Beata WOŹNIAK

BEZROBOCIE W ŚWIETLE PROWADZONEJ POLITYKI MAKROEKONOMICZNEJ W POLSCE W LATACH 1993-2004 – WERYFIKACJA EKONOMETRYCZNA

Sytuacja na rynku pracy uznawana jest za jeden z głównych wyznaczników realnych procesów w gospodarce, a wszelkiego rodzaju niedopasowania na rynku pracy, objawiające się bezrobociem czy wręcz wykluczeniem z aktywności zawodowej, powodują wysokie koszty społeczne i ekonomiczne. Istotność tych zagadnień – zwłaszcza w gospodarkach transformujących się – „wymusza" przy tym z jednej strony potrzebę poszukiwania uogólnień na gruncie teoretycznym, a z drugiej konieczność empirycznej weryfikacji zachodzących procesów. Liczne analizy prezentowane w literaturze przedmiotu dotyczą jednak gospodarek ustabilizowanych, pozbawionych z zasady specyfiki transformacyjnej, co w przypadku gospodarki polskiej nie pozwala na proste analogie do krajów o całkowicie odmiennych warunkach gospodarowania.

Ciekawym zagadnieniem od strony analitycznej jest zatem określenie pewnych prawidłowości kształtowania się rynku pracy w okresie transformacji ustrojowej poprzez testowanie teorii bezrobocia. W tym celu przeprowadzono badanie statystyczne dla gospodarki polskiej, w którym wykorzystano wskaźniki ilościowe dla wyjaśnienia zmian bezrobocia w długim okresie. W kategoriach bardziej szczegółowych intencją artykułu jest poszukiwanie związków przyczynowo-skutkowych kształtowania się sytuacji na rynku pracy w Polsce, czemu służy analiza kointegracji wybranych elementów polityki makroekonomicznej z wielkością bezrobocia.

1. Przyczyny bezrobocia w Polsce

W Polsce do roku 1989 nie było jawnego i masowego bezrobocia. Istniało za to stosunkowo wysokie bezrobocie ukryte, wynikające z reguł funkcjonowa-

nia gospodarki centralnie planowanej, która cechowała się rozbudowanym potencjałem produkcyjnym, zwłaszcza na początku tzw. ciągu technologicznego, a tym samym znacznym zatrudnieniem w przemyśle wydobywczym i ciężkim oraz w rolnictwie. Zmiana reguł gospodarowania i przejście do gospodarki rynkowej, gdzie większość zasobów pracy i kapitału lokowana jest w przedsiębiorstwach usytuowanych na końcu ciągu technologicznego, a więc w sferze produkcji finalnej i w sektorze usług, spowodowała redukcję wyjściowych i pośrednich ogniw ciągu technologicznego, a tym samym ograniczenie zatrudnienia w tych sektorach.

Transformacja wymusiła zatem radykalną zmianę w zakresie między innymi racjonalizacji i restrukturyzacji zatrudnienia[1], która przebiegała w Polsce w dwóch falach. Na restrukturyzację pierwszej fali (firm sprzed 1989 r.) nałożyła się druga fala, związana z rozwojem tzw. nowej gospodarki opartej na IT (na przykład w pośrednictwie finansowym). Dodatkowo pojawiła się restrukturyzacja usług społecznych, na przykład edukacji czy ochrony zdrowia. Procesy te doprowadziły – zwłaszcza po 1998 roku – do racjonalizacji zatrudnienia, wymuszając wzrost gospodarczy, generowany głównie wzrostem wydajności i wykorzystaniem nowych technologii[2]. Kosztem ubocznym tych działań stało się wysokie bezrobocie o charakterze transformacyjnym. W przypadku tego bezrobocia „ryzyko wejścia do bezrobocia jest niższe, niż się zwykle przypuszcza, jednakże po wejściu do bezrobocia jest bardzo trudno zmienić swoją sytuację"[3], a co za tym idzie, niedostateczny wzrost zatrudnienia silniej oddziałuje na wzrost bezrobocia[4]. Bezrobocie stało się więc trwałym i nieodłącznym – choć zróżnicowanym co do wielkości – elementem funkcjonowania gospodarki polskiej, który trudno zaakceptować w sytuacji, gdy dotyczy znacznej części społeczeństwa.

---

[1] Rynek pracy w ciągu czternastu lat transformacji przeszedł istotne zmiany. Sektor prywatny wytwarza obecn ie niemal 75% PKB. Dalece zaawansowany lub zakończony jest proces prywatyzacji wielu branż.

[2] Co doprowadziło do nierównowagi między wydajnością, poziomem technologii oraz absorpcją siły roboczej i przyczyniło się do powstania zjawiska wzrostu bezzatrudnieniowego. Wzrosła przeciętna społeczna wydajność pracy generowana przez „pracooszczędny" typ postępu technicznego, a bezrobocie nie miało typowego podłoża koniunkturalnego, tylko podłoże strukturalne (w tym transformacyjne).

[3] T. Boeri, *„Transitional" Unemployment*, „Economics of Transition" vol. 2, 1994, no. 1, s. 1.

[4] W typowym przebiegu wahań koniunkturalnych to właśnie zwolnieni z pracy silnie reagują na fazy cyklu: „Amplituda odpływu z zatrudnienia jest większa niż dopływu do zatrudnienia. To z kolei implikuje większą amplitudę podstawowych wahań w likwidacji miejsc pracy niż w ich tworzeniu". Por. O.J. Blanchard, P. Diamond, *The Cyclical Behavior of the Gross Flows of U.S. Workers*, „Brookings Papers on Economic Activity" 1990, no. 2, s. 67. W porównaniu z sekwencją wydarzeń w Europie Środkowo-Wschodniej może to stanowić dodatkowy argument za ostrożnością w interpretacji „szoku przejścia" 1989/1990 przy użyciu standardowych narzędzi makroekonomicznych.

Nierównowaga na rynku pracy nie wynikała jednak jedynie z transformacji, ale była też efektem wielu innych czynników, w tym popytowych[5], demograficznych[6], strukturalnych[7] oraz instytucjonalnych. Do tych ostatnich należą m.in.:

- Ustawowo zdeterminowane wysokie wydatki socjalne, destabilizujące budżet państwa i osłabiające intensywność poszukiwań pracy przez bezrobotnych.
- Deformacje rynku pracy, tylko częściowo złagodzone wprowadzonymi w 2002 roku zmianami kodeksu pracy – chodzi tu głównie o rygorystyczne, usztywniające zatrudnienie, regulacje zawarte w kodeksie pracy, w tym niedostateczną skuteczność rozwiązań legislacyjno-finansowych, które zachęcałyby przedsiębiorców do zwiększania zatrudnienia (mało elastyczne formy zatrudnienia i stosunkowo wysokie pozapłacowe koszty pracy).
- Ograniczenia mechanizmu rynkowego w niektórych sferach (sektor energetyczny, sektor mieszkaniowy) blokujące elastyczne dostosowania podaży.
- Silna pozycja związków zawodowych wynikająca z siły „insiders"[8], czy też wysokich kosztów rotacji pracowników.

---

[5] Po 1998 roku odnotowano wyraźne osłabienie dynamiki wzrostu gospodarczego. Nastąpiło spowolnienie tempa gospodarczego do 1,0-1,3% w latach 2001-2002, wobec 4,0-4,8% w latach 1998-2000. Por. *Rocznik statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2000*, GUS, Warszawa 2000, tabl. 3 (541), s. 527; *Rocznik statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2004*, GUS, Warszawa 2004, tabl. 10 (574), s. 671, czego przyczyną był spadek popytu zarówno po stronie konsumpcji, jak i inwestycji.

