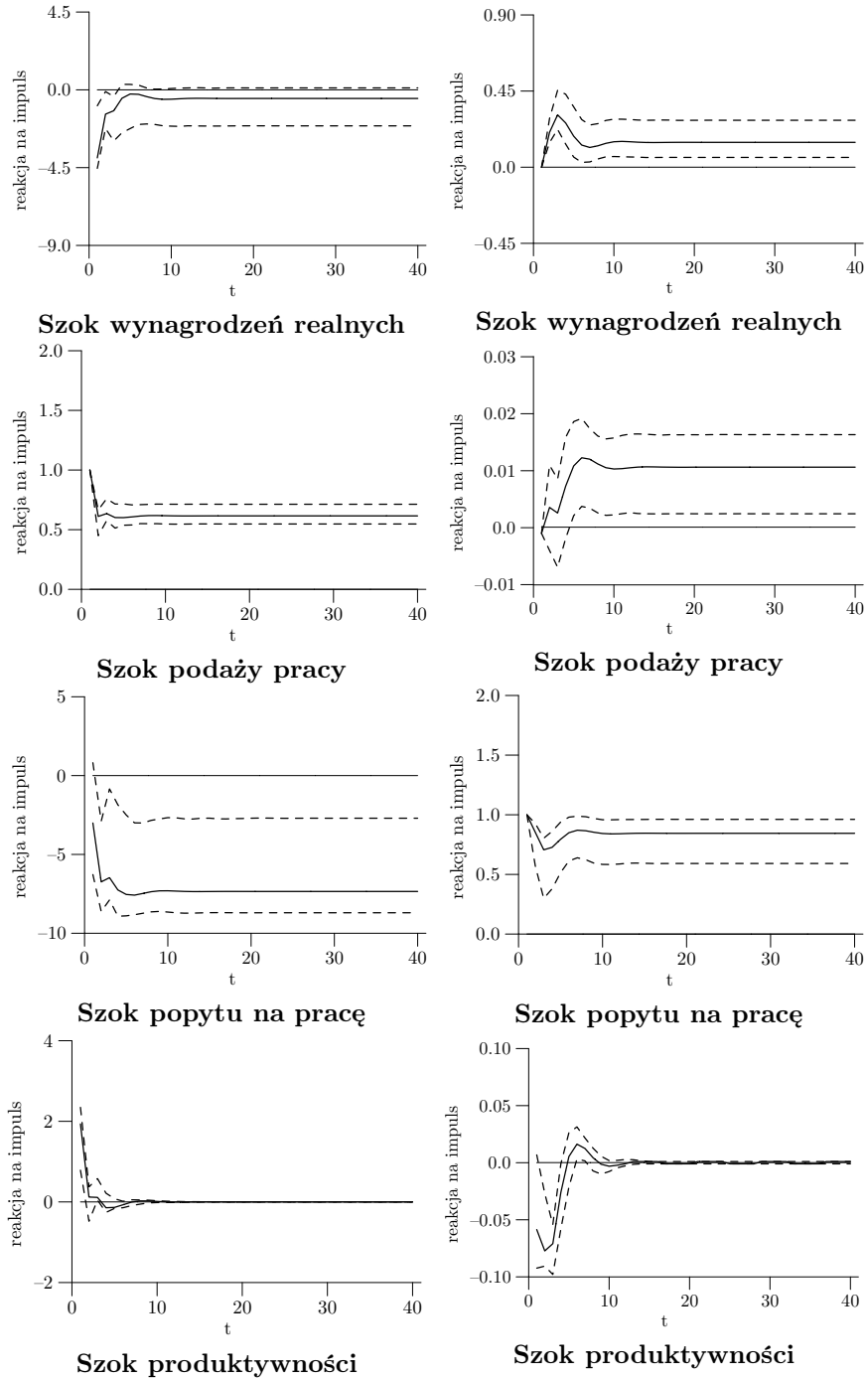
Legenda: linia ciągła – IRF; linia przerywana – 90-procentowy przedział ufności na podst. 500 rekurencyjnych symulacji metodą *bootstrap*.

Rysunek B.6: Funkcje reakcji bezrobocia (lewy panel) oraz zatrudnienia (prawy panel) na jednostkowe szoki strukturalne w Polsce, wraz z przedziałami ufności.



