

UNIWERSYTET GDAŃSKI

Seminarium Katedry Ekonometrii

2005-12-15

Estymacja stopy równowagi bezrobocia
w krajach Grupy Wyszehradzkiej

Dr Grzegorz Kuczyński

Sopot 2005

Wprowadzenie

Transformacja ustrojowa, którą Polska oraz pozostałe kraje Grupy Wyszehradzkiej podjęły na początku lat dziewięćdziesiątych, doprowadziła do przełomowych zmian politycznych, gospodarczych i społecznych. Wprowadzone reformy oraz proces liberalizacji działalności gospodarczej stanowiły podstawę dla rozwoju gospodarki opartej na zasadach rynkowych. Proces transformacji gospodarczej odegrał istotną rolę w zmianach mających miejsce na rynku pracy. Na skutek wprowadzenia mechanizmów rynkowych sytuacja na rynku pracy uległa diametralnemu przeobrażeniu. Dostosowanie rozmiarów oraz struktury zatrudnienia do wymogów gospodarki rynkowej spowodowało, że w miejsce typowych dla gospodarki centralnie planowanej niedoborów siły roboczej oraz nadwyżki popytu na pracę, pojawiły się nadmiar podaży pracy i jawne bezrobocie. We wszystkich krajach Grupy Wyszehradzkiej bezrobocie szybko okazało się bardzo istotnym problemem. W Polsce, Słowacji oraz na Węgrzech w kilku pierwszych latach transformacji stopa bezrobocia osiągnęła wysoki poziom.

Tematyka stopy równowagi bezrobocia posiada istotne znaczenie z punktu widzenia polityki gospodarczej, ponieważ określa taki poziom stopy bezrobocia, poniżej którego nie jest możliwe długotrwałe utrzymanie rzeczywistej stopy bezrobocia bez narażenia się na koszt w postaci rosnącej inflacji. Jedynym środkiem pozwalającym na zahamowanie jej wzrostu jest ponowne podwyższenie stopy bezrobocia do poziomu równowagi. Tak więc stopa równowagi bezrobocia stanowi swoistego rodzaju granicę działań mających na celu pobudzenie aktywności gospodarczej. Polityka prowadząca do redukcji bezrobocia do poziomu stopy równowagi nie niesie ze sobą negatywnych konsekwencji w sferze inflacji, jednakże przekroczenie tej granicy powoduje w efekcie nieunikniony jej wzrost.

Jedną z podstawowych teorii stopy równowagi bezrobocia jest teoria rozszerzonej o oczekiwania inflacyjne krzywej Phillipsa oraz naturalnej stopy bezrobocia zaproponowana jednocześnie, aczkolwiek niezależnie, przez Friedmana (1968) oraz Phelps'a (1968). Teoria ta opiera się na, nowatorskim jak na owe czasy, uwzględnieniu oczekiwań dotyczących kształtowania się przyszłych poziomów inflacji. Dzięki przyjęciu założenia, że z biegiem czasu gospodarka dostosowuje się do przewidywanego poziomu inflacji autorzy dowodzą tezę, że w długim okresie stopa bezrobocia jest niezależna od inflacji i kształtuje się na poziomie stopy równowagi.

W toku dalszego rozwoju teorii stopy równowagi bezrobocia Modigliani i Papademos (1975) wprowadzili koncepcję NAIRU, czyli nieprzyspieszającej inflacji stopy bezrobocia, szeroko później rozwiniętą przez Layarda i innych (1991). Hipoteza NAIRU, pomimo odmiennych założeń mikroekonomicznych, w porównaniu z teorią naturalnej stopy bezrobocia, w swej istocie wyraża to co stanowi sens stopy równowagi bezrobocia, czyli brak możliwości utrzymania faktycznej stopy bezrobocia poniżej poziomu równowagi bez kosztu w postaci przyspieszenia inflacji. Teorie stopy równowagi bezrobocia od samego momentu swego powstania stanowiły i nadal stanowią wyzwanie dla wielu badań empirycznych. Niestety w zakresie tych badań nie znalazły się kraje Europy Centralnej, a w szczególności kraje Grupy Wyszehradzkiej. Niniejsze opracowanie stanowi próbę wypełnienia tej luki. Zadanie to nie jest łatwe, ponieważ ze względu na wpływ procesu transformacji gospodarczej na sytuację na rynkach pracy w analizowanych krajach, procesy na nich zachodzące zostały w znacznym stopniu zaburzone.

Spostrzeżenie to stanowi podstawę do stwierdzenia, że zastosowanie metod ekonometrycznych, w szczególności modeli wektorowoautoregresyjnych oraz dekompozycji Blancharda-Quaha, umożliwi odfiltrowanie wpływu procesu transformacji gospodarczej na rynek pracy, pozwalając na oszacowanie stopy równowagi bezrobocia.

Pierwsza część referatu została poświęcona wprowadzeniu podstawowych miar bezrobocia oraz korekcie wartości stopy bezrobocia rejestrowanego w Polsce.

Celem drugiego fragmentu jest przedstawienie wpływu procesu transformacji gospodarczej na rynek pracy w krajach Grupy Wyszehradzkiej. W analizie zostały wykorzystane podstawowe miary makroekonomiczne takie jak PKB, stopa bezrobocia oraz poziom zatrudnienia.

W dalszej kolejności zawarty został opis dekompozycji Blancharda-Quaha, stanowiącej podstawowe narzędzie ekonometryczne wykorzystywane w celu oszacowania stopy równowagi bezrobocia.

Ostatnia część referatu zawiera wyniki empiryczne. W jej skład wchodzi badanie struktury stochastycznej stopy bezrobocia rejestrowanego oraz inflacji, wyniki oszacowań stopy równowagi oraz analizy wpływu mobilności siły roboczej na obniżenie stopy bezrobocia w krajach Grupy Wyszehradzkiej.

I. Podstawowe metody pomiaru bezrobocia

I.1 Badanie Aktywności Ekonomicznej Ludności

Bogatym źródłem wiedzy na temat pracujących i bezrobotnych jest reprezentacyjne badanie aktywności ekonomicznej ludności (LFS)¹ przeprowadzane między innymi we wszystkich krajach Grupy Wyszehradzkiej.

Bezrobotni, według LFS, to osoby w wieku 15-74² lata, które spełniają jednocześnie trzy warunki:

- w okresie badanego tygodnia nie były osobami pracującymi,
- aktywnie poszukiwały pracy,
- były gotowe podjąć pracę w ciągu dwóch tygodni następujących po tygodniu badanym.

Do osób bezrobotnych zalicza się także osoby, które nie poszukiwały pracy, ponieważ miały pracę przyrzeczoną i oczekiwały na jej rozpoczęcie przez okres nie dłuższy niż trzy miesiące oraz były gotowe tę pracę podjąć.

Osoby bezrobotne oraz pracujące stanowią zasób ludności aktywnej zawodowo. Natomiast zasób biernych zawodowo stanowią wszystkie pozostałe osoby nie sklasyfikowane uprzednio jako pracujące lub bezrobotne, czyli osoby które:

- nie pracowały i nie poszukiwały pracy,
- nie pracowały i poszukiwały pracy, ale nie były gotowe do jej podjęcia w ciągu dwóch tygodni następujących po tygodniu badanym,
- nie pracowały i nie poszukiwały pracy, ponieważ miały pracę przyrzeczoną i oczekiwały na jej rozpoczęcie w okresie:
 - dłuższym niż trzy miesiące,
 - do 3 miesięcy, ale nie były gotowe tej pracy podjąć.

Na podstawie omówionych powyżej kryteriów możliwe jest zdefiniowanie podstawowych mierników nasilenia bezrobocia. Najpowszechniej wykorzystywaną miarą jest stopa bezrobocia, stanowiąca udział liczby bezrobotnych w liczbie osób aktywnych zawodowo.

¹ Skrót pochodzi od angielskiego *Labour Force Survey*. W Polsce stosuje się nazwę *Badanie Aktywności Ekonomicznej Ludności*.

² W Polsce do 2000 roku włącznie dla bezrobotnych stosowano jedynie dolną granicę wieku, tzn. za bezrobotne uznawano osoby w wieku 15 lat i więcej, jeżeli spełniły wymienione warunki.

Obok stopy bezrobocia spotkać można się ze współczynnikiem aktywności zawodowej, wyznaczanym jako udział ludności aktywnej zawodowo w ogólnej liczbie ludności w wieku 15 lat i więcej oraz wskaźnikiem zatrudnienia, będącym udziałem osób pracujących w liczbie ludności w wieku 15 lat i więcej .

I.2 Bezrobocie rejestrowane

Poza danymi pochodzącymi z badań aktywności ekonomicznej ludności oficjalnie publikowane są także dane dotyczące tak zwanego bezrobocia rejestrowanego. W przypadku Polski dane takie pochodzą ze sprawozdawczości przedsiębiorstw oraz ze sprawozdań urzędów pracy. Sprawozdawczość przedsiębiorstw stanowi źródło informacji na temat liczby pracujących poza rolnictwem indywidualnym, natomiast sprawozdania urzędów pracy są wykorzystywane do określenia liczby zarejestrowanych bezrobotnych.

Na potrzeby sprawozdawczości urzędów pracy, zgodnie z ustawą o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy³ za osobę bezrobotną uznaje się obywatela Polski niezatrudnionego i nie wykonującego innej pracy zarobkowej, zdolnego i gotowego do podjęcia zatrudnienia w pełnym wymiarze czasu pracy obowiązującym w danym zawodzie lub służbie (bądź jeśli jest osobą niepełnosprawną zdolną i gotową do podjęcia zatrudnienia co najmniej w połowie tego wymiaru czasu pracy), nie uczącego się w szkole z wyjątkiem szkół dla dorosłych lub szkół wyższych w systemie wieczorowym albo zaocznym, zarejestrowanego we właściwym dla miejsca zameldowania (stałego lub czasowego) powiatowym urzędzie pracy oraz poszukującego zatrudnienia lub innej pracy zarobkowej, jeżeli:

- ukończył 18 lat, z wyjątkiem młodocianych absolwentów,
- nie ukończył 60 lat (w przypadku kobiet) lub 65 lat (w przypadku mężczyzn),
- nie nabył prawa do emerytury lub renty z tytułu niezdolności do pracy, renty szkoleniowej, renty socjalnej albo po ustaniu zatrudnienia, innej pracy zarobkowej, zaprzestaniu prowadzenia pozarolniczej działalności, nie pobiera zasiłku przedemerytalnego, świadczenia przedemerytalnego, świadczenia rehabilitacyjnego, zasiłku chorobowego lub macierzyńskiego,
- nie jest właścicielem lub posiadaczem samoistnym lub zależnym nieruchomości rolnej o powierzchni użytków rolnych przekraczającej 2 ha przeliczeniowe lub nie podlega

³ Zadania państwa w zakresie promocji zatrudnienia, łagodzenia skutków bezrobocia oraz aktywizacji zawodowej określa ustawa o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy z 1 maja 2004 roku (Dz. U. Nr 99, poz. 1001). Zastąpiła ona wcześniej obowiązującą ustawę o zatrudnieniu i przeciwdziałaniu bezrobociu (Dz. U. Nr 58, poz. 514 z 7 marca 2003).