[6] Według Witkowskiego, wzrost demograficzny przyczynił się w 1/3 do powstałej skali bezrobocia, tj. przekroczenia 15%. Por. S. Golniowska, *O przyczynach bezrobocia i polityce jego zwalczania*, „Polityka Społeczna" 2001, nr 3, s. 13; Podobnego zdania jest J. Ziemiecki, który szacuje, że wzrost bezrobocia był spowodowany w 23% procesami demograficznymi, por. J. Ziemiecki, *Najważniejsze składniki bezrobocia na podstawie zmodyfikowanej metody czynnikowej*, „Wiadomości Statystyczne" 2001, nr 12, s. 59. Uważa się, że na rok 2001 przypadł szczyt salda między wchodzącymi na rynek pracy a schodzącymi z niego, a w kolejnych latach saldo to będzie się zmniejszać (z 400 tys. w 2001 roku do 100 tys. w 2010 roku), por. S. Golniowska, op.cit., s. 13. Ogólnie podaż pracy w latach dziewięćdziesiątych rosła wolniej (o 3,7%) niż zasoby ludności w wieku produkcyjnym (o 8,1%). Według BAEL, tylko w okresie między I kwartałem 2003 roku a I kwartałem 2004 roku liczba osób w wieku 15 lat i więcej zwiększyła się o blisko 200 tys., por. Raport o inflacji sierpień 2004, NBP, Rada Polityki Pieniężnej, Warszawa, sierpień 2004, s. 38. Ponadto w latach 1999-2002 podaż pracy była niższa ze względu na wcześniejsze emerytury, wzrost zainteresowania kształceniem wśród młodych i zaniechaniem poszukiwań przez długotrwale bezrobotnych, por. U. Sztanderska, *Tendencje rozwojowe polskiego rynku pracy*, „Nowe Życie Gospodarcze" 2001, nr 21, s. 32 i nr 22, s. 43. Aby ze względów demograficznych nie dopuścić do dalszego wzrostu bezrobocia, należy w latach 2001-2005 stworzyć 1,15 mln dodatkowych miejsc pracy, por. P. Wieczorek, *Bezrobocie w Polsce i państwach Unii Europejskiej*, „Wiadomości Statystyczne" 2003, nr 6, s. 69.

[7] J. Svejnar, *Transition Economies: Performance and Challenges*, „Journal of Economic Perspectives" 2002.

[8] Insiderzy to inaczej pracownicy przedsiębiorstwa. Teoria „insider-outsider" dowodzi, że insiderzy wykorzystują swoją silną pozycję rynkową do ustalania płac na stosunkowo wyso-

- Utrzymywanie się znacznego zakresu własności państwa w wielu ważnych gałęziach gospodarki.
- Wysoki stopień zbiurokratyzowania gospodarki oraz niska sprawność administracji państwowej.

Dodatkowo na sytuację na rynku pracy oddziaływał szok zewnętrzny (np. obniżenie dynamiki eksportu związane z kryzysem rosyjskim[9] i stagnacją gospodarczą w Europie Zachodniej – głównie w gospodarce niemieckiej, będącej największym polskim partnerem handlowym[10], czy też gwałtowny wzrost cen ropy naftowej na rynkach światowych w latach 1999-2000). Ograniczenie możliwości zbytu na rynkach zagranicznych spowodowało, że wiele przedsiębiorstw (szczególnie małych i średnich) upadło lub zostało zmuszonych do przestawienia produkcji na rynek krajowy lub na eksport do innych krajów.

Podsumowując, zjawisko bezrobocia w Polsce nie jest zjawiskiem przejściowym i krótkotrwałym, powstałym tylko na skutek procesów zmian systemu gospodarczego i towarzyszącym im zakłóceniom w funkcjonowaniu gospodarki. Jest to zjawisko złożone, które ze względu na swój charakter transformacyjny nie do końca zostało wyjaśnione na gruncie teorii ekonomii. Teorie ekonomiczne albo akceptują możliwość oczyszczania się rynku pracy i traktują bezrobocie jako zjawisko dobrowolne, czasowe, wynikające jedynie z dopasowania się popytu i podaży pracy, czyli inaczej pewnego rodzaju naturalny stan gospodarki znajdującej się w równowadze, albo wiążą je z brakiem samoistnego dostosowywania się ofert pracowników i pracodawców, czyli traktują bezrobocie jako zjawisko przymusowe, będące przejawem niedoskonałości rynkowych. W zależności od prowinencji teoretyków

---

kim poziomie, przewyższającym poziom płac oczyszczających rynek pracy, co przyczynia się do powstania bezrobocia przymusowego. Pozycja insiderów jest silniejsza od pozycji outsiderów, ponieważ mogą bezpośrednio wpływać na wysokość swoich płac, uczestnicząc w negocjacjach płacowych z pracodawcami, a także mogą wpływać na wydajność nowo przyjętych pracowników. Por. A. Lindbeck, D.J. Snower, *The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment*, The MIT Press, Cambridge, Mass. 1988; A. Lindbeck, D.J. Snower, *Wage Setting, Unemployment, and Insider-Outsider relations*, „American Economic Review" vol. 76, 1986, nr 2; O.J. Blanchard, L.H. Summers, *Hysteresis and the European Unemployment Problem*, „NBER Working Paper Series", The MIT Press, no. 1950, Cambridge-London 1986, s. 15-77.

[9] Choć jego wpływ był krótkotrwały i ograniczał się jedynie do 1999 roku – w 2000 roku bezwzględna wartość eksportu do krajów Europy Środkowo-Wschodniej właściwie zrównała się z poziomem z 1998 roku.

[10] J. Mujżel, *Wysoki wzrost gospodarczy jest potrzebny Polsce jak powietrze*, w: *Jaka polityka gospodarcza dla Polski?* red. U. Płowiec, materiały z VII Kongresu Ekonomistów Polskich PTE, t. 2, Wydawnictwo PTE-Bellona, Warszawa 2001. W latach 1998-1999 obserwowano wysoki deficyt w handlu zagranicznym (dotyczący wymiany handlowej zarówno z Unią Europejską, jak i WNP). W latach 1999-2002 udało się jednak stopniowo obniżyć deficyt rachunku obrotów bieżących z 8 do 3,6% PKB. Por. *Strategia polityki pieniężnej po 2003 roku*, NBP, Warszawa 2003, s. 8.

ekonomii, można doszukać się w Polsce przykładów obu podejść w definiowaniu bezrobocia. Aby jednak dokładnie zanalizować zjawisko bezrobocia w Polsce, należy je podzielić na tzw. bezrobocie równowagi i nierównowagi, wyodrębniając komponent długo- i krótkookresowy bezrobocia. Niewielka bowiem – w porównaniu z innymi krajami – dynamika przepływów brutto na rynku pracy, wskazuje na występowanie stosunkowo niewielkiego ułamka bezrobocia frykcyjnego oraz dużego bezrobocia strukturalnego i instytucjonalnego w Polsce[11]. Część frakcji bezrobocia strukturalnego i instytucjonalnego można zaliczyć do bezrobocia długookresowego, nazywanego – w literaturze przedmiotu – bezrobociem równowagi. Natomiast druga część tego rodzaju bezrobocia powiększa w Polsce bezrobocie nierównowagi, utożsamiane w krajach o dojrzałej gospodarce rynkowej z bezrobociem cyklicznym[12].

2. Polityka państwa wobec rynku pracy w Polsce

Politykę gospodarczą wobec rynku pracy w Polsce można podzielić na dwa etapy – lata 1990-1993 i lata 1994-2004. W latach 1992-1993 obserwowano stopniową poprawę koniunktury, choć nadal towarzyszył jej spadek zatrudnienia i wzrost bezrobocia. Wynikać to mogło z postępującej racjonalizacji zatrudnienia, polegającej na redukcji bezrobocia ukrytego i wzroście wydajności pracy w części zrestrukturyzowanych przedsiębiorstw. Na tym tle koncentrowano się głównie na zagadnieniach pieniężno-finansowych, natomiast rynkowi pracy poświęcano mało uwagi.

Kolejne lata 1994-1997 były okresem szybkiego wzrostu gospodarczego[13], połączonego ze wzrostem zatrudnienia i spadkiem bezrobocia. Przyczyną tego był wzrost PKB wyższy od wzrostu wydajności pracy, co przełożyło się na wzrost popytu na pracę oraz wzrost zatrudnienia. Korzystna sytuacja wynikała również z podjętych i udanych reform ustrojowych, dobrej koniunktury za granicą oraz ekspansywnej polityki gospodarczej (głównie fiskalnej). Nadmiernie pobudzony popyt wewnętrzny, przekraczający podaż wynikającą z wielkości produktu krajo-

---

[11] U. Sztanderska, M. Socha, *Strukturalne podstawy bezrobocia w Polsce*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2000; M. Góra, M. Walewski, *Bezrobocie równowagi w Polsce – wstępna analiza i próba oszacowania*, „Polska Gospodarka" 2002, nr 4; E. Kwiatkowski, L. Kucharski, T. Tokarski, *Bezrobocie i zatrudnienie a PKB w Polsce w latach 1993-2001*, „Ekonomista" 2002, nr 3.

[12] W. Jarmołowicz, B. Woźniak, *Bezrobocie nierównowagi a polityka państwa wobec rynku pracy*, w: *Makro i mikroekonomiczne aspekty rozwoju polskiej gospodarki*, red. W. Jarmołowicz, Wydawnictwo AE w Poznaniu, Poznań 2005.