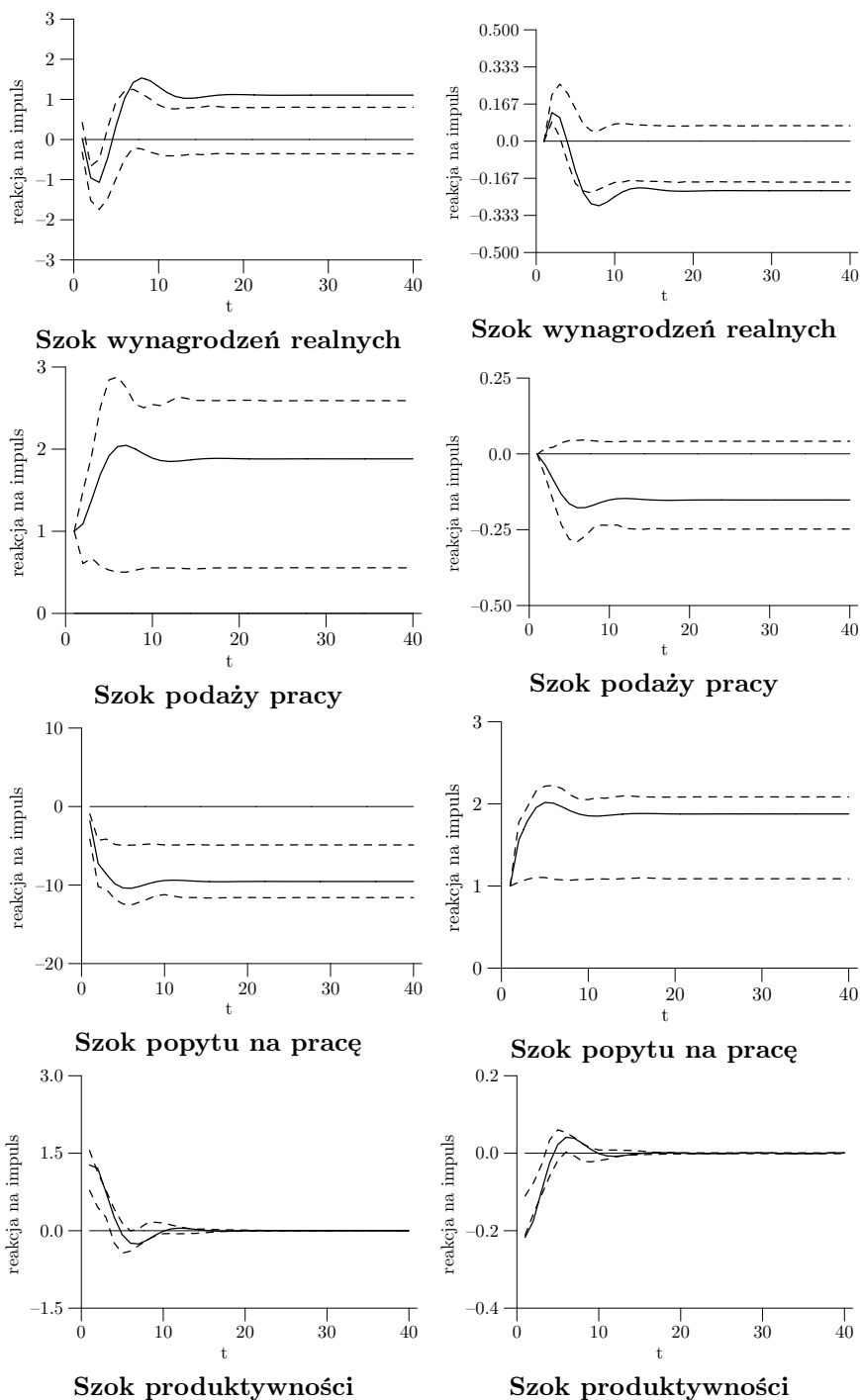
Legenda: linia ciągła – IRF; linia przerywana – 90-procentowy przedział ufności na podst. 500 rekurencyjnych symulacji metodą *bootstrap*.

Rysunek B.7: Funkcje reakcji bezrobocia (lewy panel) oraz zatrudnienia (prawy panel) na jednostkowe szoki strukturalne w Słowenii, wraz z przedziałami ufności.