ubezpieceniom emerytalnemu i rentowym z tytułu stałej pracy jako współmałżonek lub domownik w gospodarstwie rolnym o powierzchni użytków rolnych przekraczającej 2 ha przeliczeniowe,

- nie uzyskuje przychodów podlegających opodatkowaniu podatkiem dochodowym z działów specjalnych produkcji rolnej, chyba że dochód z działów specjalnych produkcji rolnej, obliczony dla ustalenia podatku dochodowego od osób fizycznych, nie przekracza wysokości przeciętnego dochodu z pracy w indywidualnych gospodarstwach rolnych z 2 ha przeliczeniowych ustalonego przez Prezesa Głównego Urzędu Statystycznego na podstawie przepisów o podatku rolnym, lub nie podlega ubezpieceniom emerytalnemu i rentowym z tytułu stałej pracy jako współmałżonek lub domownik w takim gospodarstwie,
- nie podjął pozarolniczej działalności od dnia wskazanego w zgłoszeniu do ewidencji do dnia wyrejestrowania tej działalności albo nie podlega na podstawie odrębnych przepisów obowiązkowi ubezpieczenia społecznego, z wyjątkiem ubezpieczenia społecznego rolników,
- nie jest osobą tymczasowo aresztowaną lub nie odbywa kary pozbawienia wolności,
- nie uzyskuje miesięcznie przychodu w wysokości przekraczającej połowę minimalnego wynagrodzenia za pracę, z wyłączeniem przychodów uzyskanych z tytułu odsetek lub innych przychodów od środków pieniężnych zgromadzonych na rachunkach bankowych,
- nie pobiera na podstawie przepisów o pomocy społecznej zasiłku stałego,
- nie pobiera, na podstawie przepisów o świadczeniach rodzinnych, świadczenia pielęgnacyjnego lub dodatku do zasiłku rodzinnego z tytułu samotnego wychowywania dziecka i utraty prawa do zasiłku dla bezrobotnych na skutek upływu ustawowego okresu jego pobierania,
- nie pobiera, po ustaniu zatrudnienia, świadczenia szkoleniowego.

Zgodnie z definicją Głównego Urzędu Statystycznego stopa bezrobocia rejestrowanego stanowi iloraz liczby zarejestrowanych bezrobotnych w stosunku do liczby aktywnych zawodowo, czyli sumy liczby pracujących w gospodarce narodowej oraz zarejestrowanych bezrobotnych.

I.3 Zharmonizowana stopa bezrobocia

Poza powyżej opisanymi definicjami stopy bezrobocia EUROSTAT publikuje dla wszystkich krajów Unii Europejskiej tak zwaną zharmonizowaną stopę bezrobocia⁴. Zharmonizowana stopa bezrobocia ma na celu zapewnienie danych o jak najwyższej, czyli miesięcznej, częstotliwości w oparciu o wyniki badania aktywności ekonomicznej ludności w poszczególnych krajach. Jako, że badanie takie jest przeprowadzane w cyklu kwartalnym EUROSTAT stosuje interpolację ich wyników w oparciu o miesięczne wartości rejestrowanej stopy bezrobocia⁵. W kolejnym kroku na podstawie tak wyznaczonych wartości miesięcznych EUROSTAT szacuje wartości kwartalne i roczne.

⁴ Ang. *Harmonised unemployment rate*.

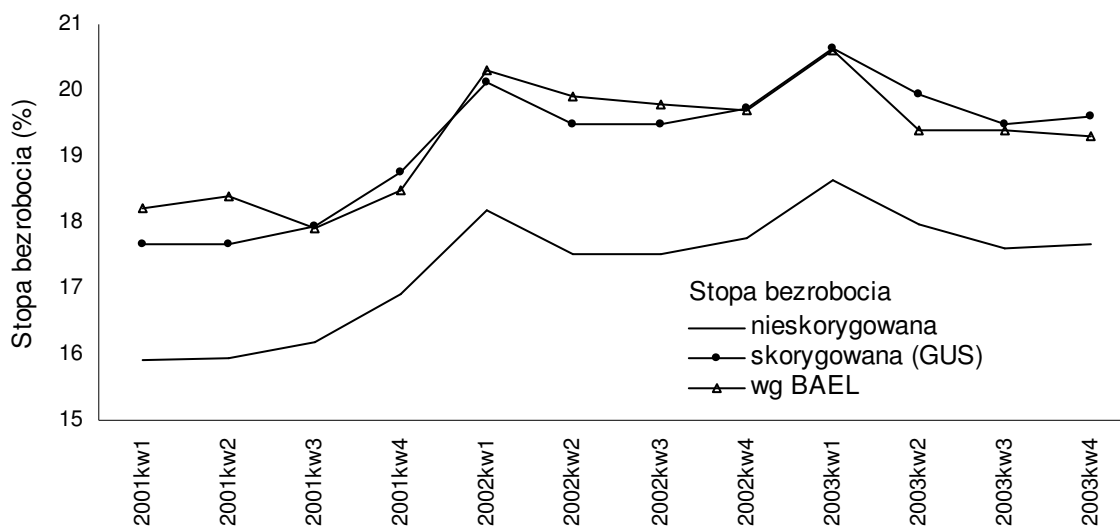
⁵ Wyjątek stanowią Finlandia, Szwecja oraz Wielka Brytania, w przypadku których badanie aktywności ekonomicznej przeprowadzane jest w cyklu miesięcznym oraz Grecja i Włochy, dla których wykorzystywane są jedynie wyniki badań kwartalnych.

II. Stopa bezrobocia rejestrowanego w Polsce w świetle wyników NSP oraz PSP z roku 2002

Do roku 2002 podstawę oszacowania liczby osób pracujących w indywidualnych gospodarstwach rolnych stanowiły wyniki Powszechnego Spisu Rolnego z 1996 roku. Jednak w wyniku przeprowadzonych w 2002 roku Narodowego Spisu Powszechnego oraz Powszechnego Spisu Rolnego stwierdzono znaczne różnice w liczbie pracujących w rolnictwie indywidualnym w stosunku do wartości oszacowanych na podstawie Powszechnego Spisu Rolnego z roku 1996. Liczba pracujących w indywidualnych gospodarstwach rolnych wg NSP i PSP 2002 wyniosła 2373.1 tysięcy i była o 1756.7 tysięcy mniejsza niż, opracowane na podstawie Powszechnego Spisu Rolnego z 1996 roku, jej oszacowanie wynoszące 4129.8 tys.

Spadek ogólnej liczby pracujących, a tym samym liczby aktywnych zawodowo, bezpośrednio przekłada się na wzrost stopy bezrobocia rejestrowanego o prawie dwa punkty procentowe. Wykres 1 obrazuje kształtowanie się nieskorygowanej i skorygowanej przez GUS rejestrowanej stopy bezrobocia oraz stopy bezrobocia według BAEL.

Wykres 1. Nieskorygowana i skorygowana (przez GUS) stopa bezrobocia rejestrowanego oraz stopa bezrobocia według BAEL w latach 2001-2003.

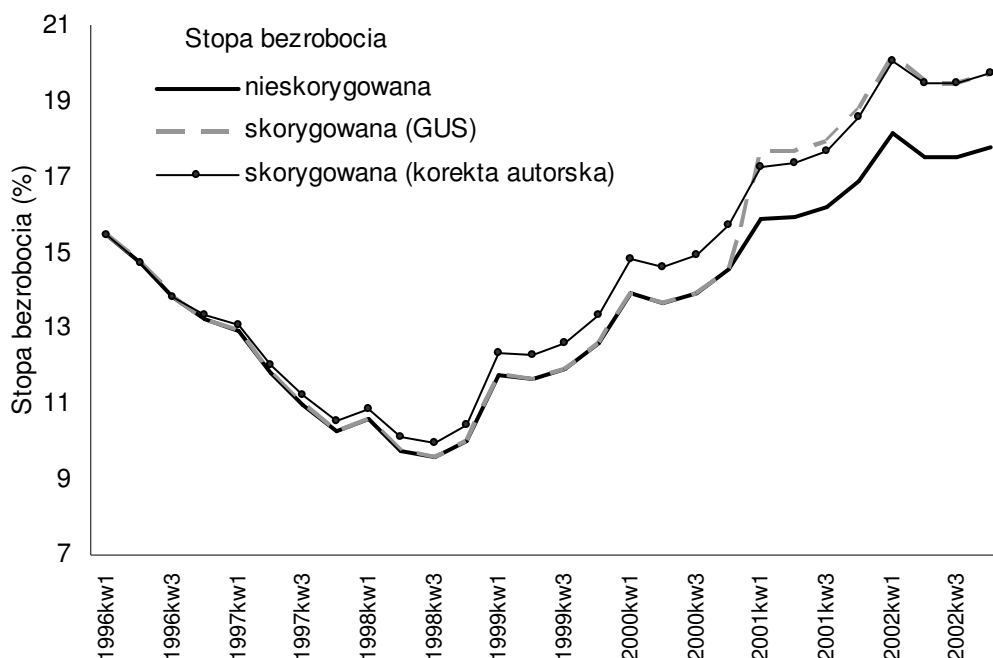


Źródło: Opracowanie własne na podstawie Biuletynów Statystycznych 1990-2004 oraz Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności 1992-2004.

Ze względu na przeszacowanie liczby osób pracujących w indywidualnych gospodarstwach rolnych, oficjalna rejestrowana stopa bezrobocia kształtowała się na poziomie przeciętnie

niższym o 1.9 punktu procentowego od faktycznej. Za poprawnością wprowadzonych przez GUS korekt przemawia fakt, że skorygowany poziom stopy bezrobocia w latach 2001-2003 nie odbiega znacznie od stopy bezrobocia według BAEL. Przeciętna bezwzględna różnica pomiędzy tymi miarami to 0.3 punktu procentowego. Korekta GUS jest oparta na podstawie prostej rekalkulacji liczby pracujących o stałą wartość wynikającą ze spisów w roku 2002 w całym okresie korekty. Zakłada więc, że spadek liczby pracujących był skokowy i miał miejsce na przełomie lat 2000-2001. Jest to założenie daleko upraszczające i prowadzące do utraty porównywalności danych. Bardziej akceptowalnym założeniem jest przyjęcie, że spadek liczby pracujących zaobserwowany między kolejnymi spisami w latach 1996 oraz 2002 miał charakter ewolucyjny i rozwijał się liniowo. Przyjęcie takiego założenia gwarantuje, że skorygowana w oparciu o nie stopa bezrobocia wykazuje łagodne przejście od wartości zaobserwowanych w roku 1996 do wartości obecnie publikowanych za rok 2002. Proponowana procedura korekty polega na liniowym rozłożeniu wartości korekty liczby pracujących pomiędzy drugim kwartałem 1996 a drugim kwartałem 2002 tak, by w początkowym okresie wartość korekty była zerowa, a w końcowym była równa faktycznej wartości korekty, czyli 1756.7 tysiąca osób.

Wykres 2. Autorska korekta rejestrowanej stopy bezrobocia na tle stóp skorygowanej oraz nieskorygowanej przez GUS w latach 1996-2002.



Źródło: Opracowanie własne na podstawie Biuletynów Statystycznych 1990-2004.