[13] Wynoszącego 6,0-7,0% w latach 1995-1997. Por. *Rocznik statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2000*, tabl. 3 (541), s. 527.

wego, generował jednak silną presję inflacyjną i doprowadził do znacznego deficytu w bilansie obrotów bieżących (w 1994 roku saldo rachunku obrotów bieżących jako procent PKB wynosiło 1,3%, a w 1997 roku – 3,0%)[14].

Utrzymywał się przy tym stosunkowo wysoki poziom bezrobocia równowagi – badania U. Sztanderskiej i M. Sochy dowodzą, że średnia wartość bezrobocia równowagi dla 24 kwartałów odnoszących się do lat 1992-1998 wyniosła 11,4%[15], natomiast według Narodowego Banku Polskiego stopa bezrobocia NAIRU[16] kształtowała się w latach 1997-2002 w przedziale 12-14%[17]. Przy tak wysokim poziomie bezrobocia równowagi, państwo koncentrowało się jednak głównie na dostosowaniu instytucji funkcjonowania rynku pracy, często o charakterze osłon socjalnych, takich jak wysokie transfery i ubezpieczenia na rzecz bezrobotnych oraz programy wcześniejszych emerytur. Ingerencja państwa w tym zakresie wpływała przy tym niekorzystnie na siłę sprzężenia pomiędzy produktem a bezrobociem. Uznaje się bowiem, że wysoki stopień dopasowania podaży, w sensie kwalifikacji, do popytu na pracę jest katalizatorem powiązań pomiędzy wytworzonym produktem a liczbą zatrudnianych pracowników. W Polsce – jak dotąd – przewagę osiągały jednak czynniki destabilizujące te procesy, a związane głównie z podażą pracy, takie jak: poziom wykształcenia, mobilność czy motywacja do poszukiwania pracy. Dodatkowo struktura kapitału często nie odpowiadała wymaganiom i zapotrzebowaniu popytu.

Zagadnienia te państwo włączało jedynie częściowo do polityki wobec rynku pracy, a ogólnym celem zarówno na poziomie makro-, jak i mikroekonomicznym stała się kwestia ograniczania nierównowagi na rynku pracy oraz stosowania instrumentów zwiększających popyt na pracę, czyli oddziaływania na tzw. bezrobocie nierównowagi, stanowiące dużo mniejszy problem ekonomiczny i społeczny. Wiele działań państwa miało przy tym charakter żywiołowy, „akcyjny", skierowany na spektakularnie nagłośnione elementy nierównowagi i dostosowany do bieżących napięć na rynku pracy.

Stymulowanie popytu i brak skutecznych działań w zakresie ograniczania bezrobocia równowagi, spowodowały pojawienie się – po roku 1998 – zagrożenia recesją gospodarczą. „Przegrzana" gospodarka natrafiła bowiem na barierę podaży,

---

[14] Raport roczny NBP 1996, Warszawa 1997, s. 120-121; Raport roczny NBP 1998, Warszawa 1999, s. 90.

[15] U. Sztanderska, M. Socha, op.cit., s. 155.

[16] NAIRU – jest to tzw. stopa bezrobocia niepowodująca przyspieszenia w stopie inflacji, przy której wzajemne oczekiwania płacowe firm i pracowników są niesprzeczne, zatem nie zmieniają inflacji. Por. F. Modigliani, L. Papademos, *Targets for Monetary Policy in the Coming Year*, „Brookings Papers on Economic Activity" 1975, no. 1; R. Layard, *How to Beat Unemployment*, Oxford University Press, Oxford 1986; R. Layard, S. Nickell, R. Jackman, *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press, Oxford 1991.

[17] Raport o inflacji w I kwartale 2003 roku, NBP, 2003, s. 17.

a przede wszystkim na ograniczenia kapitałowe. Nastąpił spadek popytu krajowego wynikający dodatkowo z potrzeby zmniejszenia ujemnego salda na rachunku obrotów bieżących. Sytuację pogarszała też słaba koordynacja polityki makroekonomicznej w latach 2001-2002, co powodowało zmniejszenie wiarygodności i duże opóźnienia w reakcji banków komercyjnych na obniżanie stóp procentowych banku centralnego (tzw. wypychanie inwestycji). Państwo nie oferowało również silnych zachęt do inwestowania, przez co nie potrafiło wykorzystać zagranicznych inwestycji bezpośrednich w celu poprawy sytuacji na rynku pracy[18]. Pojawiła się tzw. druga fala bezrobocia (od IV kwartału 1998 roku [19]), której nadal nie udało się skutecznie przezwyciężyć.

Pobieżna analiza jakościowa i ilościowa rodzi zatem pytanie, czy w Polsce – w okresie transformacji ustrojowej – prowadzona polityka o charakterze makroekonomicznym w jakiś sposób wpływała na sytuację w zakresie kształtowania się bezrobocia – i to w długim okresie? Intencją artykułu stało się zatem przeprowadzenie badania statystycznego dla gospodarki polskiej, w którym przeanalizowano wpływ wybranych wskaźników ilościowych z trzech typów polityki makroekonomicznej (monetarnej, fiskalnej i dochodowej) na wielkość bezrobocia w długim okresie, utożsamianego w teorii ekonomii z bezrobociem równowagi.

3. Ekonometryczna weryfikacja wpływu wybranych elementów polityki makroekonomicznej na bezrobocie w długim okresie

W celu wykazania pewnych prawidłowości zachodzących na rynku pracy w krajach przechodzących transformację ustrojową, na przykładzie Polski, postawiono hipotezę badawczą, że wybrane wskaźniki ilościowe, takie jak: przeciętne realne wynagrodzenie w sektorze przedsiębiorstw w przemyśle przetwórczym, realna stopa lombardowa oraz stopa redystrybucji wpływają w długim okresie na zmiany bezrobocia. Badanie dotyczyło okresu od stycznia 1993 do grudnia 2004 roku.

W badaniu wykorzystano zmienne, dotyczące trzech typów polityki gospodarczej – dochodowej, monetarnej i fiskalnej. W przypadku polityki dochodowej posłużono się realnymi wynagrodzeniami przemysłu przetwórczego, ponieważ

---

[18] O ile w latach 1995-1997 średnie tempo wzrostu inwestycji wynosiło 19,5%, o tyle w kolejnych latach stopa inwestycji wyraźnie się zmniejszała, wynosząc 15,3% w 1998 roku, 5,9% w 1999 roku i tylko 1,4% w 2000 roku. W latach 2001-2002 nastąpił spadek nakładów inwestycyjnych w wymiarze bezwzględnym do poziomu: (-) 9,5% w 2001 roku, (-) 10% w 2002 roku, a w 2003 roku – (-) 0,1%. Por. *Rocznik statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2004*, tabl. 1(552), s. 640.

[19] Wyraźny wzrost bezrobocia datuje się mniej więcej od końca 1999 roku, natomiast wyraźny spadek tempa wzrostu gospodarczego nastąpił dopiero w 2001 roku.

przemysł przetwórczy charakteryzuje się największymi rezerwami wydajności pracy i generuje największe bezrobocie. Dowodzą tego dysproporcje w dynamice produkcji dodanej brutto i liczbie pracujących w różnych sektorach gospodarki. Rosnąca dynamicznie rozpiętość między obiema kategoriami w latach 1992-1997 dotyczy zdecydowanie bardziej przemysłu niż innych sektorów gospodarki[20].

W przypadku polityki monetarnej zaś wybrano realną stopę lombardową, ponieważ stopa ta określa maksymalne oprocentowanie kredytów na rynku międzybankowym, udzielnych przez banki centralne pod zastaw papierów wartościowych. Wprawdzie cena pieniądza może przekroczyć poziom lombardowy (co zdarza się wtedy, gdy banki komercyjne nagle potrzebują pieniędzy), ale w dłuższym okresie to właśnie stopa lombardowa wyznacza najwyższe oprocentowanie środków płynnych.

Natomiast w przypadku polityki fiskalnej wykorzystano stopę redystrybucji jako zmienną, obrazującą skalę redystrybucji dochodu narodowego. W skali makroekonomicznej istnieją trzy metody obliczania stopy redystrybucji. Są to[21]:

- udział wydatków publicznych ogółem w wielkości PKB,
- udział wydatków publicznych nieinwestycyjnych w wielkości PKB,
- udział finansowych wydatków socjalnych w wielkości PKB.

Na potrzeby opisywanego badania, ze względu na brak możliwości porównawczych w układzie miesięcznym, stopę redystrybucji obliczono na podstawie produkcji sprzedanej przemysłu, a nie w odniesieniu do PKB.