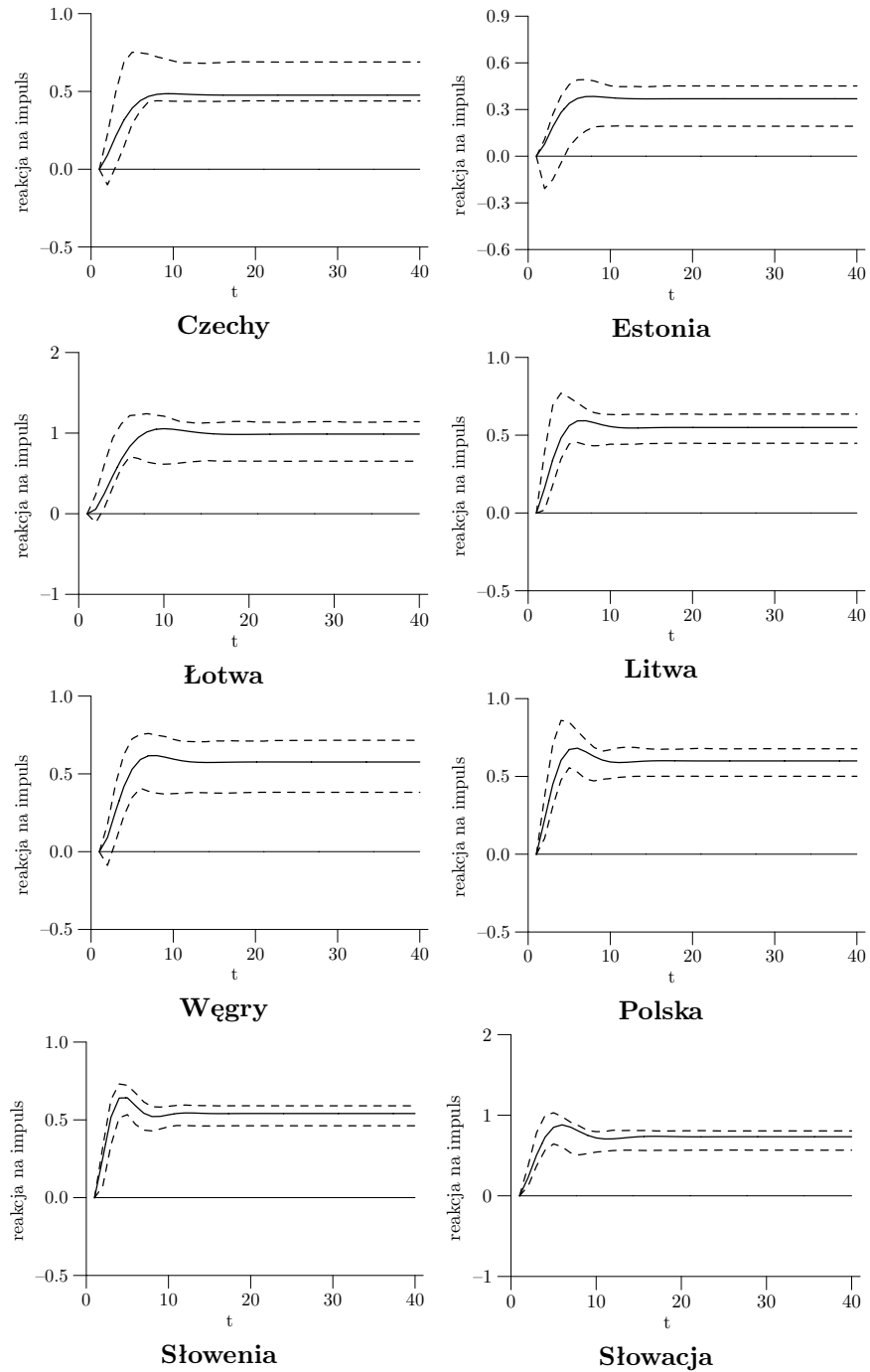
Legenda: linia ciągła – IRF; linia przerywana – 90-procentowy przedział ufności na podst. 500 rekurencyjnych symulacji metodą *bootstrap*.

Rysunek B.8: Funkcje reakcji bezrobocia (lewy panel) oraz zatrudnienia (prawy panel) na jednostkowe szoki strukturalne na Słowacji, wraz z przedziałami ufności.