Następnie oszacowana na podstawie liczby osób bezrobotnych oraz nieskorygowanej stopy bezrobocia liczba aktywnych zawodowo została skorygowana o wyznaczoną w poprzednim kroku korektę liczby pracujących. W ostatnim etapie na podstawie skorygowanej liczby aktywnych zawodowo oraz liczby bezrobotnych została wyznaczona skorygowana stopa bezrobocia. Wykres 2 obrazuje kształtowanie się tak skorygowanej stopy bezrobocia na tle stóp nieskorygowanej i skorygowanej przez GUS.

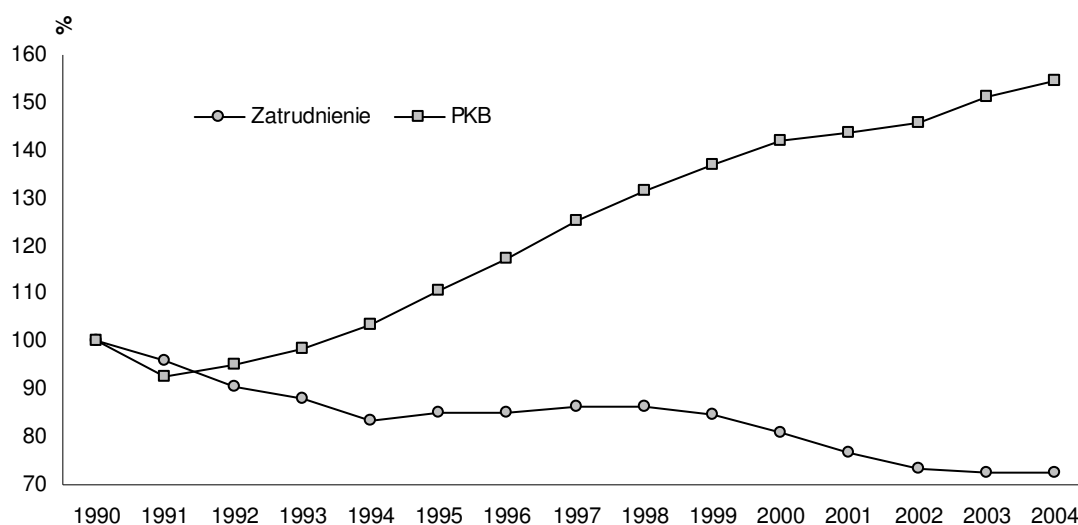
Między wartościami skorygowanej przez GUS stopy bezrobocia a wartościami zaproponowanymi w niniejszej pracy w okresie od pierwszego kwartału 2001 do drugiego kwartału 2002 występują niewielkie różnice. Największa rozbieżność ma miejsce na początku tego okresu i wynosi 0.44 punktu procentowego. Źródłem różnic jest fakt, że GUS skorygował liczbę pracujących o stałą wartość 1756.7 tysięcy, podczas gdy wartość korekty pracujących zaproponowana przez autora jest inna dla każdego okresu i tak na przykład w pierwszym kwartale 2001 wynosi ona jedynie 1390.7 tysięcy.

III. Sytuacja na rynku pracy w krajach Grupy Wyszehradzkiej w okresie 1990-2004

Wejście krajów Grupy Wyszehradzkiej na ścieżkę reform doprowadziło do tak zwanej „recesji transformacyjnej”, przejawiającej się w znacznym spadku produkcji i zatrudnienia oraz pojawieniu się i szybkim wzroście stopy bezrobocia (Riboud i inni (2001)). Potwierdzają to wykresy od 3 do 6 obrazujące dynamikę zmian PKB i zatrudnienia oraz poziom stopy bezrobocia w Polsce, Słowacji, Czechach i na Węgrzech w latach 1990-2004.

Wśród badanych krajów stosunkowo krótkotrwałym okresem recesji charakteryzowała się Polska (Keane i Prasad (2001), Balcerowicz (2000), Rosati (2002)). Najniższy poziom PKB w Polsce zanotowano w roku 1991, w którym stanowił on 92.4% poziomu PKB z roku 1990. W kolejnych latach w Polsce zaobserwowano tendencję wzrostową PKB i w roku 1994 jego poziom przekraczał już o 3.5% wartość z roku 1990.

Wykres 3. Dynamika PKB oraz poziomu zatrudnienia w Polsce w latach 1990-2004 (1990=100).



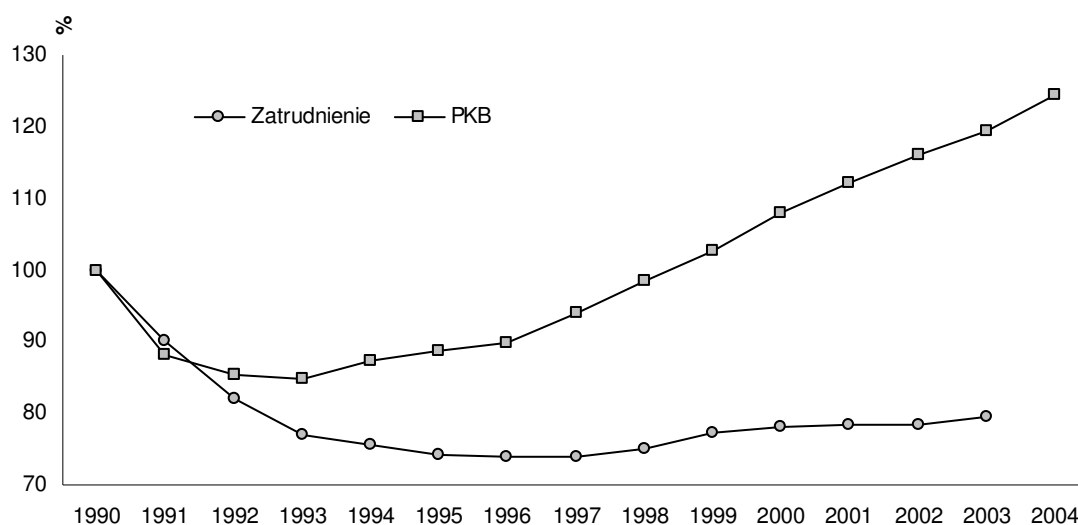
Źródło: Opracowanie własne na podstawie Biuletynów Statystycznych z lat 1990-2004.

Uwaga: Liczba zatrudnionych została skorygowana o wyniki Narodowego Spisu Powszechnego oraz Powszechnego Spisu Rolnego z roku 2002.

Spośród wszystkich krajów, które w latach dziewięćdziesiątych wkroczyły na drogę reform, Polska uzyskała najwyższe tempo wzrostu PKB. W roku 2004 produkt krajowy brutto przekroczył poziom z roku 1990 o 54.7%.

W przypadku Węgier swoją wartość minimalną, wynoszącą 84.9% w stosunku do roku 1990, PKB osiągnął w roku 1993. Ponowne osiągnięcie poziomu PKB z roku 1990 zajęło jeszcze pięć lat. Dopiero w 1999 roku PKB na Węgrzech ukształtował się na poziomie o 2.6% wyższym niż w roku 1990 (Ékes (2003)).

Wykres 4. Dynamika PKB oraz poziomu zatrudnienia na Węgrzech w latach 1990-2004^{*)} (1990=100).

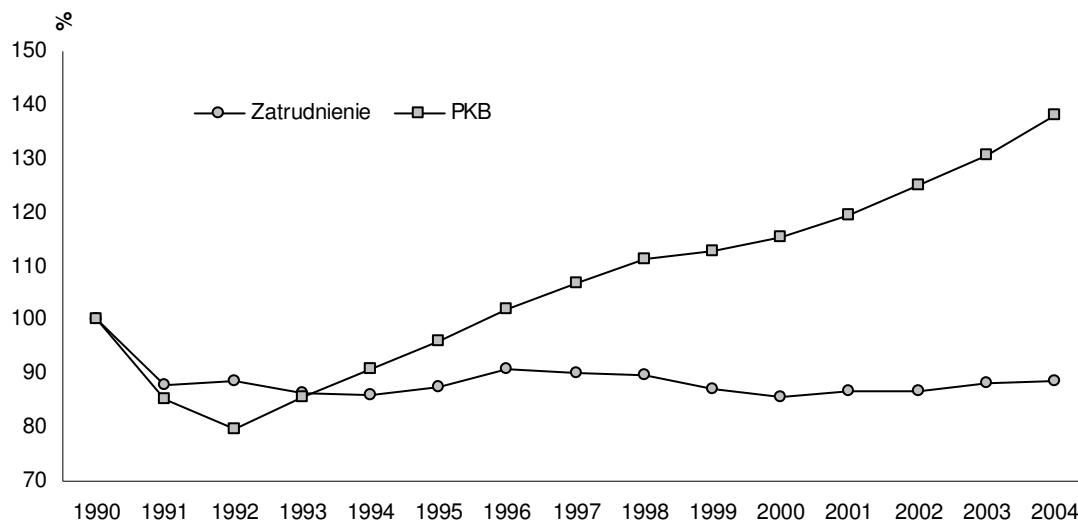


Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych ILO, EUROSTAT oraz Centralnego Węgierskiego Urzędu Statystycznego za okres 1990-2004.

^{*)} Dane dotyczące zatrudnienia do roku 2003.

Najgłębszej recesji doświadczyła Słowacja. W roku 1992 PKB stanowił 79.9% poziomu z roku 1990. W celu ponownego osiągnięcia poziomu PKB z przed momentu rozpoczęcia reform Słowacja potrzebowała trzech lat. W roku 1996 PKB był o 2.1% wyższy niż w roku 1990.

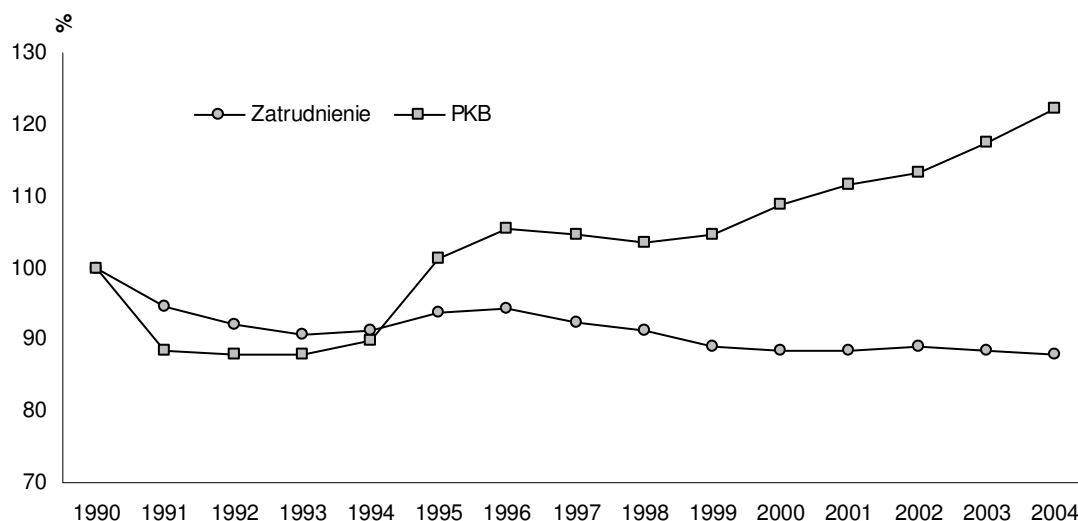
Wykres 5. Dynamika PKB oraz poziomu zatrudnienia na Słowacji w latach 1990-2004 (1990=100).



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych ILO, EUROSTAT oraz Urzędu Statystycznego Republiki Słowacji za okres 1990-2004.