Wybór stopy redystrybucji w badaniu wpływu polityki fiskalnej na wielkość bezrobocia został podyktowany tym, że wielkość redystrybucji dochodu narodowego wpływa na skalę inwestycji. Prosta zasada dowodzi bowiem, że im wyższa stopa redystrybucji, tym niższa skala inwestycji, a tym samym zatrudnienia. Należy przy tym pamiętać, że do pewnego poziomu inwestycje nie generują nowych miejsc pracy, mając jedynie charakter odtworzeniowy. Dopiero po przekroczeniu pewnego progu, uzależnionego od charakteru danej gospodarki, inwestycje mogą wpływać na wzrost zatrudnienia.

Źródłem surowych danych statystycznych wykorzystywanych w badaniu były wskaźniki zaczerpnięte z *Biuletynu statystycznego* publikowanego przez Główny Urząd Statystyczny w Warszawie za lata 1993-2004.

Podsumowując, wśród wskaźników ilościowych w opisywanym badaniu wykorzystano następujące indeksy:

- wielkość bezrobocia rejestrowanego jako zmienną objaśnianą,

---

[20] Por. M. Kokocińska, A. Gaweł, *Modelling Employment in Poland: a Quantitative vs Qualitative Approach, Emergo*, „Journal of Transforming Economies and Societies" vol. 11, 2004, no. 3, 3(41).

[21] Na podstawie A. Schüller, *Soziale Marktwirtschaft und Dritte Wege*, ORDO, B. 51, Stuttgart 2000, s. 169-202, za: W. Wilczyński, *Polski przełom ustrojowy 1989-2005. Ekonomia epoki transformacji*, Wydawnictwo WSB w Poznaniu, Poznań 2005, s. 64-65.

- jako zmienne objaśniające:
  a) przeciętne realne wynagrodzenie pracowników w sektorze przedsiębiorstw w przemyśle przetwórczym (z uwzględnieniem zmian w sposobie ubruttowienia dokonanych w roku 1999), wyznaczone jako przeciętne wynagrodzenie nominalne brutto skorygowane o wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI),
  b) realną stopę procentową, ujętą jako stopę lombardową skorygowaną o wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI),
  c) stopę redystrybucji, wyznaczoną jako wielkość wydatków budżetu państwa w stosunku do wielkości produkcji sprzedanej przemysłu.

W przypadku wszystkich wskaźników brano pod uwagę ich zmiany, czyli przyrosty z miesiąca na miesiąc.

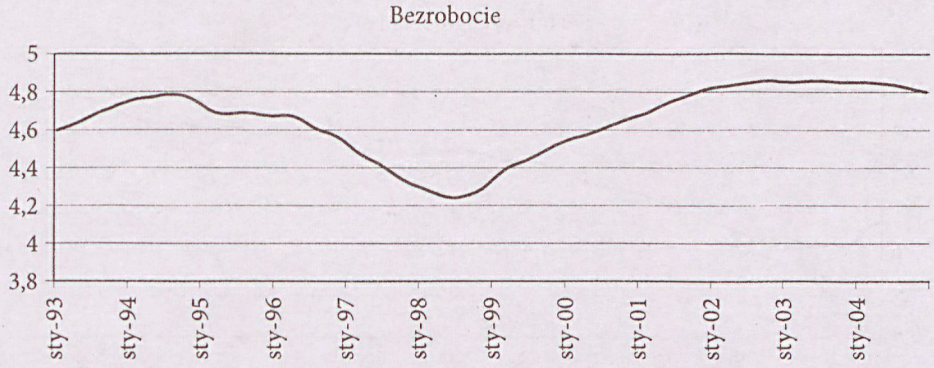
W celu zweryfikowania przyjętej hipotezy badawczej, wybrano następującą sekwencję badania:

- zmiana danych na logarytmy naturalne i dekompozycja sezonowa surowych szeregów czasowych,
- przeprowadzenie testów jednostkowego pierwiastka (z ang. *unit-root test*) – rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (ADF), testu Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) oraz testu Phillips-Perron (PP),
- przeprowadzenie testów kointegracji dla modeli z dwoma zmiennymi,
- w przypadku potwierdzenia kointegracji, przeprowadzenie testów przyczynowości Grangera w celu określenia potencjalnych wyprzedzeń wskaźników objaśniających.

Poprawna analiza regresji ma sens jedynie dla danych, które nie podlegają trendowi, ponieważ trendy mogą prowadzić do pozornych regresji czy też miar dobroci dopasowania przyjmujących „zbyt wysokie" wartości, czyli ogólnie – utrudniać ocenę otrzymanych wyników regresji. Dlatego też we wstępnym etapie badania należało pozbyć się trendu, na przykład poprzez zastosowanie pierwszych przyrostów (różnic między kolejnymi obserwacjami). Surowe zmienne zostały zatem zamienione na logarytmy naturalne i poddane procedurze dekompozycji sezonowej (z wykorzystaniem metody CENSUS X-11 krzywą Hendersona), dzięki czemu usunięto z szeregów czasowych wpływ czynników sezonowych, pozostawiając połączony trend i wahania koniunkturalne. Następnie wprowadzono realne wynagrodzenia, poprzez skorygowanie wynagrodzeń nominalnych o ceny towarów i usług. Dalej realną stopę kredytu lombardowego, a na koniec stopę redystrybucji.

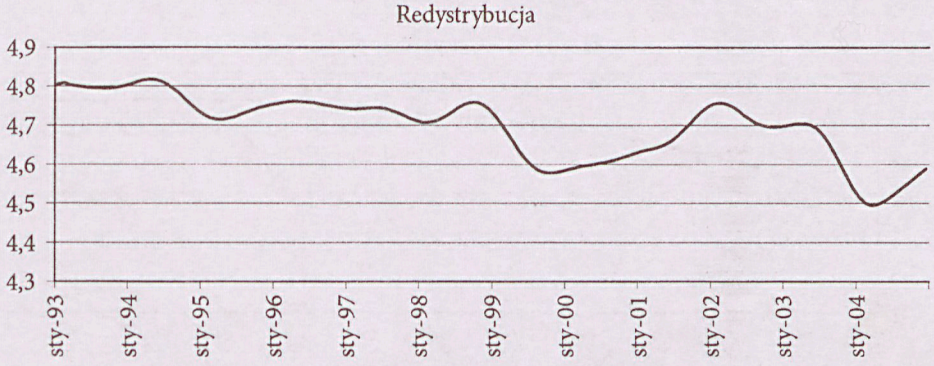
Kształtowanie się wszystkich oczyszczonych wskaźników uwzględnionych w badaniu prezentują rysunki 1-6.

Kolejnym krokiem badawczym, przed przeprowadzeniem poprawnej analizy regresji, było zbadanie stopnia integracji każdej zmiennej (jeżeli tylko można



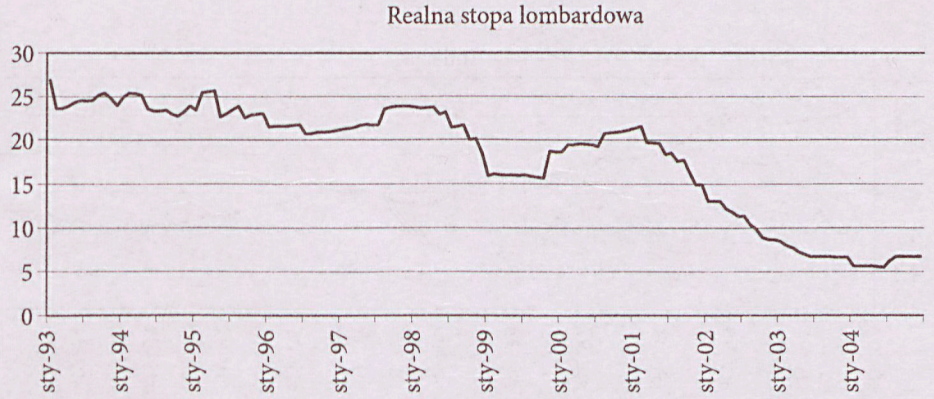
Rys. 1. Kształtowanie się surowych wskaźników bezrobocia

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z biuletynów statystycznych za lata 1993-2004, GUS, Warszawa.