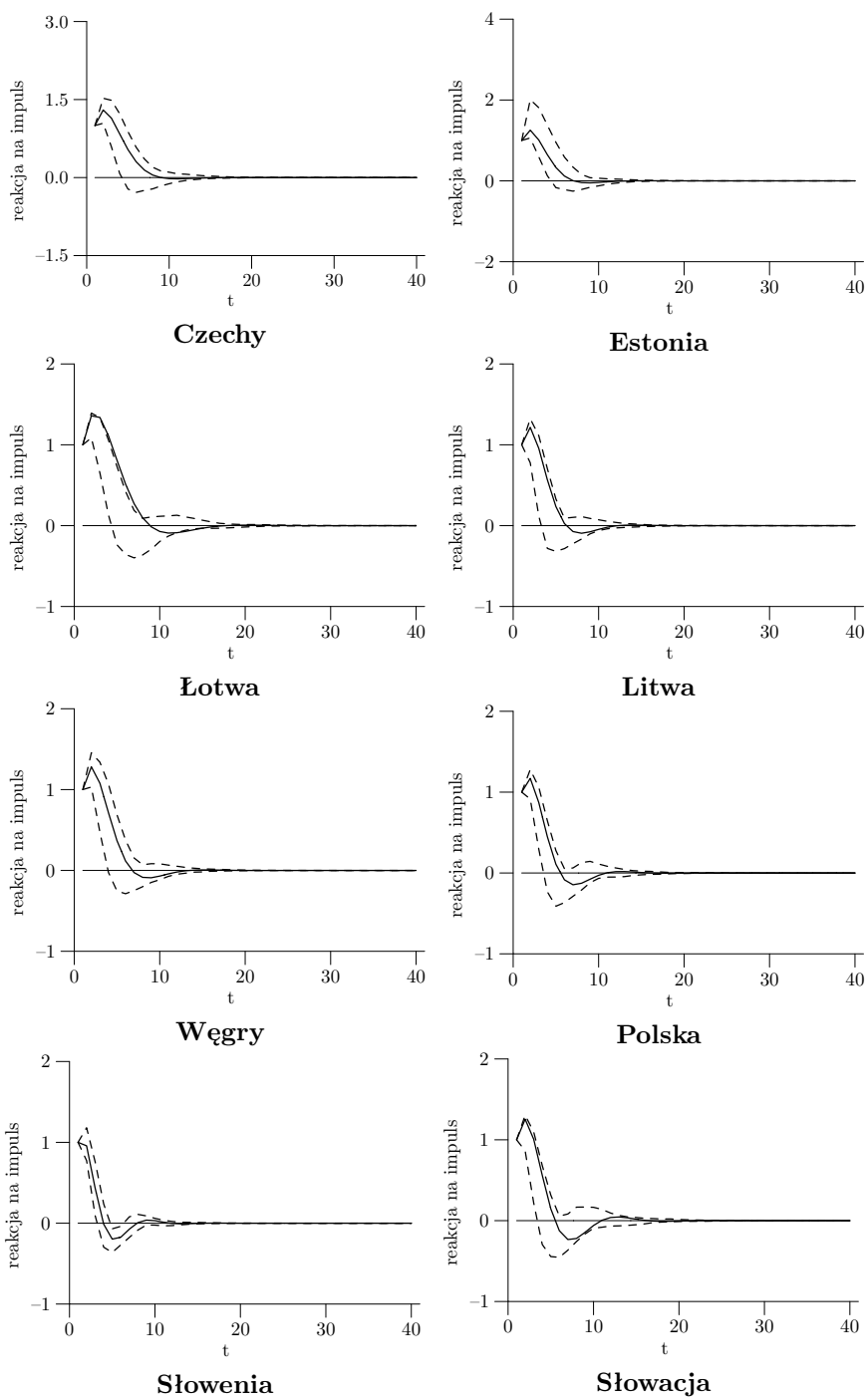
Legenda: linia ciągła – IRF; linia przerywana – 90-procentowy przedział ufności na podst. 500 rekurencyjnych symulacji metodą *bootstrap*.

Rysunek B.9: Funkcje reakcji wynagrodzeń realnych na szok produktywności, wraz z przedziałami ufności.



Legenda: linia ciągła – IRF; linia przerywana – 90-procentowy przedział ufności na podst. 500 rekurencyjnych symulacji metodą *bootstrap*.

Rysunek B.10: Funkcje reakcji wynagrodzeń realnych na szok strukturalny wynagrodzeń, wraz z przedziałami ufności.



Legenda: linia ciągła – IRF; linia przerywana – 90-procentowy przedział ufności na podst. 500 rekurencyjnych symulacji metodą *bootstrap*.

Dodatek C

Wyniki testu Saikkonena-Lütkepohla liczby relacji kointegrujących dla poszczególnych krajów panelu

Tablica C.1: Krytyczne wartości prawdopodobieństwa testu Saikkonena-Lütkepohla wymiaru przestrzeni kointegrującej (bez zmiennej czasowej).

H_0	Czechy	Estonia	Łotwa	Litwa	Węgry	Polska	Słowenia	Słowacja
$r=0$	0.06	0.00	0.58	0.00	0.00	0.01	0.18	0.01
$r=1$	0.28	0.38	0.00	0.00	0.28	0.11	-	0.03
$r=2$	-	-	-	0.05	-	-	-	0.21
$r=3$	-	-	-	0.11	-	-	-	-
r	1	1	1	2-3	1	1	0	2

Na podstawie Lütkepohl i Seikonen (1997 i 2000).

Tablica C.2: Krytyczne wartości prawdopodobieństwa testu Saikkonena-Lütkepohla wymiaru przestrzeni kointegrującej (ze zmienną czasową).