W porównaniu z Słowacją nasilenie recesji w Czechach było znacznie mniejsze. Minimalna wartość PKB ukształtowała się w roku 1992 na poziomie 87.9%. Ponadto krócej o rok niż na Słowacji trwało w Czechach przywrócenie poziomu aktywności gospodarczej z roku 1990. W 1996 roku PKB przekroczył o 1.2% poziom z roku 1990.

Wykres 6. Dynamika PKB oraz poziomu zatrudnienia w Czechach w latach 1990-2004 (1990=100).



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych ILO, EUROSTAT oraz Czeskiego Urzędu Statystycznego za okres 1990-2004.

Spadek popytu na krajową produkcję przemysłową wymusił dostosowania w sferze zatrudnienia (Riboud i inni (2001), Blanchard (1997) str. 9). Najtrudniejszą sytuację na rynku pracy w Polsce od momentu rozpoczęcia reform zanotowano w roku 1994, kiedy to stopa bezrobocia osiągnęła przeciętną wartość 16.5%, a poziom zatrudnienia obniżył się do 14732.8 tysięcy, co stanowiło zaledwie 83.5% jego poziomu z roku 1990. W tym samym roku liczba bezrobotnych osiągnęła swój najwyższy poziom 2909.6 tysięcy osób. Liczba ta była 4.65 krotnie większa niż w roku 1990.

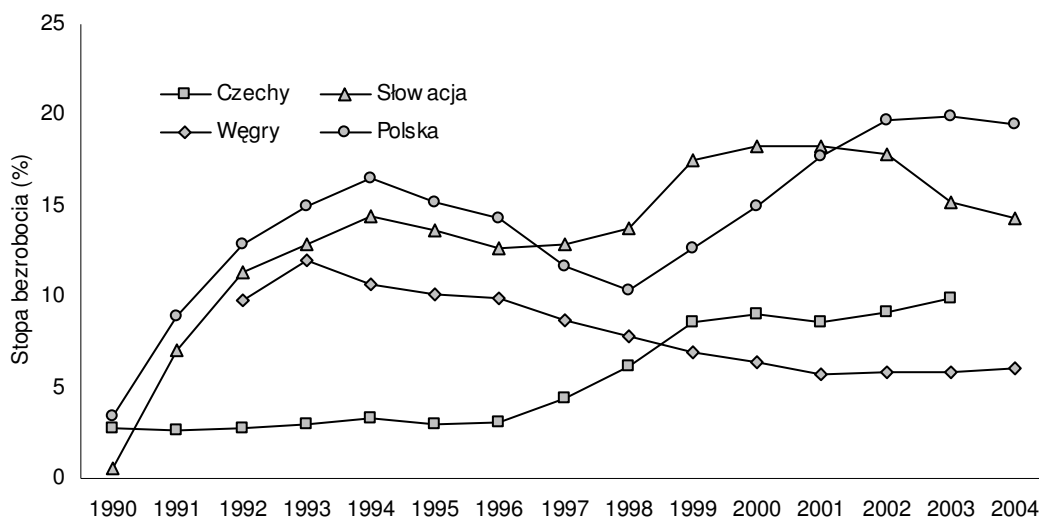
W latach 1995-1998 sytuacja na polskim rynku pracy uległa poprawie (Stępińska (2003) str. 138), czego dowodem jest spadek stopy bezrobocia z przeciętnego poziomu 15.2% w roku 1995 do 10.3% w roku 1998. Obniżenie stopy bezrobocia nie wynikało z porównywalnego wzrostu zatrudnienia, a było raczej spowodowane obniżeniem liczby zarejestrowanych bezrobotnych. Liczba bezrobotnych w rozpatrywanym okresie spadła o 34.8% z poziomu 2694.6 w roku 1995 do 1756.5 tysięcy w roku 1998. Wynikało to z wprowadzenia ustawodawstwa umożliwiającego przechodzenie na wcześniejsze emerytury oraz z wydłużenia okresu pozostawania młodzieży w systemie edukacji dziennej (Newell (2001))⁶.

Od roku 1999 aż do 2003 wzrost stopy bezrobocia ponownie wskazuje na pogorszenie się koniunktury na rynku pracy, stopa bezrobocia wzrosła o 9.6 punktu procentowego. Okres ten zazwyczaj w literaturze określa się mianem „*drugiej fali bezrobocia*” (Socha i Wojciechowski (2004)).

Dopiero w roku 2004 pojawiły się pierwsze symptomy ponownej poprawy koniunktury na rynku pracy, stopa bezrobocia nieznacznie spadła do poziomu 19.5%. Sytuacja ta może wskazywać na początek długo oczekiwanego ożywienia gospodarczego (Hauser i inni (2004)). Według prognoz tendencja spadkowa stopy bezrobocia utrzyma się w najbliższych latach (Antczak i inni (2004), Jankowiak i inni (2005)). W roku 2005 powinniśmy spodziewać się stopy bezrobocia na poziomie około 18%, z wyraźną tendencją spadkową do poziomu 13% w roku 2010 (Strzała (2005)).

⁶ Autor cytowanej publikacji szacuje, że gdyby nie wspomniane czynniki, to liczba osób bezrobotnych w roku 1998 byłaby znacznie wyższa i kształtowałyby się na poziomie około 3.5 miliona zamiast faktycznie zarejestrowanej na poziomie około 1.8 miliona.

Wykres 7. Stopa bezrobocia w Polsce, Słowacji, Czechach i Węgrzech w latach 1990-2004 (średni poziom w roku).



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS, ILO, EUROSTAT oraz Urzędów Statystycznych w poszczególnych krajach za okres 1990-2004.

Uwaga: Dane dla Czech za okres 1990-2003, dla Węgier 1992-2004

W latach 1990-1996 stopa bezrobocia na Słowacji kształtowała się bardzo podobnie jak w Polsce, choć jej wartość była w tym okresie przeciętnie o 2 punkty procentowe niższa. W roku 1990 kształtowała się ona na poziomie 0.5% podczas, gdy w roku 1994 osiągnęła wartość 14.4%. W tym samym czasie liczba zatrudnionych spadła o 339.8 tysięcy osób, czyli o 13.9%, a liczba bezrobotnych wzrosła o 331.9 tysięcy osób, co stanowi ponad 9-krotny jej wzrost w porównaniu z rokiem 1990. Kolejne dwa lata przyniosły polepszenie sytuacji na słowackim rynku pracy, stopa bezrobocia obniżyła się o 1.8 punktu procentowego do najniższego poziomu 12.6% w roku 1996. Od tego momentu, podczas gdy w Polsce wciąż jeszcze trwała spadkowa tendencja stopy bezrobocia, na Słowacji rozpoczął się trwający pięć lat okres pogorszenia koniunktury na rynku pracy. W roku 2001 stopa bezrobocia wzrosła do swej maksymalnej wartości 18.3%. Zatrudnienie w tym okresie spadło o kolejne 100.3 tysięcy osób, a liczba bezrobotnych wzrosła o 204 tysiące osób. Zmianę tej niekorzystnej tendencji przyniósł rok 2002. Do roku 2004 stopa bezrobocia spadła do poziomu 14.3%.

Stopa bezrobocia na Węgrzech w latach 1992-1993 kształtowała się na poziomie bardzo zbliżonym do stopy bezrobocia na Słowacji, w roku 1993 wynosiła 12.0%. Odmienne niż w pozostałych krajach, od roku 1994 aż do roku 2001 na Węgrzech utrzymywała się wyraźna tendencja spadkowa stopy bezrobocia. Na przestrzeni ośmiu lat jej poziom spadł do najniższej wartości 5.7% w roku 2001. Polepszenie koniunktury na rynku pracy nie wynikało ze wzrostu poziomu zatrudnienia. Liczba pracujących spadała systematycznie począwszy od roku 1990

aż do roku 1996 osiągając minimum na poziomie 3622.5 tysiąca osób. W tym samym czasie liczba osób bezrobotnych spadła z 519.6 tysiąca do 342.8 tysiąca osób. Lata 2002-2004 charakteryzowały się bardzo powolnym wzrostem stopy bezrobocia z 5.8% w roku 2002 do 6.1% w roku 2004.

Wyjątkowo, jak na warunki okresu transformacji gospodarczej, kształtowała się stopa bezrobocia w Czechach. W latach 1990-1996 utrzymywała się ona na wyjątkowo niskim i stabilnym poziomie około 2.9%. W okresie tym liczba osób zatrudnionych także utrzymywała się na względnie stałym poziomie około 92.7% stanu z roku 1990. Kolejne trzy lata cechowały się wzrostem stopy bezrobocia, która w roku 1999 ukształtowała się na poziomie 8.6%. Pogorszenie sytuacji na rynku pracy spowodowane było zarówno spadkiem zatrudnienia jak też wzrostem liczby bezrobotnych. Liczba zatrudnionych spadła z poziomu 4946.0 tysięcy w roku 1997 do 4760.0 tysięcy w roku 1999, natomiast liczba bezrobotnych – z poziomu 689.5 tysięcy w roku 1997 do 1250.3 tysięcy w roku 1999. W następnych latach stopa bezrobocia w Czechach ustabilizowała się na poziomie około 9.2%, a w roku 2003 wynosiła 9.9%.

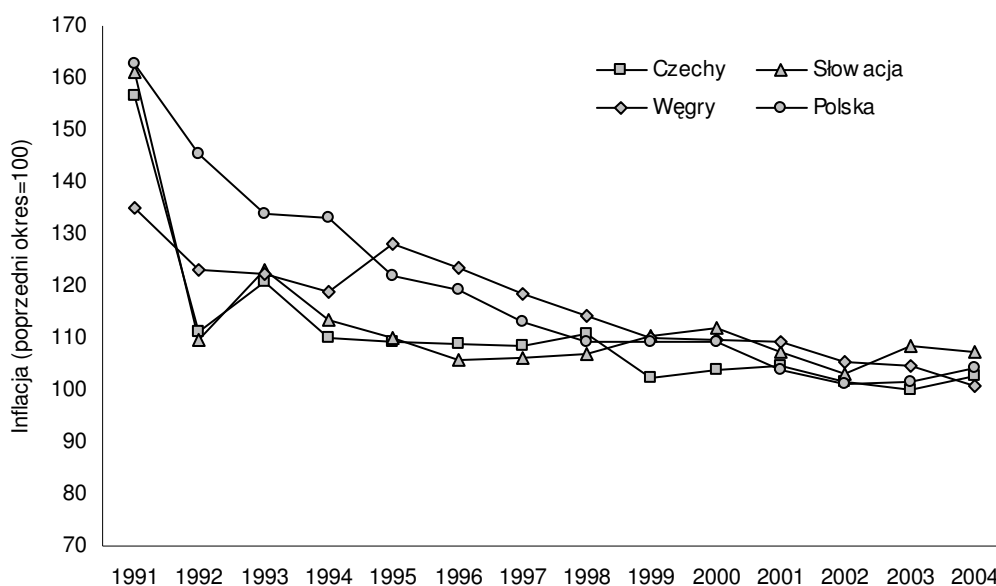
W sferze monetarno-finansowej we wszystkich krajach objętych analizą zaobserwowano wysoki poziom inflacji. Wykres 8 wskazuje, że najwyższą inflacją, mierzoną jako roczna procentowa dynamika CPI, w początkowej fazie transformacji charakteryzowała się Polska. W roku 1990 średnia stopa inflacji sięgała w Polsce 390.5%. W następnych latach na skutek restrykcyjnej polityki antyinflacyjnej znacznie obniżono tempo wzrostu poziomu cen. W roku 1991 inflacja w Polsce kształtowała się na poziomie 162.7%, a w kolejnym roku spadła o kolejne 17.4 punktu procentowego. Zredukowanie inflacji do poziomu jednocyfrowego zajęło jeszcze pięć lat, w roku 1998 inflacja spadła do poziomu 9.2%. Ciągła tendencja spadkowa inflacji utrzymała się jeszcze do roku 2003 kiedy to przyjęła ona najniższą dotychczasową wartość 1.5%. W roku 2004 odnotowano wzrost poziomu cen i przyspieszenie inflacji do wartości 4.3%.