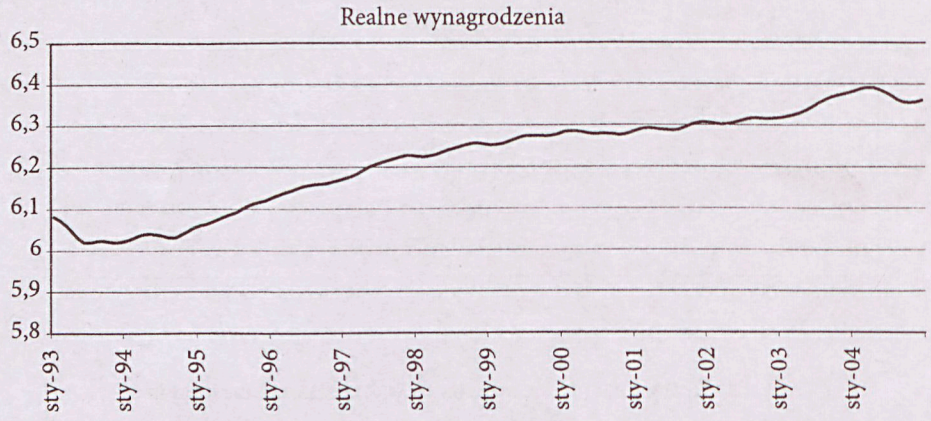
Rys. 2. Kształtowanie się surowych wskaźników stopy redystrybucji

Źródło: jak do rys. 1.



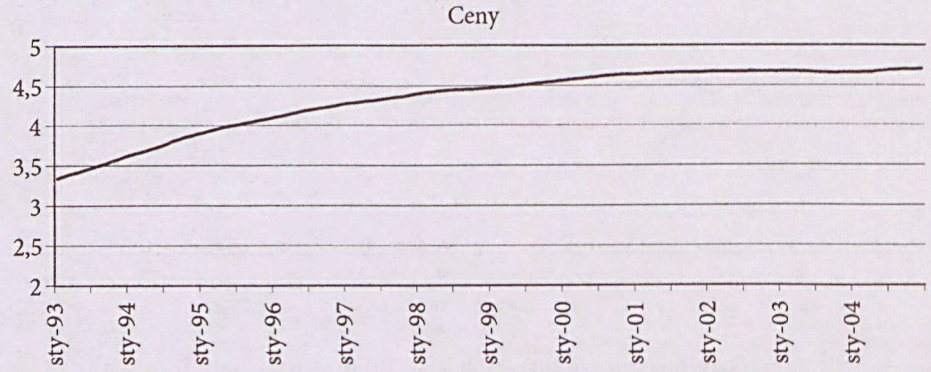
Rys. 3. Kształtowanie się surowych wskaźników realnej stopy lombardowej

Źródło: jak do rys. 1.



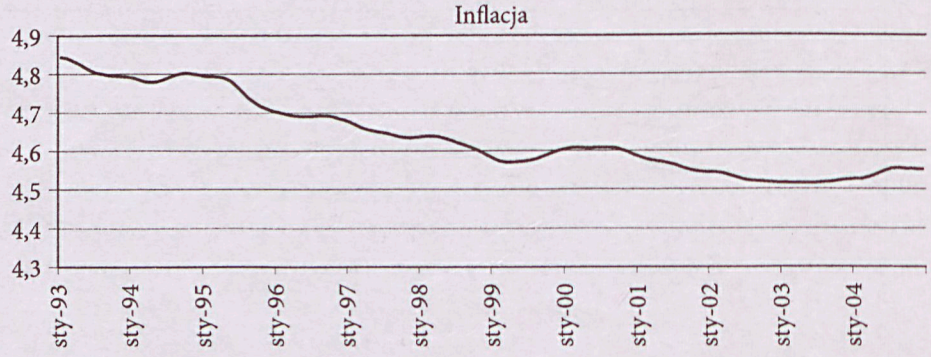
Rys. 4. Kształtowanie się surowych wskaźników realnych wynagrodzeń

Źródło: jak do rys. 1.



Rys. 5. Kształtowanie się surowych wskaźników cen

Źródło: jak do rys. 1.



Rys. 6. Kształtowanie się surowych wskaźników inflacji

Źródło: jak do rys. 1.

pozbyć się trendu i przekształcić zmienną w zmienną stacjonarną[22] za pomocą obliczania przyrostów). W badaniu testujemy więc stopień integracji zmiennych związanych postulowaną długookresową zależnością. W tym celu przeprowadzamy standardowe testy jednostkowego pierwiastka, a w szczególności test ADF (bada zintegrowanie szeregu), test KPSS (bada stacjonarności szeregu) oraz test PP (bada również zintegrowanie szeregu).

W testach jednostkowego pierwiastka testujemy hipotezę, że zmienna y_t jest generowana przez

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \delta_i \Delta y_{t-i} + \mu_t \qquad (1)$$

gdzie:

k – liczba opóźnień dla Δy_{t-i} powinna być na tyle mała, aby zachować wystarczającą liczbę stopni swobody, ale na tyle duża, aby uwzględnić występowanie autokorelacji ε_t (w przypadku testu ADF wybieramy model z długością opóźnień k, używając minimalizacji kryterium Schwarza, natomiast testy PP i KPSS wykorzystują długookresowy estymator wariancji, który może przybierać różne formy, najczęściej stosuje się w tym przypadku estymator typu Neweya i Westa z oknem Barletta)[23],

μ_t – reprezentuje szereg zmiennych losowych o jednakowym rozkładzie z zerową wartością oczekiwaną i stałą wariancją.

Testy jednostkowego pierwiastka polegają na testowaniu ujemności δ w regresji (1), oszacowanej metodą najmniejszych kwadratów. Odrzucenie hipotezy zerowej $\delta = 0$, na rzecz hipotezy alternatywnej $\delta < 0$ implikuje, że y_t jest zintegrowane w stopniu zero. Gdy nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, testujemy, czy stopień integracji równy jest jeden lub wyżej[24]. Na przykład symbol I(1) oznacza, że wszystkie zmienne tworzące wektor tej zmiennej są zintegrowane stopnia jeden, czyli ich pierwsze przyrosty są stacjonarne. Tabela 1 prezentuje wyniki końcowe.

---

[22] Proces stochastyczny (czyli rodzina zmiennych losowych o wartościach rzeczywistych, indeksowana przez t, gdzie t oznacza czas) jest stacjonarny, jeśli łączne i warunkowe rozkłady prawdopodobieństwa procesu nie zmieniają się przy przesunięciach w czasie (oznacza to, że średnie i wariancje procesu są stałe w czasie, a wartość kowariancji dla dwóch momentów obserwacji zależy jedynie od odstępu między nimi, a nie od samych momentów obserwacji, dla których liczymy kowariancję). Jeżeli nie jest spełniony jeden lub więcej podanych wyżej warunków, to proces jest niestacjonarny. Por. W.W. Charemza, D.F. Deadma, *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa 1997, s. 103-104.

[23] J. Streb, S. Yin, J. Wallusch, *Knowledge Spill-over from New to Old Industries. The Case of German Synthetic Dyes and Textiles (1878-1913), Explorations in Economic History* (w druku), maszynopis powielony, s. 7.

[24] W.W. Charemza, D.F. Deadma, op.cit., s. 114.

Tabela 1. Wyniki końcowe testów jednostkowego pierwiastka

Zmienna	ADF			KPSS*		Phillips test, PP*	
	opóźnienia	test	wynik	test	wynik	test	wynik
Bezrobocie	2	-4,74270	I(2)	0,0852	I(2)	-4,6672	I(2)
Inflacja	3	-4,05458	I(1)	0,0594	I(1)	-3,57427	I(1)
Ceny	5	-3,60899	I(0)	0,0255	I(2)	-4,4649	I(0)
Realna stopa lombardowa	1	-8,14404	I(1)	0,0662	I(1)	-12,3798	I(1)
Realne wynagrodzenia	2	-5,31695	I(1)	0,0396	I(2)	-3,84652	I(1)
Stopa redystrybucji	5	-4,14013	I(0)	0,1154	I(0)	-4,968	I(2)

* opóźnienia w oknie Barletta = 4, wartości krytyczne dla ADF = –3,4421, KPSS = 0,146, PP = –3,4419.
Przy testach jednostkowego pierwiastka bierzemy pod uwagę model 3, ponieważ w ekonomii najważniejsze są odchylenia od trendu.

Kolejnym krokiem badawczym jest analiza kointegracji[25]. Jeśli istnieje długookresowy związek między dwiema (lub większą liczbą) niestacjonarnymi zmiennymi, to idea kointegracji polega na tym, że odchylenia od ścieżki długookresowej są stacjonarne. Oznacza to, że rozważane zmienne są skointegrowane, przy czym szeregi czasowe mogą być skointegrowane tylko wtedy, gdy są zintegrowane i mają ten sam stopień integracji.

Inaczej mówimy więc, że szeregi czasowe x_t i y_t są zintegrowane stopnia d, b, gdzie $d \geq b \geq 0$, co zapisujemy:

$$x_t, y_t \sim \mathrm{CI}(d, b)$$

jeżeli:

- oba szeregi są zintegrowane stopnia d,
- istnieje kombinacja liniowa tych zmiennych, na przykład $\beta_1 x_t + \beta_2 y_t$, która jest zintegrowana stopnia $d - b$, przy czym wektor $[\beta_1, \beta_2]$ nazywamy wektorem kointegrującym[26].