H_0	Czechy	Estonia	Łotwa	Litwa	Węgry	Polska	Słowenia	Słowacja
$r=0$	0.00	0.00	0.32	0.16	0.5	0.01	0.04	0.03
$r=1$	0.44	0.72	-	-	0.16	0.11	0.64	0.21
r	1	1	0	0	0-1	1	1	1

Na podstawie Lütkepohl i Seikonen (1997 i 2000).

Tablica C.3: Testy diagnostyczne reszt modelu - krytyczne wartości prawdopodobieństwa.

	Czechy	Estonia	Łotwa	Litwa
Jarque-Bera	0.06-0.99	0.04 - 0.95	0.1 - 0.88	0.2 - 0.9
Portmanteau	0.99 (0.21)	0.97 (0.06)	0.94 (0.12)	0.71 (0.11)
ARCH	0.46	0.29	0.13	0.34

Wyniki testów diagnostycznych reszt zredukowanej postaci modelu VECM. Dla testu Jarque-Bera podane zostały przedziały zmienności krytycznego poziomu prawdopodobieństwa dla hipotezy o normalności dla reszt związanych z kolejnymi zmiennymi modelu. Hipoteza zerowa testu Portmanteau zakłada brak autokorelacji reszt. W nawiasach podano krytyczne wartości prawdopodobieństwa dla testu z korektą małopróbkową. Hipoteza zerowa testu ARCH opartego na statystyce χ^2 zakłada brak efektów ARCH.

Tablica C.4: Testy diagnostyczne reszt modelu - krytyczne wartości prawdopodobieństwa (cont'd).

	Węgry	Polska	Słowenia	Słowacja
Jarque-Bera	0.37 - 0.88	0.02 - 0.91	0.35 - 0.78	0.05 - 0.84
Portmanteau	0.99 (0.35)	0.79 (0.1)	0.99 (0.36)	0.99 (0.71)
ARCH	0.14	0.61	0.44	0.02

Wyniki testów diagnostycznych reszt zredukowanej postaci modelu VECM. Dla testu Jarque-Bera podane zostały przedziały zmienności krytycznego poziomu prawdopodobieństwa dla hipotezy o normalności dla reszt związanych z kolejnymi zmiennymi modelu. Hipoteza zerowa testu Portmanteau zakłada brak autokorelacji reszt. W nawiasach podano krytyczne wartości prawdopodobieństwa dla testu z korektą małopróbkową. Hipoteza zerowa testu ARCH opartego na statystyce χ^2 zakłada brak efektów ARCH.

Bibliografia

Ahn S.K., Reinsel G.C., (1990), Estimation for Partially Nonstationary Multivariate Autoregressive Models, *Journal of the American Statistical Association*, 85, 813-823.

Aghion P., Howitt P., (1994), Growth and unemployment. *Review of Economic Studies*, 61.

Amisano G., Giannini C., (1997), *Topics in Structural VAR Econometrics*, 2nd ed., Springer, Berlin.

Bai J., Ng S., (2004), A Panic Attack on Unit Roots and Cointegration, *Econometrica*, 72, 1127-1177.

Bai J., Ng S., (2002), Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models, *Econometrica*, 70, 191-221.4.

Balmaseda M., Dolado J., Lopez-Salido J. D., (2000), The Dynamic Effects of Shocks to Labour Markets: Evidence from OECD Countries, *Oxford Economic Papers*, Oxford University Press, vol. 52(1), s. 3-23.

Baltagi B., Kao Ch., (2000), Nonstationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels: A Survey, *Center for Policy Research Working Papers* 16

Banerjee A., Marcellino M, Osbat C.(2004), Some Cautions on the Use of Panel Methods for Integrated Series of Macroeconomic Data, *Econometrics Journal*, 7, 322 - 340.

Bassanini A., Duval R., (2006), Employment patterns in OECD countries: reassessing the role of policies and institutions, *OECD Economics Department Working Paper* 486.

Barro R., Sala-i-Martin X., (2003), *Economic Growth*, MIT Press

Bean Ch. Pissarides Ch., (1993), Unemployment, consumption and growth, *European Economic Review*, Elsevier, vol. 37(4), pages 837-854.

Bean C.R. (1994), European unemployment: A survey, *Journal of Economic Literature*, 32, s. 573-619.

Blanchard O., (2005), European Unemployment: The Evolution of Facts and Ideas, NBER Working Paper No. 11750.

Blanchard O., (2006), Adjustment with the Euro: The Difficult Case of Portugal, MIT Department of Economics Working Paper No. 06-04.

Blanchard O., D. Quah (1989), The dynamic effects of aggregate supply and demand disturbances, *American Economic Review*, 79, s.655-673.