O ile w Polsce w roku 1990 panowała hiperinflacja, to w pozostałych krajach spirala inflacyjna dopiero się rozkręcała. Na Węgrzech poziom inflacji wynosił 28.9%, na Słowacji 10.4% a w Czechach 9.7%. Dopiero w kolejnym roku w tych krajach inflacja osiągnęła swe najwyższe wartości. Żadna z nich jednak nie przekroczyła poziomu inflacji w Polsce. Warto zwrócić uwagę na znaczne tempo obniżania inflacji na Słowacji. W ciągu jednego roku inflacja z poziomu 61.3% w roku 1991 spadła do 9.8% w roku 1992. Spadek ten jednak nie był długotrwały, już w kolejnym roku inflacja wzrosła do 23.2%. Następnie spadła do 9.9% w roku 1995 i aż do roku 2004 utrzymywała się na poziomie około 7.5%. Podobnie jak na

Słowacji, w Czechach na przełomie lat 1991 i 1992 miało miejsce znaczne obniżenie przeciętnego poziomu cen. W okresie tym inflacja spadła z poziomu 56.6% do 11.1%. Podobnie też w kolejnym roku zaobserwowano wzrost stopy inflacji do poziomu 20.8%. Następnie spadła ona do poziomu 9.1% w roku 1995, ale w odróżnieniu od Słowacji, przez kolejne 3 lata utrzymała się na stosunkowo wysokim poziomie około 9.3%. Dopiero w roku 1999 stopa inflacji w Czechach wyraźnie się obniżyła do poziomu 2.1%, kształtując się na stosunkowo stabilnym poziomie do roku 2004, kiedy to osiągnęła poziom 2.8%.

Stosunkowo wysokim poziomem inflacji charakteryzowały się Węgry. Obniżenie inflacji do poziomu jednocyfrowego trwało tam 10 lat. Dopiero w roku 2000 odnotowano inflację na poziomie 9.8%. Należy jednak dodać, że postęp w obniżaniu inflacji nie zatrzymał się na tym etapie, stopa inflacji na Węgrzech systematycznie spadała aż do roku 2004, kiedy to osiągnęła wartość najniższą wśród wszystkich badanych krajów, wynoszącą 0.8%.

Wykres 8. Inflacja w Polsce, Słowacji, Czechach i Węgrzech w latach 1991-2004 (poprzedni okres =100).



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS, ILO, EUROSTAT.

Uwagi: Ze względu na panującą w Polsce hiperinflację, w celu zagwarantowania czytelności wykresu, pominięto wartości z roku 1990. Stopy inflacji w analizowanych krajach w roku 1990 wynosiły odpowiednio (w kolejności krajów zgodnej z tytułem wykresu) 390.5%, 100.4%, 109.7% oraz 128.9%.

Podsumowując, proces transformacji we wszystkich badanych krajach przebiegał w podobny sposób. W każdym z krajów Grupy Wyszehradzkiej w pierwszych latach transformacji gospodarczej zaobserwowano tymczasowy spadek poziomu PKB. Po początkowym okresie recesji transformacyjnej pojawiło się jednak ożywienie gospodarcze, przejawiające się wysoką dynamiką PKB oraz wydajności pracy. Cechą wspólną badanych krajów jest także długotrwały spadek poziomu zatrudnienia, którego skutki są nadal wyraźnie odczuwalne. Liczba osób zatrudnionych w roku 2004 stanowi około 82% poziomu zatrudnienia z roku 1990. We wszystkich badanych krajach, na skutek wejścia na ścieżkę reform gospodarczych, zaobserwowano także gwałtowny wzrost przeciętnego poziomu cen. Działania podjęte w celu stłumienia inflacji ostatecznie doprowadziły do jej obniżenia do przeciętnego poziomu 3.8% w roku 2004.

W świetle powyższych rozważań proces transformacji gospodarczej jest postrzegany jako swego rodzaju szok strukturalny, okresowo przyczyniający się do wzrostu poziomu bezrobocia. Stąd też oszacowanie stopy równowagi bezrobocia polega na wyodrębnieniu wpływu procesu transformacji gospodarczej na poziom zatrudnienia. Stopa równowagi stanowi więc taki poziom stopy bezrobocia, który ukształtowałby się w badanych krajach, gdyby stopa bezrobocia determinowana była jedynie przez czynniki o charakterze rynkowym. Z drugiej strony frakcja stopy bezrobocia wyznaczona rezydualnie względem stopy równowagi stanowi oszacowanie poziomu zakłócenia wywieranego przez proces transformacji gospodarczej na rynek pracy.

IV. Dekompozycja Blancharda-Quaha

Narzędziem ekonometrycznym pozwalającym na wyodrębnienie z szeregu rejestrowanej stopy bezrobocia jej frakcji utożsamianej z stopą równowagi, jest dekompozycja Blancharda-Quaha. Punktem wyjściowym jest model wektorowoautoregresyjny rzędu p (VAR):

$$x_t = A(L)Lx_t + e_t \quad x'_t = [\Delta unr_t, inf_t], \quad \text{Var}(e_t) = \Sigma \quad [1]$$

wyrażony w postaci wektorowej średniej ruchomej (VMA):

$$x_t = \sum_{k=0}^{\infty} B(k)e_{t-k} = Ie_t + B(1)e_{t-1} + B(2)e_{t-2} + \dots \quad [2]$$

Dekompozycja Blancharda-Quaha pozwala na identyfikację macierzy ortogonalizującej $C(0)$, tak by model [2] można przedstawić w postaci:

$$x_t = \sum_{k=0}^{\infty} C(k)\varepsilon_{t-k} = C(0)\varepsilon_t + C(1)\varepsilon_{t-1} + C(2)\varepsilon_{t-2} + \dots \quad \text{VAR}(\varepsilon_t) = I \quad [3]$$

lub w zapisie skalarnym:

$$\begin{aligned} \Delta unr_t &= \sum_{k=0}^{\infty} c_{11}(k)\varepsilon_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} c_{12}(k)\varepsilon_{2t-k} \\ inf_t &= \sum_{k=0}^{\infty} c_{21}(k)\varepsilon_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} c_{22}(k)\varepsilon_{2t-k} \end{aligned} \quad [4]$$

Zależności między modelami [2] oraz [3] dane są jako:

$$e_t = C(0)\varepsilon_t \quad [5]$$

lub w zapisie skalarnym

$$\begin{aligned} e_{1t} &= c_{11}(0)\varepsilon_{1t} + c_{12}(0)\varepsilon_{2t} \\ e_{2t} &= c_{21}(0)\varepsilon_{1t} + c_{22}(0)\varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad [6]$$

oraz

$$C(k) = B(k)C(0)^7 \quad [7]$$

gdzie ε_{1t} oraz ε_{2t} są szokami związanymi odpowiednio z bezrobociem i inflacją.

Wyznaczenie macierzy ortogonalizującej $C(0)$ wymaga nałożenia zestawu czterech restrykcji, z których trzy dane są następująco:

$$Var(e_1) = c_{11}(0)^2 + c_{12}(0)^2 \quad [8]$$

$$Var(e_2) = c_{21}(0)^2 + c_{22}(0)^2 \quad [9]$$

$$E(e_1 e_2) = c_{11}(0)c_{21}(0) + c_{12}(0)c_{22}(0) \quad [10]$$

Restrykcja czwarta, odpowiadająca założeniu o braku długookresowego wpływu szoku związanego z inflacją na stopę bezrobocia, przyjmuje postać:

$$\sum_{k=0}^{\infty} c_{12}(k)\varepsilon_{2t-k} = 0, \quad [11]$$

co w połączeniu z restrykcjami od [8] do [10], prowadzi bezpośrednio do analitycznego rozwiązania elementów macierzy ortogonalizującej $C(0)$:

$$c_{11}(0) = \sqrt{Var(e_1) - c_{12}^2} \quad [12]$$

⁷ Macierze $C(k)$ stanowią mnożniki ortogonalne.

$$c_{12}(0) = \sqrt{\frac{E^2(e_1 e_2) - \text{Var}(e_1) \text{Var}(e_2)}{-2E(e_1 e_2) \frac{1 - \sum a_{22}(k)}{\sum a_{12}(k)} - \text{Var}(e_1) \left(\frac{1 - \sum a_{22}(k)}{\sum a_{12}(k)} \right)^2 - \text{Var}(e_2)}}} \quad [13]$$

$$c_{21}(0) = \frac{E(e_1 e_2) + c_{12}^2 \frac{1 - \sum a_{22}(k)}{\sum a_{12}(k)}}{c_{11}} \quad [14]$$

$$c_{22}(0) = -c_{12} \frac{1 - \sum a_{22}(k)}{\sum a_{12}(k)} \quad [15]$$

Na podstawie wyznaczonej macierzy $C(0)$ oraz [5], [6] oraz [7] możliwe jest kreślenie wartości szoków ε_t oraz mnożników ortogonalnych $C(k)$, które w dalszym etapie służą do wyznaczenia przyrostów komponentu permanentnego stopy bezrobocia, czyli stopy równowagi:

$$\Delta unr_t^{perm} = \sum_{k=0}^{\infty} c_{11}(k) \varepsilon_{1t-k} \quad [16]$$

Zidentyfikowanie poziomu stopy równowagi bezrobocia wymaga przyjęcia założenia co do początkowego jego poziomu. W tym celu w niniejszej pracy wykorzystano publikowane przez GUS informacje dotyczące liczby osób zwolnionych z przyczyn zakładu pracy⁸. Przyjęto, że poziom tej zmiennej w znacznym stopniu odzwierciedla natężenie wpływu procesu transformacji gospodarczej na rynek pracy w badanych krajach. Stąd też w przypadku Polski początkowa wartość stopy równowagi bezrobocia w czwartym kwartale roku 1990 została określona jako poziom stopy bezrobocia nie wynikającego z przyczyn zakładów pracy w pierwszym kwartale 1991 roku. Ponadto przyjmując założenie o zbliżonym wpływie procesu transformacji gospodarczej we wszystkich krajach Grupy Wyszehradzkiej dane o liczbie osób zwolnionych z przyczyn zakładu pracy w Polsce zostały wykorzystane do oszacowania początkowej wartości szeregu stopy równowagi także w pozostałych krajach.

⁸ Wykorzystanie tych informacji, przy założeniu dostępności informacji o łącznej liczbie bezrobotnych, pozwala na wyznaczenie liczby osób zwolnionych z innych powodów niż wynikających z przyczyn zakładów pracy. Stosunek tak uzyskanych wielkości i liczby osób aktywnych zawodowo może być interpretowany jako stopa bezrobocia wynikająca oraz nie wynikająca z przyczyn zakładów pracy.