W celu przeprowadzenia testów kointegracji posługujemy się wektorowym modelem autoregresji z mechanizmem korekty błędu. Wykorzystując modele

[25] Por. K. Juselius, *The Cointegrated VAR Model: Econometric Methodology and Macroeconomic Applications*, http://www.iue.it/ECO/courses/FirstTerm2000-01/KJ-opt-1-2000.html dostępne 01.12.2005

[26] W.W. Charemza, D.F. Deadma, op.cit, s. 124.

wektorowej autoregresji – czy to ich bezwarunkową postać (VAR[27]), czy to modele z mechanizmem korekty błędu (VECM) – nie musimy odwoływać się wprost do teorii ekonomii, by zidentyfikować postać zredukowaną modelu. Brak konieczności nakładania warunków zerowych i przyjmowania podziału *ad hoc* na zmienne endo- i egzogeniczne czyni wektorowe modelowanie autoregresji szczególnie atrakcyjnym w obszarach słabo rozpoznanych przez teorię, a za taki należy uznać gospodarki państw przechodzących transformację[28]. Model VECM ma postać:

$$\Delta x_t = \alpha\beta' x_{t-k} + \sum_{i=1}^{k} \Gamma \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t, \qquad (2)$$

gdzie:

$x_t = [w_t, u_t]$, przy czym na przykład w_t to płaca realna, a u_t – bezrobocie,

α – macierz parametrów szybkości dostosowań (mierzy szybkość dostosowań poszczególnych zmiennych w wyniku zakłóceń relacji równowagi).

β – wektor kointegrujący mający własność: $\beta' x_t \sim I(0)$, gdy $x_t \sim I(1)$ – oznacza to, że zmienne wektora x_t są skointegrowane, a wektory kointegrujące $\beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_r$, to poszczególne kolumny macierzy kointegrującej β, w modelu VECM objaśniającym $n = 2$ zmiennych może zatem występować co najwyżej $r = n - 1$, czyli $r = 1$ wektorów kointegrujących, wektory te po znormalizowaniu mogą być interpretowane jako parametry długookresowe,

k – maksymalna wielkość opóźnień (w badaniu optymalna długość opóźnień k i zestaw zmiennych deterministycznych oddzielonych od trendu czasowego, została określona przez wielkość, która minimalizuje kryterium BIC (Schwarza)),

ε_t – wektor składników losowych,

Γ – macierz o wymiarach $(M \times M)$.

W testowaniu kointegracji należy wyznaczyć r, czyli zidentyfikować liczbę wektorów kointegrujących oraz oszacować wektor kointegrujący β. Jeżeli spełniona jest hipoteza dotycząca kointegracji, to $\beta' x_{t-k}$ stanowi zbiór wektorów r mechanizmów korekty błędów oddzielających długo- i krótkookresowe relacje w modelu.

Testowanie rozpoczynamy od $r = 0$, czyli od hipotezy, że w modelu VECM nie występują wektory kointegrujące. Jeśli nie ma podstaw do odrzucenia tej hipotezy

---

[27] Ibidem, s. 157. Model VAR – ogólny (nie poddany ograniczeniom) model wektorowej autoregresji – składa się z regresji każdej zmiennej bieżącej (nieopóźnionej) modelu względem wszystkich zmiennych modelu opóźnionych o pewną liczbę okresów. Ogólny bezwarunkowy model VAR, zawierający dużą liczbę oszacowanych parametrów, można zwykle zmniejszyć, usuwając te parametry, dla których nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy, że są one wszystkie równe zeru. Często takie testowanie zerowych warunków w modelu VAR dokonywane jest w kontekście analizy przyczynowości.

[28] J. Wallusch, *O bezrobociu bez teorii: analiza VAR a bezrobocie w Polsce (1994-2003)*, maszynopis powielony, s. 1-2.

(porównujemy z wartością krytyczną dla pięciu stopni swobody), to procedurę kończymy, gdyż nie znaleziono potwierdzenia istnienia długookresowych wektorów kointegrujących. Tak też się stało w przypadku przeprowadzanego badania. Wyniki testów kointegracji zawiera tabela 2.

Tabela 2. Wyniki testów kointegracji Johansena

Zmienna	Model i opóźnienia	Hipoteza zerowa	Test śladu			Test maksymalnej wartości własnej (lambda=max)		
			test	wartość krytyczna	wynik	test	wartość krytyczna	wynik
Bezrobocie – Inflacja	I(4)	$r = 0$	10,056	12,53	$r = 0$	8,385	11,44	$r = 0$
		$r = 1$	1,671	3,84		1,671	3,84	
Bezrobocie – Ceny	I(4)	$r = 0$	5,613168	12,53	$r = 0$	5,484223	11,44	$r = 0$
		$r = 1$	0,128945	3,84		0,128945	3,84	
Bezrobocie – Realne wynagrodzenia	III(4)	$r = 0$	11,50815	15,41	$r = 0$	9,555301	14,07	$r = 0$
		$r = 1$	1,952853	3,76		1,952853	3,76	
Bezrobocie – Realna stopa lombardowa	I(4)	$r = 0$	2,484844	12,53	$r = 0$	2,390018	11,44	$r = 0$
		$r = 1$	0,094826	3,84		0,094826	3,84	
Bezrobocie – Stopa redystrybucji	I(5)	$r = 0$	5,878627	12,53	$r = 0$	5,732024	11,44	$r = 0$
		$r = 1$	0,146603	3,84		0,146603	3,84	

Uwagi:
r – liczba wektorów kointegrujących;
wartość krytyczna na 95% poziomie istotności
W celu zbadania kointegracji przeprowadzamy testy wskaźnika prawdopodobieństwa. Maksymalne prawdopodobieństwo $L_{max}(r)$ jest funkcją stopnia kointegracji r. Johansen proponuje dwa typy testów dla r:
Test śladu – oparty jest na logarytmie wskaźnika prawdopodobieństwa $\ln[L_{max}(r)/L_{max}(k)]$, i przeprowadzany jest dla $r = k - 1, ..., 1, 0$. Nazwa oznacza, że w testach statystycznych bierze się pod uwagę ślad (sumę przekątnych elementów) macierzy kwadratowej, zawierającej wartości własne. Testujemy hipotezę zerową, że stopień kointegracji równy jest r wobec hipotezy alternatywnej, że stopień kointegracji równy jest k.
Test maksymalnej wartości własnej - oparty jest z kolei na logarytmie wskaźnika prawdopodobieństwa $\ln[L_{max}(r)/L_{max}(r + 1)]$ i przeprowadzany jest dla $r = 0, 1, ..., k - 1$. Nazwa oznacza, że w testach statystycznych poszukuje się maksymalnej wartości własnej. Testujemy hipotezę zerową, że stopień kointegracji jest równy r wobec hipotezy alternatywnej, że stopień kointegracji równy jest $r + 1$. Inaczej test ten wyznacza wektory kointegrujące na podstawie wektorów własnych, przy czym jeśli macierz kointegrująca β ma rząd $r < n$ (n – liczba zmiennych objaśnianych), to pierwsze r wektorów własnych są wektorami kointegrującymi, czyli stanowią kolumny macierzy β.
Por. *Guided tour on Johansen's cointegration analysis*, http://econ.la.psu.edu/~hbierens/EasyRegTours/COINTJ.HTM, dostępne 19.08.2005.

Jeżeli testy statystyczne Johansena potwierdziłyby występowanie wektora kointegrującego, badalibyśmy długookresową przyczynowość w sensie Grangera[29]. Natomiast jeśli nie ma długookresowych zależności, nie występuje też przyczynowość w sensie Grangera.

Podsumowanie

W analizowanym przypadku testy kointegracji Johansena potwierdziły jednak brak zależności długookresowych w modelach z dwoma zmiennymi. Oznacza to, że w długim okresie żadna z analizowanych zmiennych objaśniających (realne wynagrodzenia przemysłu, realna stopa lombardowa i stopa redystrybucji) nie wpływała na zmienną objaśnianą, czyli wysokość bezrobocia w długim okresie. Zgodnie zatem z teorią ekonomii, w długim okresie w Polsce bezrobocie jest niewrażliwe na wybrane działania z zakresu polityki makroekonomicznej o charakterze popytowym. Zarówno elementy polityki monetarnej, fiskalnej, jak i dochodowej pozostają neutralne wobec bezrobocia w długim okresie. Świadczyć to może o istotnej skali bezrobocia długookresowego, zaliczanego do kategorii bezrobocia równowagi. Jednocześnie można jedynie przypuszczać, że analizowane zmienne objaśniające wpływają na poziom bezrobocia w okresie krótkim. Zależności te nie były jednak przedmiotem prezentowanego tu badania.