Blanchard O., Summers L., (1986), Hysteresis and the European unemployment problem, *NBER Economic Annual*, 1:15-77.

Blanchard O., Wolfers J., (2000), The role of shocks and institutions in the rise of European unemployment: the aggregate evidence, *The Economic Journal*, 110:C1-C33.

Breitung J., Brüggemann R., Lütkepohl H., (2004), Structural vector autoregressive modeling and impulse responses w: *Applied Time Series Econometrics* pod red. Lütkepohl H. i Krätzig , Cambridge University Press, Cambridge, s. 159-196.

Breitung J., Pesaran M.H., (2005), Unit Roots and Cointegration in Panels, *Cambridge Working Papers in Economics* 0535, Faculty of Economics, University of Cambridge

Breitung J., (2005), A Parametric Approach to the Estimation of Cointegration Vectors in Panel Data, Humboldt University Working Paper, Berlin.

Brüggemann I., (2003), Measuring Monetary Policy in Germany: A Structural Vector Error Correction Approach, *German Economic Review*, Blackwell Publishing, vol. 4, s. 307-339, 08.

Brüggemann R., (2006), Sources of German unemployment: a structural vector error correction analysis, *Empirical Economics*, Springer, vol. 31(2), s. 409-431.

Brüggemann, R. i H. Lütkepohl (2004), Practical Problems with Reduced Rank ML Estimators for Cointegration Parameters and a Simple Alterna-

tive, Discussion Paper, European University Institute, Florence.

Bukowski M., (2008) (red.), *Zatrudnienie w Polsce 2007. Bezpieczeństwo na elastycznym rynku pracy*, MPiPS, Warszawa 2008

Bukowski M., Dyrda S., Kowal P., (2008), *Przyjęcie euro w świetle modelu DSGE dużej skali*, we: *Wprowadzenie euro a bezrobocie i zatrudnienie w Polsce*, Maciej Bukowski (red.), IBS 2008

Bukowski M., Koloch G., Lewandowski P., (2007), *Makrostruktura rynku pracy, szoki i instytucje*, w: *Zatrudnienie w Polsce 2007*, pod red. Bukowski M., MPiPS, Warszawa 2007

Bukowski M., Kowal P., Lewandowski P., Zawistowski J., (2006), *Struktura i poziom wydatków i dochodów sektora finansów publicznych a sytuacja na rynku pracy*, NBP, Warszawa.

Bukowski M., Lewandowski P., (2006), *Rynek pracy w makroperspektywie*, w: *Zatrudnienie w Polsce 2006*, pod red. Bukowski M., MPiPS, Warszawa 2006

Bukowski M., Zawistowski J., (red.), (2007), *Zmiana technologiczna na polskim rynku pracy*, IBS

Cahuc P., Zylberberg A., (2004), *Labor Economics*, The MIT Press.

Camarero M., Carrion-i-Silvestre J., Tamarit C., (2006), *Testing for hysteresis in unemployment in OECD countries. New evidence using stationarity panel tests with breaks*, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Department of Economics, University of Oxford, vol. 68(2), pages 167-182, 04.

Christiano L., Eichenbaum M., Evans Ch., (1999), *Monetary Policy Shocks: What Have We Learned, and To What End*, w: Taylor, Woodford, *Handbook of Monetary Economics*, 1999.

Dees S., di Mauro F., Pesaran M.H., Smith L.V., (2005), *Exploring the International Linkages of the Euro Area: A Global VAR Analysis*, CESifo-Working Paper No. 1425. Presented at CESifo Area Conference on Macro, Money and International Finance, February 2005.

Dolado J.J., Jimeno J.F., (1997), *The causes of Spanish unemployment: A structural VAR approach*, *European Economic Review*, 41, s.1281-1307.

Drew A., Kennedy M., Slock T., (2004), *Differences in resilience between*

the euro-area and US economies, OECD Economics Department Working Paper 282.

Duval R., Vogel L., (2008), Oil Price Shocks, Rigidities and the Conduct of Monetary Policy: Some Lessons from a New Keynesian Perspective, OECD Economics Department Working Papers 603, OECD Economics Department

Duval, R., Elmeskov J., Vogel L., (2007), Structural Policies and Economic Resilience to Shocks, OECD Economics Department Working Papers, No. 567

Eamets, R. (2004), Labour Market Flows and the Adjustment to Macroeconomic Shocks in the Baltic States, *Post-Communist Economies* 16(1): 47-71

Engle R.F., Granger C.W.J., (1987), Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, Testing, *Econometrica*, 55, 251-276.