V. Wyniki empiryczne

V.1 Badanie struktury stochastycznej zmiennych

Wykorzystanie dekompozycji Blancharda-Quaha w celu oszacowania stopy równowagi bezrobocia wymaga, by szereg rejestrowanej stopy bezrobocia był $I(1)$. Ponadto biorąc pod uwagę wymóg stacjonarności modelu VAR niezbędne jest także wyznaczenie rzędu integracji szeregu inflacji. Ze względu na kwartalną częstość danych, poza określeniem rzędu integracji długookresowej, zbadano także występowanie półrocznych oraz rocznych jednostkowych pierwiastków sezonowych. W celu określenia rzędu integracji długookresowej wykorzystano test ADF (Charemza i Deadman (1997)) oraz jego odmianę zaproponowaną przez Leybourne'a (1995). Natomiast w celu weryfikacji hipotez o występowaniu pierwiastków sezonowych zastosowano test HEGY (Hylleberg i inni, (1992)). Jako, że badaniu poddano zmienne będące stopami, w celu określenia ich rzędu integracji, zastosowano jedynie trzy spośród pięciu postaci regresji pomocniczej testów pierwiastka jednostkowego. Mianowicie wersje bez komponentów deterministycznych, ze stałą oraz ze stałą i zmiennymi sezonowymi. W każdym przypadku określenie liczby opóźnień w regresji pomocniczej testu zostało przeprowadzone w oparciu o procedurę Ng i Perrona (1995).

W celu określenia struktury komponentów deterministycznych posłużono się testami istotności tych elementów w regresjach poszczególnych testów. Należy jednak przy tym pamiętać, że przy założeniu, iż analizowana zmienna jest $I(1)$, rozkłady statystyk nie są standardowe (Hamilton (1994) str. 486). Rozwiązanie tego problemu zaproponowali Dickey i Fuller (1981) proponując testy łącznej istotności zmiennych deterministycznych wraz ze stosownymi wartościami krytycznymi. Rozwiązanie to zostało jednak skrytykowane przez Elder i Kennedy (2001, 2004) oraz Rodrigues i Tremayne (2004). Stąd też, pomimo niestandardowych rozkładów statystyk, w celu sformułowania wniosków co do odpowiedniej postaci regresji pomocniczej posłużono się wynikami testów t oraz F w oparciu o standardowe wartości krytyczne. Jednak wyniki te potraktowane zostały ze szczególną ostrożnością i są rozpatrywane jedynie w kategorii „wskazówek” co do istotności poszczególnych komponentów deterministycznych, a nie jako wiążące wyniki.

Tablica 1 zawiera syntetyczne zestawienie uzyskanych wyników dotyczących struktury stochastycznej oraz sugestii co do postaci modelu VAR.

Tablica 1. Syntetyczne zestawienie wyników badania struktury stochastycznej oraz sugerowane postacie modeli VAR.

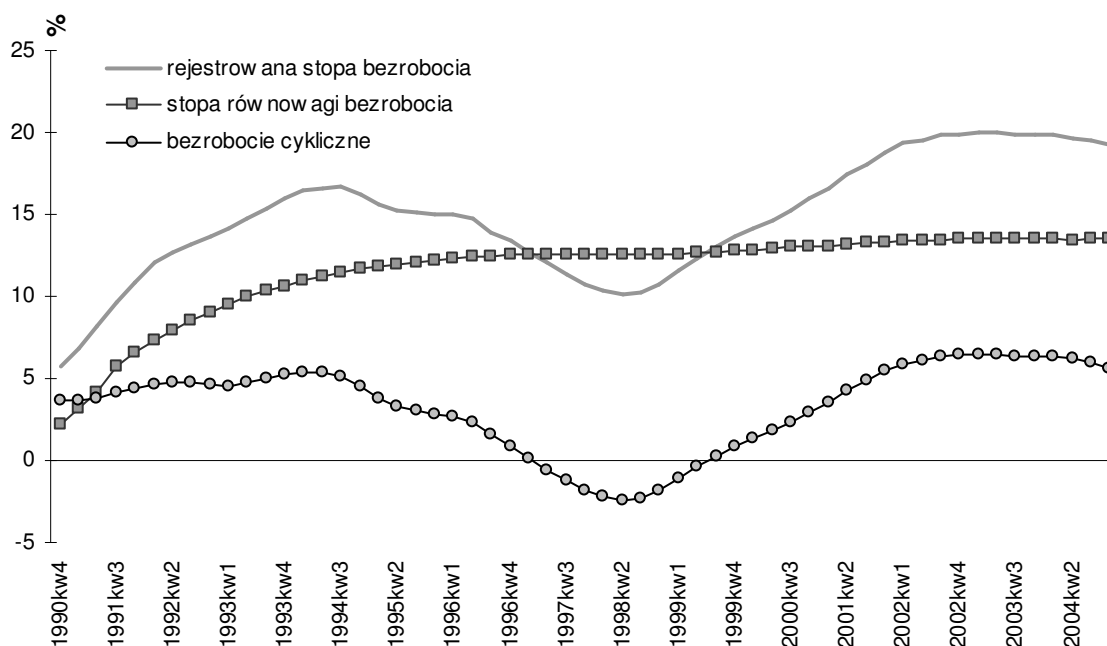
Zmienna	Struktura stochastyczna				Model VAR		
	rzęd integracji	przesu- nięcie	sezonowość		rzęd różnicowania zmiennych	komponenty deterministyczne	
			determini- -styczna	stocha- styczna		stała	zmiennie sezonowe
Polska							
stopa bezrobocia	1	tak	tak	nie	pierwsze różnice	tak	tak
stopa inflacji	0	tak	tak	nie	poziomy		
Słowacja							
stopa bezrobocia	1	nie	tak	nie	pierwsze różnice	tak	tak
stopa inflacji	0	tak	tak	nie	poziomy		
Czechy							
stopa bezrobocia	1	nie	nie	tak	czwarte różnice	tak	tak
stopa inflacji	0	tak	tak	nie	poziomy		
Węgry							
stopa bezrobocia	0	tak	tak	nie			
stopa inflacji	0	tak	nie	tak			

Źródło: Opracowanie własne.

V.2 Wyniki oszacowań stopy równowagi.

Wnioski wyciągnięte na podstawie badania struktury stochastycznej zostały wykorzystane na etapie konstrukcji modeli wektorowoautoregresyjnych dla poszczególnych krajów. W przypadku Węgier, ze względu na stacjonarność stopy bezrobocia, próba oszacowania stopy równowagi bezrobocia zastała zaniechana. Natomiast dla Polski oraz Słowacji, ze względu na występowanie pierwiastka jednostkowego dla częstości zerowej, stopa bezrobocia została wprowadzona do modelu w postaci pierwszych różnic. W przypadku Czech, ze względu na stwierdzoną sezonowość stochastyczną, zastosowano różnicowanie 4-go rzędu. Z kolei inflacja we wszystkich krajach, jako zmienna stacjonarna, występuje w modelach w postaci poziomów. W celu uchwycenia wahań kwartalnych do modeli dołączono także stałą oraz deterministyczne zmienne sezonowe. Uzyskane wyniki oszacowań stopy równowagi bezrobocia zostały zobrazowane na wykresach 9, 10 oraz 11.

Wykres 9. Stopa równowagi oraz bezrobocie cykliczne w Polsce na tle stopy rejestrowanej w latach 1990-2004.



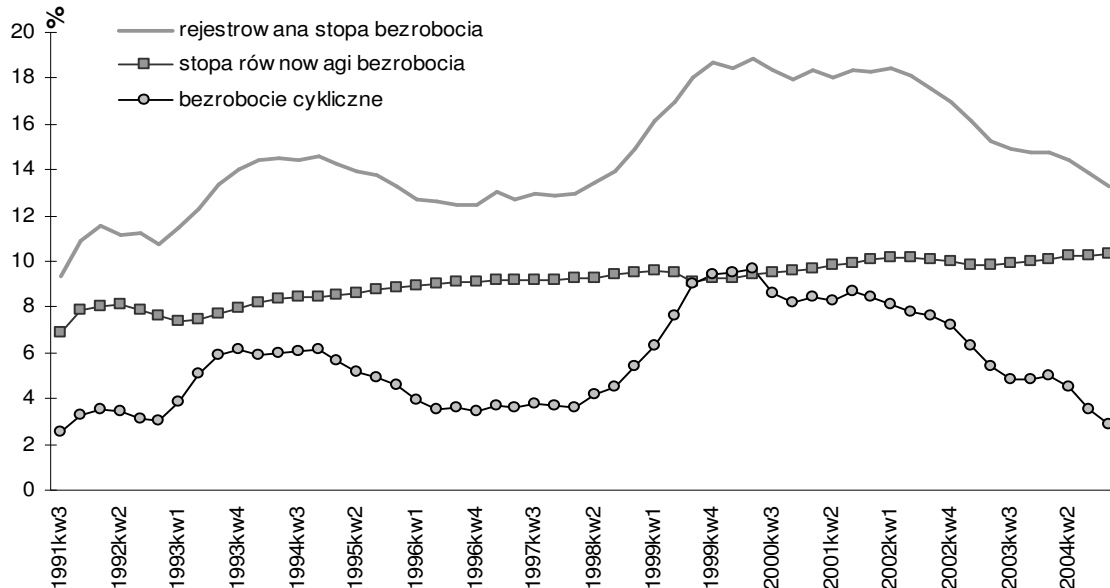
Źródło. Opracowanie własne.

Uwagi: Dane zaprezentowane na wykresie zostały oczyszczone z efektów sezonowych za pomocą procedury Tramo/Seats.

Przebieg stopy równowagi bezrobocia uwidacznia, że oszacowana stopa bezrobocia charakteryzowała się wyraźną tendencją zwyżkową. W okresie od ostatniego kwartału 1990 do analogicznego okresu 2004 stopa równowagi bezrobocia wzrosła o 11.2 punktu procentowego, z poziomu 2.1% w roku 1990 do 13.3% w roku 2004. Jednocześnie należy

zwrócić uwagę, że z wyjątkiem lat 1997-1999, rejestrowana stopa bezrobocia utrzymywała się na poziomie znacznie powyżej stopy równowagi. W ostatnim kwartale roku 2004 różnica ta wynosiła 5.6 punktu procentowego.

Wykres 10. Stopa równowagi oraz bezrobocie cykliczne na Słowacji na tle stopy rejestrowanej w latach 1991-2004.