Można zatem stwierdzić, że polityka monetarna poprzez działania w zakresie ustalania stóp procentowych (w analizowanym przypadku – stopy lombardowej) nie wpływa w Polsce na sytuację na rynku pracy w długim okresie. Mimo spadku – w kolejnych latach – stopy procentowej, nie zostały uruchomione bodźce do inwestowania, istotnie poprawiające wielkość zatrudnienia. Wpływ spadku stopy procentowej musiał zostać bowiem zahamowany poprzez inne czynniki – w tym niepewność gospodarowania, brak zaufania podmiotów gospodarczych, zbyt ekspansywną politykę fiskalną, procesy demograficzne czy też czynniki strukturalne.

Podobnie kształtuje się sytuacja w przypadku wydatków budżetowych – ujętych w badaniu za pomocą stopy redystrybucji. Wysokie wydatki budżetowe w niewiel-

[29] W filozofii znaczenie „bycia przyczyną" jest bliskie „powodowaniu" lub „tworzeniu". W ekonometrii natomiast przyczynowość oznacza raczej „przewidywanie" niż „tworzenie". Jednocześnie należy pamiętać, że natychmiastowa przyczynowość nie istnieje, ponieważ zawsze mija pewien czas między niezależnymi działaniami. Z podobnych powodów nie istnieje „wzajemny jednoczesny wpływ przyczynowy" oraz przyszłość nie może być przyczyną przeszłości. W ekonometrii najpowszechniej stosowaną roboczą definicją przyczynowości jest *definicja Grangera*, która brzmi następująco: Zmienna x jest przyczyną y w sensie Grangera (co oznaczamy $x \rightarrow y$), jeżeli bieżące wartości y można prognozować z większą dokładnością przy użyciu przeszłych wartości x niż bez ich wykorzystania, przy niezmienionej pozostałej informacji. Por. W.W. Charemza, D.F. Deadma, op.cit., s. 158.

kim stopniu przyczyniają się do ograniczania bezrobocia. Zgodnie z teorią ekonomii korzystny wpływ mogą mieć jedynie (podejmowane zresztą w niewielkim zakresie) inwestycje publiczne oraz wsparcie finansowe dla funduszy gwarancyjnych i kredytowych, wspomagających podmioty tworzące miejsca pracy. W Polsce wydatki budżetowe mają charakter głównie socjalny i osłonowy, zatem nie wpływają na zwiększenie popytu na pracę.

W przypadku natomiast polityki dochodowej brak długookresowych zależności między płacami realnymi a bezrobociem może wynikać z istotnego usztywnienia rynku pracy. Płace – zwłaszcza w przemyśle, gdzie wciąż istnieją silne związki zawodowe, ustalane są bowiem powyżej optimum wyznaczanego przez wydajność pracy i realne możliwości gospodarki. Dodatkowo małe zróżnicowanie płac oraz wzrost kosztów pracy ograniczają możliwości oddziaływania za pomocą polityki dochodowej na rynek pracy w długim okresie.

Ustalenia i analizy sytuacji na rynku pracy w Polsce dowiodły zatem, że główny trzon bezrobocia stanowi bezrobocie równowagi, wynikające z realnych cech polskiego rynku pracy i innych współzależnych rynków, zachowań siły roboczej i pracodawców[30], które ze względu na swój długotrwały charakter, wysokie rozmiary oraz nasilenie się jego społeczno-ekonomicznych skutków, zwłaszcza w ostatnich latach, staje się „palącym" problemem społeczno-ekonomicznym, wymagającym zdecydowanych działań po stronie polityki państwa. Działania te są jednak utrudnione z powodu transformacyjnego podłoża zaistniałej sytuacji na rynku pracy.

Współzależności sił rynkowych w krajach przechodzących przekształcenia transformacyjne są bowiem niezwykle skomplikowane i trudne do ujęcia w jedną, prostą formułę. Modelowa polityka wobec rynku pracy, przyjmując za swój cel realizację zasady pełnego i jednocześnie racjonalnego zatrudnienia, powinna ingerując w mechanizmy rynkowe w sposób ograniczony czasowo, ale zarazem powszechny i niesłużący interesom grupowym, dostarczyć skutecznych narzędzi, umożliwiających optymalizację decyzji w dziedzinie zatrudnienia. W krótkim okresie powinna przy tym polegać na ograniczaniu wahań bezrobocia nierównowagi i dążyć do jego zmniejszenia, czyli pobudzać efektywny popyt, a w długim – służyć przebudowie strukturalnej i instytucjonalnej gospodarki. Chodzi tu zatem – i w wymiarze bardziej bieżącym – o poprawę efektywności funkcjonowania rynku pracy i towarów, skuteczniejsze działania urzędów zatrudniania, lepszą in-

[30] Cykliczny komponent kształtowania się sytuacji na rynku pracy – nie przestając odgrywać istotnej roli – zszedł na drugi plan w porównaniu z komponentem acyklicznym. Wynika to przede wszystkim z dwóch faktów: praca jako czynnik produkcji stała się zdecydowanie heterogeniczna (nie jest już możliwe zakładanie jej homogeniczności), a restrukturyzacja stała się permanentna (dawniej dokonywała się co kilka cykli koniunkturalnych). Por. M. Góra, *Trwale wysokie bezrobocie w Polsce. Refleksje, próba częściowego wyjaśnienia i kilka propozycji*, 73 seminarium BRE-CASE, Elastyczny rynek pracy w Polsce. Jak sprostać temu wyzwaniu? Warszawa, 17 czerwca 2004 r., s. 129.

formację o miejscach pracy i bezrobotnych, rozwój szkoleń zawodowych czy też poprawę mobilności siły roboczej poprzez rozwój infrastruktury[31].

Jednocześnie jednak należy pamiętać, że zachowanie samego popytu wpływa w krótkim okresie również na bezrobocie równowagi i ograniczenie zjawiska histerezy[32]. Dlatego tak istotna staje się kwestia równoczesnego stosowania strategii podażowej i krótkookresowej polityki zwiększania poziomu zagregowanego popytu – zwłaszcza w sektorze prywatnym – w taki sposób, który zwiększy zdolność gospodarki do dostarczania dodatkowej produkcji bez wywoływania wzrostu inflacji w długim okresie.

Wymienione tu postulaty odnoszą się jednak do dojrzałych gospodarek rynkowych. W Polsce polityka państwa wobec rynku pracy powinna przede wszystkim uwzględnić aspekt transformacyjny. Szybkie zakończenie transformacji jest niezbędnym elementem poprawy sytuacji na rynku pracy. Kluczową kwestią staje się tu przyspieszenie zmian strukturalnych na rynku pracy. Zmiany te są właściwie wtórne do zmian strukturalnych w całej gospodarce polskiej, dla której pożądane jest istnienie i rozwój dziedzin nowoczesnych, produktywnych i nasyconych najnowszą techniką, w których nastąpi realokacja siły roboczej z dziedzin nieproduktywnych. Jeśli struktura (zawodowa, geograficzna, sektorowa) rosnącej podaży pracy nie odpowiada strukturze popytu na pracę, a siła robocza nie jest wystarczająco mobilna (zawodowo, geograficznie, sektorowo), to mimo znacznego niewykorzystanego potencjału zasobów pracy, z jakim mamy obecnie do czynienia w Polsce, będzie nadal występowało – nawet w warunkach wzrostu – wysokie bezrobocie. Gwarancją tego typu działań jest polityka systemowa (w tym szybkie dokonanie prywatyzacji) oraz dostosowana do polskich warunków – polityka rynku pracy. W celu podniesienia konkurencyjności gospodarki potrzebne jest także dalsze uelastycznienie rynku pracy, a tym samym ograniczenie bezrobocia instytucjonalnego (m.in. poprzez zmniejszenie biurokratycznych barier regulacji rynku pracy czy też obniżenie obciążeń podatkowych i pozapłacowych kosztów pracy).

---

[31] O roli infrastruktury por. M. Ratajczak, *Infrastruktura w gospodarce rynkowej*, Wydawnictwo AE w Poznaniu, Poznań 1999.