Fabrizio S., Igan D., Mody A., (2006), The Dynamics of Product Quality and International Competitiveness, IMF

Feibig, D. (2001), *Seemingly Unrelated Regression w: B. Baltagi (ed.) A Companion to Theoretical Econometrics*, Blackwell, Oxford.

Fortuny M., Nesporova A., Popova P., (2003), Employment promotion policies for older workers in the EU accession countries, the Russian Federation and Ukraine, ILO Employment Paper 2003/50

Gamber E., Joutz F., An Application of Estimating Structural Vector Autoregression Models with Long Run Restrictions, *The Journal of Macroeconomics*, September, 1993, vol. 15, 4, s. 723-745.

Groen J.J.J., Kleibergen F., (2003), Likelihood-Based Cointegration analysis in Panels of vector Error Correction Models, De Nederlandsche Bank NV Research Memorandum WO&E no. 646/0101

Hansen G.M., Kim J.R., Mittnik S., (1998), Testing Cointegration Coefficients in Vector Autoregressive Error Correction Models, *Economic Letters*, 58, 1-5.

Hanses, P. H. (2000), The Johansen-Granger Representation Theorem: An Explicit Expression for I(1) Processes, Working Paper, US San Diego and Brown University

Hoover, K. (2001), *The Methodology of Empirical Macroeconometrics*, Cambridge University Press, Cambridge. Hurlin C., (2004), *Nelson and Plosser Revisited : A Re-Examination using OECD Panel Data*, Laboratoire d'Economie d'Orleans, Document de Recherche 2004/23.

Jacobson T., Vredin A., Warne A., (1993), *Are Real Wages and Unemployment Related?*, Papers 558, Stockholm - International Economic Studies.

Jacobson T., Vredin A., Warne A., (1997), *Common trends and hysteresis in Scandinavian unemployment*, *European Economic Review*, Elsevier, vol. 41(9), s. 1781-1816.

Jacobson T., Jansson P., Vredin A., Anders W., (1999), *A VAR Model for Monetary Policy Analysis in a Small Open Economy*, Working Paper Series 77, Sveriges Riksbank (Central Bank of Sweden).

Johansen S., (1991), *Estimation and Hypothesis Testing of cointegration Vectors in Gaussian Vektor Autoregressive Models*, *Econometrica*, 59, 1551-1580.

Johansen S., (1995), *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press.

Johansen K., (2002), *Hysteresis in unemployment: evidence from Norwegian counties*, Working Paper series nr 6/2002, Department of Economics, Norwegian University of Science and Technology.

Johanes, S., Juselius, K. (1994), *Identification of the long-run and the short-run structure: an application to the IS-LM model*, *Journal of Econometrics* 63, 7-36.

Juselius K., (2005), *The cointegrated VAR model: Econometric methodology and macroeconomics application*, Oxford University Press, Oxford.

Judge, G., Hill, C., Griffiths, W., Lee, T. (1985), *The Theory and Practice of Econometrics*, John Willey and Sons, Nowy Jork. Koloch G., Szufel P., (2008), *Small Samples and Economic Reasoning*, Wydawnictwo X Konferencji Polskiego Towarzystwa Badań Operacyjnych i Systemowych BOS.

Larsson R., Lyhagen J., (1999), *Likelihood-Based Inference in Multivariate Panel Cointegration Models*, Stockholm School of Economics Working Paper Series in Economics and Finance, No. 331.

Larsson R., Lyhagen J., Lothgren M., (2001), *Likelihood-Based Cointegra-*

tion Tests in Heterogeneous Panels, *Econometric Journal*, Royal Economic Society, vol. 4(1), s. 41.

Layard R., Nickell S., Jackman R., (1991), *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press, Oxford.

Levin, A., C. Lin i C.J. Chu (2002), Unit Root Tests in Panel data: Asymptotic and Finite-Sample Properties, *Journal of Economics*, 108, 1-24.

León-Ledesma M., MacAdams P., (2003), *Unemployment, Hysteresis and Transition*, European Central Bank Working Paper nr 234.

Lewandowski P., Koloch G., Regulski A., (2008), *Elastyczność rynków dóbr i pracy w Polsce na tle wybranych krajów europejskich*, IBS 2008.

Lucas R., (1976), *Econometric Policy Evaluation: A Critique*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 1: 19–46

Lütkepohl H., Krätzig H., (2004), *Applied Time Series Econometrics (Themes in Modern Econometrics)*, Cambridge University Press, Cambridge.

Lütkepohl H., (2007), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, Berlin.

Magda I., Szydłowski A., (2007), *Place w makro i mikroperspektywie, w: Zatrudnienie w Polsce 2007*, pod red. Bukowski M., MPiPS, Warszawa 2007.