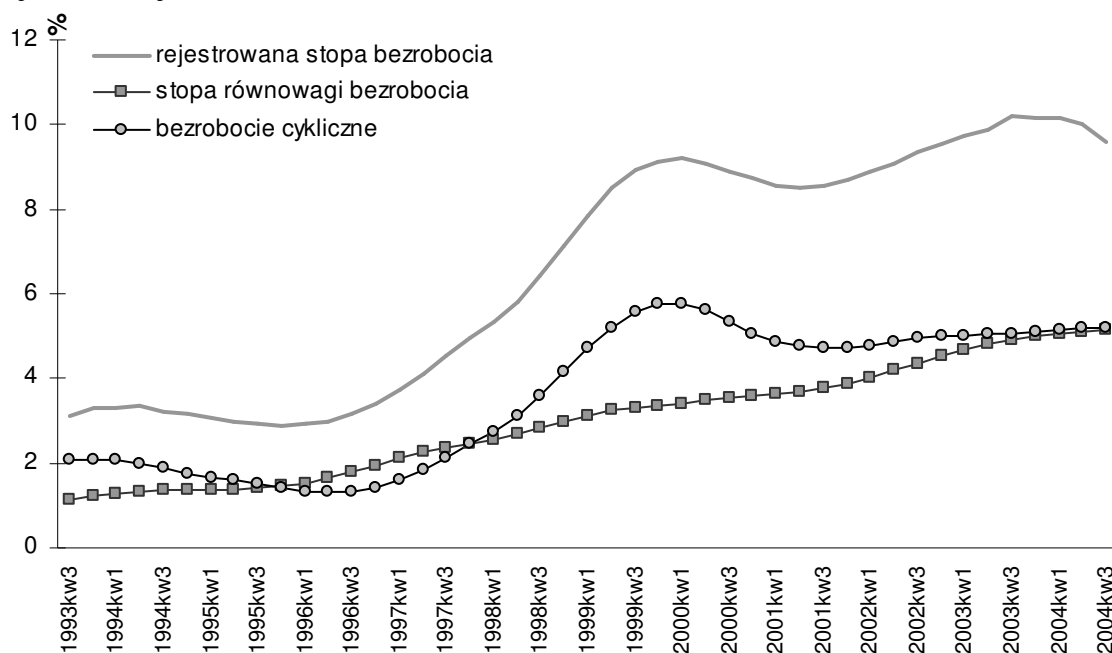
Źródło. Opracowanie własne.

Uwagi. Dane zaprezentowane na wykresie zostały oczyszczone z efektów sezonowych za pomocą procedury Tramo/Seats.

Wykres 10 obrazuje kształtowanie się stopy równowagi oraz bezrobocia cyklicznego na Słowacji na tle wartości rejestrowanej stopy bezrobocia w latach 1991-2004. Oszacowana stopa bezrobocia równowagi cechuje się tendencją wzrostową. Jedynie w roku 1992, 1999 oraz 2003 jej poziom nieznacznie spadł, jednak w następnych okresach ponownie rósł. W ciągu całego okresu objętego badaniem jej poziom wzrósł z 6.9% w roku 1991 do 10.3% w roku 2004.

Wykres 11 obrazuje kształtowanie się stopy równowagi oraz bezrobocia cyklicznego w Czechach na tle wartości rejestrowanej stopy bezrobocia w latach 1993-2004. Oszacowana stopa bezrobocia równowagi w Czechach odznacza się wyraźną i stabilną tendencją wzrostową.

Wykres 11. Stopa równowagi oraz bezrobocie cykliczne w Czechach na tle stopy rejestrowanej w latach 1993-2004.



Źródło. Opracowanie własne.

Uwagi. Dane zaprezentowane na wykresie zostały oczyszczone z efektów sezonowych za pomocą procedury Tramo/Seats.

W okresie od roku 1993 do 2004 jej wartość wzrosła z poziomu 1.1% do 5.3%. W tym samym czasie rejestrowana stopa bezrobocia kształtowała się na poziomie wyższym od oszacowanej stopy równowagi bezrobocia. Fakt ten jest zgodny z interpretacją stopy równowagi bezrobocia, ponieważ inflacja w tym okresie podlegała tendencji spadkowej, z poziomu 2.0% w roku 1993 do 0.8% w roku 2004.

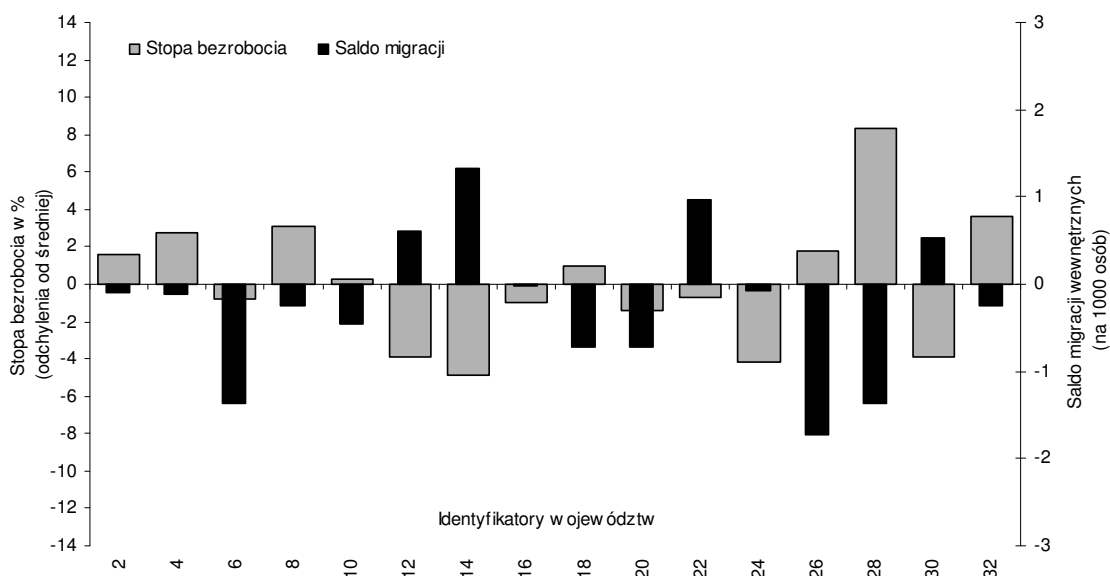
We wszystkich krajach, dla których uzyskano oszacowania, wyraźna jest tendencja wzrostowa stopy równowagi. Jest to niepokojący fakt, ponieważ oznacza to, że poziom stopy bezrobocia w tych krajach w znacznym stopniu jest determinowany przez nasilające się czynniki o charakterze strukturalnym. Tak więc działania mające na celu polepszenie sytuacji na rynku pracy powinny przede wszystkim koncentrować się na zwiększeniu elastyczności rynku pracy.

V.3 Analiza determinant stopy równowagi bezrobocia w krajach Grupy Wyszehradzkiej

Wysoki poziom stopy bezrobocia równowagi w krajach Grupy Wyszehradzkiej należy tłumaczyć brakiem elastyczności rynku pracy. Z tego punktu widzenia mobilność siły roboczej odgrywa bardzo ważną rolę (Socha i Sztanderska (2000)). Wysoki stopień mobilności siły roboczej powinien w pewnym stopniu równoważyć różnice w popycie i podaży pracy w przekroju regionalnym. Należy się więc spodziewać wzmożonego napływu ludności do regionów cechujących się lepszą koniunkturą na lokalnym rynku pracy oraz odpływu z województw o gorszej sytuacji na rynku pracy.

W celu weryfikacji hipotezy dotyczącej wpływu migracji międzywojewódzkich na niwelowanie dysproporcji poziomu bezrobocia w skali kraju zbadano związek korelacyjny pomiędzy tymi wielkościami.

Wykres 12 Stopa bezrobocia (odchylenia od średniej) oraz saldo migracji między wojewódzkich w Polsce w roku 1999.

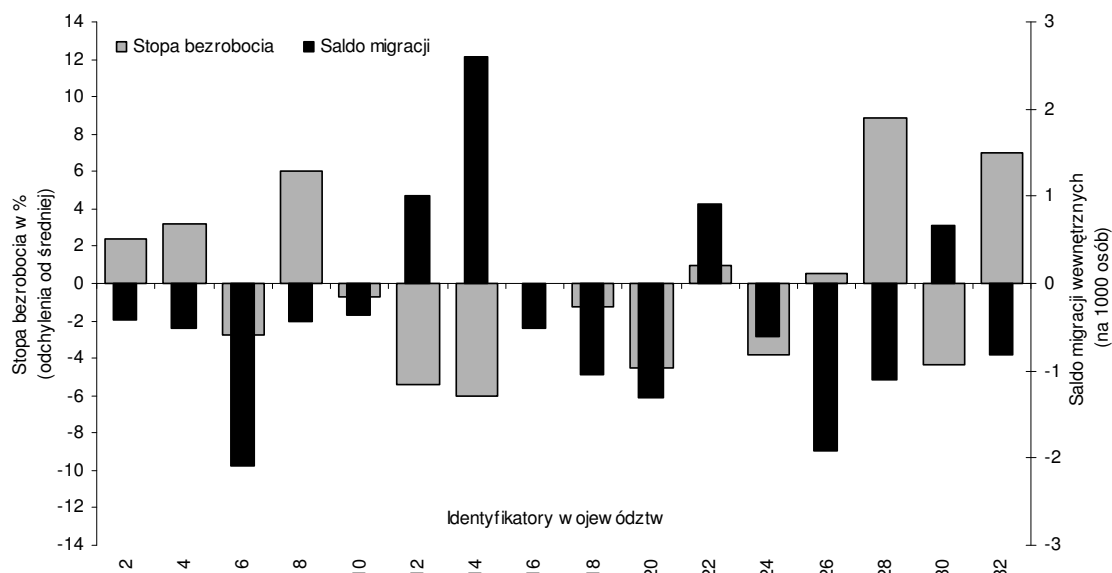


Źródło. Opracowanie własne na podstawie danych z Roczników Statycznych Województw z lat 2000-2004.

Wykresy 12 oraz 13 obrazują kształtowanie się wspomnianych zmiennych w Polsce w latach 1999 oraz 2003. Wskazują one, że w przypadku większości województw pomiędzy poziomem stopy bezrobocia a saldem migracji zachodzi ujemny związek. W roku 1999 wyjątki stanowią województwa lubelskie, opolskie, podlaskie oraz śląskie. W województwach tych, pomimo stopy bezrobocia niższej niż jej przeciętny poziom w kraju, zaobserwowano ujemne saldo migracji. W roku 2003 do tej listy dołączyły jeszcze

województwa łódzkie, podkarpackie oraz pomorskie. Fakt ten może świadczyć o malejącym znaczeniu regionalnych stóp bezrobocia w determinowaniu kierunków migracji.

Wykres 13 Stopa bezrobocia (odchylenia od średniej) oraz saldo migracji między wojewódzkich w Polsce w roku 2003.



Źródło. Opracowanie własne na podstawie danych z Roczników Statycznych Województw z lat 2000-2004.

Zamieszczone w tabelicy 2 wartości współczynników korelacji Pearsona pomiędzy saldami migracji międzywojewódzkich w przeliczeniu na 1000 mieszkańców a stopą bezrobocia w poszczególnych regionach Polski, Słowacji oraz Czech nie potwierdzają o pozytywnym wpływie migracji regionalnych na obniżenie stopy bezrobocia w skali makroekonomicznej.

Tabela 2. Współczynniki korelacji Pearsona pomiędzy saldami migracji międzyregionalnych w przeliczeniu na 1000 mieszkańców a regionalną stopą bezrobocia w Polsce, Czechach oraz na Słowacji.