[32] Według teorii histerezy poziom bezrobocia równowagi zależy nie tylko od aktualnego kształtu czynników realnych determinujących to bezrobocie, ale również od wcześniejszych tendencji bezrobocia faktycznego, które z kolei uzależnione jest - w istotnej mierze – także od tzw. przejściowych „wstrząsów" popytowych i podażowych. Zgodnie z teorią histerezy, poziom bezrobocia równowagi podąża więc za faktyczną stopą bezrobocia (kształtowaną przez wstrząsy popytowe i podażowe), co oznacza przypisanie istotnego wpływu czynnikom koniunkturalnym na kształtowanie się poziomu bezrobocia równowagi. Porównaj m.in. R. Layard, S. Nickell, R. Jackman, op.cit.; O.J. Blanchard, H.L. Summers, *Hysteresis and the European Unemployment Problem*, w: *Unemployment, Hysteresis and the Natural Rate Hypothesis*, red. R. Cross, Basil Blackwell, Oxford 1988; W. Carlin, D.H. Soskice, *Macroeconomics and the Wage Bargain. A Modern Approach to Employment, Inflation and the Exchange Rate*, Oxford University Press, Oxford 1990.

W celu zapewnienia związku między bezrobociem a PKB istotne staje się tworzenie swobody prowadzenia działalności gospodarczej. Państwo powinno głównie wspomagać rynkowy proces przepływu między bezrobociem i zatrudnieniem, gdy poziom produktu krajowego ulega wahaniom. W kategoriach bardziej szczegółowych chodzi tutaj o ustabilizowanie czynników kształtujących siłę tego związku. Rola państwa powinna skupiać się przy tym na zapewnieniu warunków do umocnienia równowagi makroekonomicznej i ograniczaniu inflacji jako bazy długoterminowego wzrostu zapewniającego przyrost miejsc pracy, osiągniętego poprzez zmniejszenie spożycia albo import kapitału w formie inwestycji bezpośrednich lub transferów rozwojowych.

Istotną kwestią staje się również budowa świadomości społeczeństwa o normalnych, zdrowych mechanizmach kapitalistycznej gospodarki rynkowej. Wiedza ta powinna ograniczyć żądania i przywileje, do których przyzwyczaiło się społeczeństwo w gospodarce centralnie planowanej. Postulat ten wiąże się z ograniczeniem ochrony socjalnej mało wydajnych sektorów gospodarki, a tym samym ze zredukowaniem deficytu finansów publicznych, będącego barierą dla wzrostu gospodarczego. Zadaniem państwa jest też ograniczenie problemu bierności zawodowej.

Najważniejszym jednak przesłaniem płynącym z doświadczeń przemian ustrojowych dla państwa jako podmiotu polityki gospodarczej w ogóle jest konieczność integralnego traktowania kwestii obu typów bezrobocia w związku z dążeniem do poprawy sytuacji społeczno-gospodarczej w Polsce.

Bibliografia

Blanchard, O.J., Diamond, P., *The Cyclical Behavior of the Gross Flows of U.S. Workers*, Brookings Papers on Economic Activity 1990, no. 2.

Blanchard, O.J., Summers, L.H., *Hysteresis and the European Unemployment Problem*, NBER Working Paper Series, The MIT Press, no. 1950, Cambridge-London 1986.

Boeri, T., *„Transitional" Unemployment*, Economics of Transition vol. 2, 1994, no. 1.

Carlin, W., Soskice, D.H., *Macroeconomics and the Wage Bargain. A Modern Approach to Employment, Inflation and the Exchange Rate*, Oxford University Press, Oxford 1990.

Charemza, W.W., Deadma, D.F., *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa 1997.

Cross, R. (red.), *Unemployment, Hysteresis and the Natural Rate Hypothesis*, Basil Blackwell, Oxford 1988.

Golniowska, S., *O przyczynach bezrobocia i polityce jego zwalczania*, Polityka Społeczna 2001, no. 3.

Góra, M., *Trwale wysokie bezrobocie w Polsce. Refleksje, próba częściowego wyjaśnienia i kilka propozycji*, 73 seminarium BRE-CASE, Elastyczny rynek pracy w Polsce. Jak sprostać temu wyzwaniu? Warszawa, 17 czerwca 2004 r.

Góra, M., Walewski, M., *Bezrobocie równowagi w Polsce – wstępna analiza i próba oszacowania*, Polska Gospodarka 2002, nr 4.

Jarmołowicz, W. (red.), *Makro- i mikroekonomiczne aspekty rozwoju polskiej gospodarki*, Wydawnictwo AE w Poznaniu, Poznań 2005.

Guided tour on Johansen's cointegration analysis, http://econ.la.psu.edu/~hbierens/EasyReg-Tours/COINTJ.HTM (z 19.08.2005).

Juselius, K., *The Cointegrated VAR Model: Econometric Methodology and Macroeconomic Applications*, http://www.iue.it/ECO/courses/FirstTerm2000-01/KJ-opt-1-2000.html, (z 01.12.2005).

Kokocińska, M., Gaweł, A., *Modelling Employment in Poland: a Quantitative vs Qualitative Approach, Emergo*, Journal of Transforming Economies and Societies vol. 11, 2004, no 3, 3(41).

Kwiatkowski, E., Kucharski, L., Tokarski, T., *Bezrobocie i zatrudnienie a PKB w Polsce w latach 1993-2001*, Ekonomista 2002, nr 3.

Layard, R., *How to Beat Unemployment*, Oxford University Press, Oxford 1986.

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

Lindbeck, A., Snower, D.J., *The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment*, The MIT Press, Cambridge, Mass. 1988.

Lindbeck, A., Snower, D.J., *Wage Setting, Unemployment, and Insider-Outsider Relations*, American Economic Review vol. 76, 1986, no. 2.

Modigliani, F., Papademos, L., *Targets for Monetary Policy in the Coming Year*, Brookings Papers on Economic Activity 1975, no. 1.

Płowiec, U. (red.), *Jaka polityka gospodarcza dla Polski?* Materiały z VII Kongresu Ekonomistów Polskich PTE, t. 2, Wydawnictwo PTE-Bellona, Warszawa 2001.

Raport o inflacji sierpień 2004, NBP, Rada Polityki Pieniężnej, Warszawa, 2004.

Raport o inflacji w I kwartale 2003 roku, NBP, Warszawa 2003.

Raport roczny NBP 1996, Warszawa 1997.

Raport roczny NBP 1998, Warszawa 1999.

Ratajczak, M., *Infrastruktura w gospodarce rynkowej*, Wydawnictwo AE w Poznaniu, Poznań 1999.

Rocznik statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2000, GUS, Warszawa 2000.

Rocznik statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2004, GUS, Warszawa 2004.

Schüller, A., *Soziale Marktwirtschaft und Dritte Wege*, ORDO, B. 51, Stuttgart 2000.

Strategia polityki pieniężnej po 2003 roku, NBP, Warszawa 2003.

Streb, J., Yin, S., Wallusch, J., *Knowledge Spill-over from New to Old Industries. The Case of German Synthetic Dyes and Textiles (1878-1913), Explorations in Economic History*, (w druku).

Svejnar, J., *Transition Economies: Performance and Challenges*, Journal of Economic Perspectives 2002.

Sztanderska, U., Socha, M., *Strukturalne podstawy bezrobocia w Polsce*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2000.

Sztanderska, U., *Tendencje rozwojowe polskiego rynku pracy*, Nowe Życie Gospodarcze 2001, nr 21.

Wallusch, J., *O bezrobociu bez teorii: analiza VAR a bezrobocie w Polsce (1994-2003)*, maszynopis powielony.

Wieczorek, P., *Bezrobocie w Polsce i państwach Unii Europejskiej*, Wiadomości Statystyczne 2003, nr 6.
Wilczyński, W., *Polski przełom ustrojowy 1989-2005. Ekonomia epoki transformacji*, Wydawnictwo WSB w Poznaniu, Poznań 2005.
Ziemiecki, J., *Najważniejsze składniki bezrobocia na podstawie zmodyfikowanej metody czynnikowej*, Wiadomości Statystyczne 2001, nr 12.

THE UNEMPLOYMENT IN THE LIGHT OF THE MACROECONOMIC POLICY APPLIED IN POLAND IN 1993-2004 – ECONOMETRIC VERIFICATION

Summary

The economic and social significance of labour market cause rise to wide interest in both empirical observations and theories concerning changes in employment.
The specific nature of the transformation in Poland does not allow for an easy comparison to other more stable countries with entirely different economic conditions. Theories and postulates in regard to the economic policy of these well-developed economies (where a solid structural basis exists), don't find direct application in countries experiencing a transformation such as can be found in regard to the Polish economy.
Hence determining regularities in relation to the moulding of labour markets in a period of transformation through analysis of the effectiveness of state policy actions is an interesting analytical issue.
Thus the purpose of this article is to carry out some statistical research for the Polish economy, in which of the influence of chosen quantitative indicators, from the area of three macroeconomic policy (monetary, fiscal and income), on the unemployment rate over a long term has been analyzed.