Moon H. R., Perron B., (2005), *An Empirical Analysis of Nonstationarity in Panels of Exchange Rates and Interest Rates with Factors*, IEPR Working Papers 05.35, Institute of Economic Policy Research (IEPR).

Moon H.R., Philips P.C.B, (1999), *Linear Regression Limit Theory for Nonstationary Oanel Data*, *Econometrics*, 67, 1057-1111.

Mortensen D., (2005), *Growth, Unemployment and Labor Market Policy*, Marshall Lecture, presented at the European Economic Association Meeting, Madrid, August 24, 2004, *Journal of the European Economic Association* 3.

Nelson C. R., Plosser C.I., (1982), *Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications*, *Journal of Monetary Economics*, 10, s. 139-162.

Nickell S., Nunziata L., Ochel W. (2005), *Unemployment in the OECD since the 1960s. What do we know?*, *The Economic Journal* 115,s. 1-27.

Morawski L., Mycielski J., Myck M., (2007), Employment fluctuations and dynamics of the aggregate average wage in Poland, 1996-2003, *The Economics of Transition*, The European Bank for Reconstruction and Development, vol. 15, s. 759-779.

Mortensen D., Pissarides Ch., (1994), Job creation and job destruction in the theory of unemployment, *Review of Economic Studies*, vol. 61(3), s. 397-415

OECD, (2002), *Economic Survey of Czech Republic 2002*, OECD, Paryż

OECD, (2004), *Economic Survey of Poland 2004*, OECD, Paryż

OECD (2006), *Employment Outlook 2006*, OECD, Paryż.

Paas T., Eamets R. et al., (2006), *Labor Market Flexibility, Flexicurity and Employment: Lessons of the Baltic States*, Nova Science, Hauppauge NY.

Papell D. H., Murray C. J., Ghiblawi H. (2000), The structure of unemployment, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 82, pp. 309-315.

Pedroni P., (2000), Fully Modified OLS for Heterogenous Cointegrated Panels, w: B. Baltagi (red.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, *Advances in Econometrics*, Vol. 15, Amsterdam.

Perron P., Ng S., (1996), Useful Modifications of Some Unit Root Tests with Dependent Errors and Their Local Asymptotic Properties, *Review of Economic Studies*, 63, 435-463.

Pesaran M.H., Shin Y., Smith R., (1999), Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogenous Panels, *Journal of the American Statistical Association*, 94, 621-634.

Pesaran, M.H., (2003), *A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence*, *Cambridge Working Papers in Economics 0346*, Faculty of Economics, University of Cambridge, Cambridge.

Pesaran M.H., Schuermann T., Weiner S.M., (2004), *Modelling Regional Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model*, *Journal of Business and Economic Statistics*, 22, 129-162.

Phillips, P.C.B. (1994), Some Exact Distribution Theory for Maximum Likelihood Estimators of Cointegration Coefficients in Error Correction Models, *Econometrica*, 62, 73 - 93.

- Pissarides Ch., (2000), *Equilibrium Unemployment Theory*, MIT Press, Cambridge
- Ravenna F., (2007), Vector autoregressions and reduced form representations of DSGE models, *Journal of Monetary Economics* 54(7), s. 2048-2064
- Reinsel, G.C. (1993), *Elements of Multivariate Time Series Analysis*, Springer, New York.
- Saikkonen P. (1992), Testing the Normalization and Overidentification of cointegrating Vector Autoregressive Processes, *Econometric Reviews*, 18, 235-257.
- Saikkonen P., (1999), Testing normalization and overidentification of cointegrating vectors in vector autoregressive processes, *Econometric Reviews* 18, 235-257.
- Saikkonen P., Luukkonen R., (1997), Testing cointegration in infinite order vector autoregressive processes, *Journal of Econometrics* 81, 93 - 129.
- Saikkonen P., Lütkepohl, H., Trend adjustment prior to testing for the cointegrating rank of a vector autoregressive processes, *Journal of Time Series Analysis* 21, 435 - 456.
- Schleicher Ch., (2003), Kolmogorov-Wiener Filters for Finite Time Series, *Computing in Economics and Finance* 2003 109, Society for Computational Economics
- Smith R., Zoega G., (2005), Unemployment, Investment and Global Expected Returns: A Panel FAVAR Approach, *Birkbeck Working Papers in Economics and Finance* 0524
- Stock J., Watson J., (2002), Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes, *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 147- 162.
- Stock J., Watson J., (2005), Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis, *NBER Working Papers* 11467
- Yang, M. (1997), On Identifying Permanent and Transitory Shocks in VAR Processes, *Economic Letters* 58, 171-175.
- Zagler M., (2004), *Growth and Employment in Europe*, Palgrave Macmillan.