	Polska		Słowacja		Czechy	
1993					-0.79**	(3.1)
1994					-0.79**	(3.2)
1995					-0.38	(1.0)
1996					-0.01	(0.0)
1997					-0.23	(0.6)
1998					0.08	(0.2)
1999	-0.60**	(2.8)	-0.28	(0.7)	0.05	(0.1)
2000	-0.54*	(2.4)	-0.57	(1.7)	-0.18	(0.4)
2001	-0.51*	(2.2)	-0.50	(1.4)	0.15	(0.4)
2002	-0.47*	(2.0)	-0.43	(1.2)	-0.60	(1.8)
2003	-0.36	(1.5)	-0.33	(0.8)		
2004			-0.53	(1.5)		

Źródło: Opracowanie własne.

Uwaga: W nawiasach okrągłych zamieszczono wartości bezwzględne sprawdzianu testu istotności współczynnika korelacji Pearsona.

W przypadku Polski pomimo faktu, że wartości wszystkich współczynników korelacji są ujemne, należy powstrzymać się od formułowania na ich podstawie pochopnych wniosków. Jedynie w latach 1999-2001 współczynnik korelacji Pearsona jest statystycznie istotny przy 5%, a w roku 2002 już jedynie przy 10% poziomie istotności. Natomiast w roku 2003 współczynnik ten jest statystycznie nieistotny przy każdym ze standardowych poziomów istotności. Uzasadnione więc wydaje się twierdzenie, że mobilność siły roboczej w Polsce kształtuje się na poziomie zbyt niskim, by można było jednoznacznie stwierdzić jej pozytywny wpływ na ograniczenie poziomu bezrobocia. Do zbliżonych wniosków można dojść na podstawie podobnego badania w Czechach oraz Słowacji. Wyniki analizy korelacji w poszczególnych regionach Czech nie potwierdzają występowania statystycznie istotnego związku pomiędzy tymi wielkościami. Jedynie w latach 1993-1994 związek ten był statystycznie istotny. W latach 1995-2001 współczynniki korelacji nie różnią się istotnie od zera. W przypadku Słowacji wszystkie współczynniki korelacji Pearsona nie są statystycznie istotne na każdym ze standardowych poziomów istotności. Tak więc mobilność siły roboczej w Czechach i Słowacji, podobnie jak w Polsce, nie wywiera statystycznie istotnego wpływu na bezrobocie.

Przeprowadzona analiza związku korelacyjnego pomiędzy saldami migracji międzyregionalnych a stopą bezrobocia w poszczególnych regionach w badanych krajach wskazuje, że wraz z upływem czasu związek ten zanika, co potwierdzają testy istotności współczynnika korelacji Pearsona. Tak więc pomimo stosunkowo wysokiego i rosnącego zróżnicowania stopy bezrobocia w przekroju regionalnym nie stwierdzono istotnego wpływu migracji siły roboczej na obniżenie stopy bezrobocia, co w literaturze tematu jest traktowane jako jeden z istotnych czynników wzrostu i utrzymywania się wysokiego poziomu stopy bezrobocia równowagi.

Badanie mobilności siły roboczej z pewnością nie wyczerpuje szeroko rozumianego zagadnienia usztywnienia rynku pracy. Analizy te powinny zostać rozszerzone o takie aspekty jak poziom płac minimalnych, wpływ związków zawodowych, regulacje prawne związane z swobodą zatrudniania i zwalniania pracowników, poziom ochrony pracy, czynniki demograficzne, ceny i struktura importu czy też napływ inwestycji zagranicznych.

Podsumowanie

Wkroczenie na początku lat dziewięćdziesiątych przez kraje Grupy Wyszehradzkiej na ścieżkę reform gospodarczych oznaczało dla tych krajów znaczne zmiany w sferze gospodarczej, politycznej i społecznej. W pierwszym okresie przekształceń doświadczyły one tak zwanej „recesji transformacyjnej”, przejawiającej się w znacznym spadku PKB, zatrudnienia oraz pojawieniu się i szybkim wzroście bezrobocia. O ile po kilku latach poziom produktu krajowego brutto powrócił do poprzedniego poziomu, a w kolejnych znacznie go przewyższył, to zatrudnienie do dnia dzisiejszego we wszystkich krajach Grupy Wyszehradzkiej kształtuje się na poziomie niższym niż przed momentem rozpoczęcia reform. Główną przyczyną było dostosowywanie rozmiarów, a także struktury, zatrudnienia do wymogów i warunków gospodarki rynkowej. Skutkiem tego było pojawienie się nadmiaru podaży pracy i w konsekwencji bezrobocia jawnego. W niedługim czasie bezrobocie w krajach Grupy Wyszehradzkiej osiągnęło wysoki poziom i do tej pory postrzegane jest jako poważny problem gospodarczy i społeczny. Określenie poziomu stopy równowagi bezrobocia ma istotne znaczenie z punktu widzenia polityki gospodarczej. Relacja pomiędzy wartością rzeczywistej stopy bezrobocia a stopy równowagi pozwala bowiem na wyciągnięcie wniosków co do zestawu instrumentów polityki gospodarczej mającej na celu zmniejszenie rozmiarów bezrobocia.

W części empirycznej zamieszczone zostały wyniki analizy struktury stochastycznej stóp bezrobocia oraz inflacji w krajach Grupy Wyszehradzkiej. Wskazują one, że we wszystkich krajach objętych badaniem inflacja jest zmienną stacjonarną z przesunięciem. Ponadto w przypadku Polski, Słowacji oraz Czech charakteryzuje się sezonowością o charakterze deterministycznym, natomiast w przypadku Węgier – o charakterze stochastycznym.

Z kolei w świetle uzyskanych wyników stopa bezrobocia jest niestacjonarna, czyli zintegrowana rzędu pierwszego. Wyjątek stanowią Węgry, gdzie stopa bezrobocia jest stacjonarna. Ponadto w przypadku Polski oraz Węgier stwierdzono występowanie przesunięcia. Stopa bezrobocia w Polsce, na Słowacji oraz Węgrzech cechuje się sezonowością deterministyczną, zaś w Czechach – sezonowością stochastyczną.

Wnioski wyciągnięte na podstawie badania struktury stochastycznej zostały wykorzystane na etapie konstrukcji modeli wektorowoautoregresyjnych dla poszczególnych krajów, na podstawie których, w dalszej kolejności, przeprowadzona została dekompozycja Blancharda-Quaha.

Uzyskane oszacowania stopy równowagi bezrobocia świadczą o nasilającym się znaczeniu czynników strukturalnych w kształtowaniu się stopy bezrobocia. Tak więc, działania zmierzające ku polepszeniu sytuacji na rynku pracy powinny przede wszystkim koncentrować się na redukcji barier strukturalnych.

Przeprowadzona analiza związku korelacyjnego pomiędzy saldami migracji międzyregionalnych a stopą bezrobocia w poszczególnych regionach badanych krajów nie pozwala na stwierdzenie istotnego wpływu migracji na obniżenie stopy bezrobocia.

Badanie mobilności siły roboczej z pewnością nie wyczerpuje szeroko rozumianego zagadnienia usztywnienia rynku pracy. Analizy te powinny zostać rozszerzone o takie aspekty jak poziom płac minimalnych, wpływ związków zawodowych, regulacje prawne związane z swobodą zatrudniania i zwalniania pracowników, poziom ochrony pracy, czynniki demograficzne, ceny i struktura importu czy też napływ inwestycji zagranicznych.

Spis literatury

- Antczak R., M. Jakubiak, M. Markiewicz, K. Piętka, G. Ogonek, M. Walewski, P. Woźniak.(2004) Ocena Sytuacji Gospodarczej w III Kwartale 2004 r. oraz Prognoza na lata 2005-2006, Centrum Analiz Społeczno-Ekonomicznych
- Balcerowicz L. (2000) Poland's Transformation, Finance & Development, A Quarterly Magazine of the IMF nr 37
- Blanchard O. (1997) *The Economics of Post-Comunist Transition*, Clarendon Press, Oxford
- Charemza W.W., D.F.Deadman (1997) *New directions in Econometric Practice*, Edward Elgar, Second Edition
- Dickey D.A., W.A. Fuller (1979) Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, Journal of the American Statistical Association
- Elder J., P. E. Kennedy (2001) F versus t Tests for Unit Roots, Economics Bulletin nr 3
- Elder J., P. E. Kennedy (2004) More on F versus t Tests for Unit Roots When There is no Trend, Economics Bulletin, nr 3
- Friedman M. (1968) The Role of Monetary Policy, American Economic Review nr 58
- Hamilton J.D. (1994) *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton
- Hauser J., M. Bukowski, A. Górski (2004) Polska 2004 Raport o Rynku Pracy oraz Zabezpieczeniu Społecznym, Ministerstwo Gospodarki i Pracy, Departament Analiz i Prognoz Ekonomicznych
- Hylleberg S. (ed.), (1992) *Modelling Seasonality, Advanced Text in Econometrics*, Oxford University Press
- Jankowiak J., A. Garbarczyk, J. Kotłowski, A. Ulbrich (2005) Prognoza Podstawowych Wskaźników Makroekonomicznych na Lata 2004-2007, Departament Rynków Finansowych BRE Bank S.A.
- Keane M.P., Prasad E.S. (2001) Poland: Inequality, Transfers, and Growth in Transition, Finance & Development, A Quarterly Magazine of the IMF nr 38
- Layard R., S. Nickell, R. Jackman (1991) *Unemployment: Macroeconomic Performance and The Labour Market*, Oxford University Press
- Leybourne S.J. (1995) Testing For Unit Roots Using Forward and Reverse Dickey-Fuller Regressions, Oxford Bulletin of Economics and Statistics nr 57
- Modigliani F., L. Papademos (1975) Targets for Monetary Policy in the Coming Year, Brookings Papers on Economic Activity nr 1

- Newell A. (2001) Dlaczego w Okresie Wzrostu Gospodarczego Milion Polskich Pracowników Zasiłło Szeregi Bezrobotnych?, Rynek Pracy, Miesięcznik Krajowego Urzędu Pracy nr 7/8
- Ng S., P. Perron (1995) Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag, Journal of the American Statistical Association nr 90
- Phelps E.S. (1967) Phillips Curves, Inflation Expectations and Optimal Employment Over Time, *Economica* nr 3
- Riboud M., C. Silva-Jauregui, C. Sánchez-Páramo (2001) Czy "Euroskleroza" Oddziałuje? Reformy Instytucjonalne a Sytuacja Rynków Pracy w Europie Środkowej i Wschodniej w Latach 90-tych, Rynek Pracy nr 9
- Rodrigues M. M., A. Tremayne (2004) F versus t Tests for Unit Roots: a Comment, *Economics Bulletin* nr 3
- Rosati D. (2002) Nowa Europa. Raport z Transformacji, XII Forum Ekonomiczne, Krynica 5-7 Września 2002, Fundacja Instytut Studiów Wschodnich
- Socha M., U. Sztanderska (2000) *Strukturalne Podstawy Bezrobocia w Polsce*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
- Socha J., W. Wojciechowski (2004) Koncepcja NAIRU, Dezinflacja a Druga Fala Bezrobocia w Polsce, *Bank i Kredyt* nr 2004/3
- Stępińska M. (2003) Bezrobocie w Polsce w Okresie Transformacji w *Ekonomika Pracy – Wyzwania Procesu Transformacji Ustrojowej* pod redakcją A. Barczak i W. Stankiewicz, Wydawnictwo Biura Badań Statystycznych PWSBiA
- Strzała K. (2005) Stabilizacja Wzrostu po Chwilowym Spowolnieniu, *Nasz Rynek Kapitałowy*, maj 2005