

MATERIAŁY I STUDIA

Zeszyt nr 155

Długo- i krótkookresowa składowa
Produktu Krajowego Brutto
według metody Blancharda i Quaha

Jolanta Zięba

Warszawa, styczeń 2003 r.

Projekt graficzny:

Oliwka s.c.

Skład i druk:

Drukarnia NBP

Wydął:

Narodowy Bank Polski
Departament Komunikacji Społecznej
00-919 Warszawa, ul. Świętokrzyska 11/21
tel. (22) 653 23 35, fax (22) 653 13 21

© Copyright Narodowy Bank Polski, 2003

Materiały i Studia rozprowadzane są bezpłatnie.

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

Spis treści

Spis tablic	4
Spis wykresów	5
Streszczenie	6
Wstęp	7
1. Metodologia badania	9
2. Opis modelu i wyniki	11
3. Dekompozycja szeregu PKB i stopy bezrobocia na dwie składowe	14
4. Modyfikacja danych ze względu na rolę czynników popytowych	16
5. Reestymacja modelu i charakterystyka wyników końcowych	18
5.1. Reestymacja modelu	18
5.2. Porównanie wariancji błędu prognozy z różnych modeli	19
5.3. Luka PKB	20
5.4. Trend segmentowo-stochastyczny	21
6. Podsumowanie	23
7. Załącznik: Dane statystyczne i struktura stochastyczna szeregów	25
7.1. Opis danych statystycznych	25
7.2. Specyfikacja stochastyczna zmiennych	26
7.2.1. <i>Problem stacjonarności szeregu PKB i stopy bezrobocia</i>	26
7.2.2. <i>Własności stochastyczne zmiennych zredukowanych</i>	27
8. Literatura	29

 Spis tablic

Tablica 1. Wpływ czynników egzogenicznych i endogenicznych na tempo wzrostu PKB 1992-01	17
Tablica 2. Rola zaburzenia popytowego w kształtowaniu wariacji błędu stopy wzrostu PKB (DY oraz DY_T) i stopy bezrobocia (U oraz U_T), w % , S.E=100%, w Polsce (PL) i w USA	20
Tablica 3. Rola zaburzenia podażowego w kształtowaniu wariacji błędu stopy wzrostu PKB (DY oraz DY_T) i stopy bezrobocia (U oraz U_T), w % , S.E=100%, w Polsce (PL) i w USA	20
Tablica 4. średni kwartalny wzrost długookresowej składowej PKB* (kw./kw.), z uwzględnieniem szacowanego, średniookresowego wpływu zaburzeń łącznej podaży i łącznego popytu	22
Spis tablic Załącznika	
Tablica 1. Testowanie hipotezy zerowej o niestacjonarności stopy wzrostu PKB (dY_SA) i stopy bezrobocia (U)	27
Tablica 2. Testowanie hipotezy zerowej o niestacjonarności zmodyfikowanej stopy wzrostu PKB (DY_T), i zmodyfikowanej stopy bezrobocia (U_T)	28

 Spis wykresów

Wykres 1. Reakcja PKB i stopy bezrobocia na zakłócenie popytu i podaży (1 odchylenie standardowe) Polska, model SVAR-4 opóźnienia . . .	12
Wykres 2. Reakcja PNB i stopy bezrobocia na zakłócenie popytu i podaży (1 odchylenie standardowe) USA, modele SVAR-8 i SVAR-4 opóźnienia	13
Wykres 3. Niepewność co do przebiegu krótkookresowych składowych PKB i stopy bezrobocia w okresie 2 kw. 1993 – 2 kw. 2002	15
Wykres 4. Wahania kwartalnej stopy wzrostu PKB (DY) i PKB zredukowanego (DY_T) kw./kw.	17
Wykres 5. Reakcja PKB i stopy bezrobocia na zaburzenie popytu i podaży z modelu SVAR-4 rozwiązanego na danych zmodyfikowanych i niezmodyfikowanych	18
Wykres 6. Luka PKB	21
Wykres 7. Inflacja i krótkookresowe wahania popytu	21

Spis wykresów Załącznika

Wykres1. Poziom i realna stopa wzrostu PKB (kw./kw.) w okresie 2 kw. 1992 – 4 kw. 2001	26
Wykres 2. Poziom stopy bezrobocia w okresie 2 kw. 1992 – 2 kw. 2001 . . .	26
Wykres 3. Rozkład częstości i podstawowe parametry statystyczne kwartalnej stopy wzrostu PKB (DY_org) i szeregu zmodyfikowanego (DY_T) w okresie 2 kw. 1992 – 4 kw. 2001 . . .	27
Wykres 4. Rozkład częstości i podstawowe parametry statystyczne kwartalnej stopy bezrobocia (U_org) oraz szeregu zmodyfikowanego (U_T) w okresie 2 kw. 1992 – 4 kw. 2001	28

Długo- i krótkookresowa składowa Produktu Krajowego Brutto według metody Blancharda i Quaha

Jolanta Zięba¹

Streszczenie

W pracy przedstawiona jest analiza rozwiązania dwurównaniowego modelu o charakterze strukturalnej wektorowej autoregresji dla okresu 2 kw. 1992 – 2 kw. 2002. W modelu występują dwie zmienne endogeniczne – PKB i stopa bezrobocia oraz dwie zmienne egzogeniczne – losowe zaburzenia łącznego popytu i łącznej podaży. Wpływ zmiennych egzogenicznych na zmienne endogeniczne oceniamy korzystając z procedury Blancharda i Quaha (1989). Przyjmuje się w niej, że produkcja reaguje przejściowo na wstrząs popytowy, podczas kiedy zaburzenie podażowe podnosi poziom produkcji trwale. O stopie bezrobocia zakłada się, że w krótkim okresie zmienia się zasadniczo tylko pod wpływem zaburzeń popytu, a zaburzenie podażowe nie powoduje zmiany warunków równowagi rynku pracy w dłuższym horyzoncie.

Otrzymano wyniki, które prowadzą do wniosku, że krótko- i długookresowe reakcje gospodarki polskiej nie mogą być spójne z założeniami modelu Blancharda i Quaha. Należy więc albo zmienić towarzyszącą tej analizie statystyczną koncepcję wzrostu, albo zmienić całą identyfikację strukturalną modelu na taką, która uwzględniałaby również średniookresowy wpływ zaburzeń popytu na produkt. Na podstawie aktualnie dostępnych danych nie można bowiem potwierdzić słuszności założeń zawartych w tej procedurze.

W trakcie badania wysunięto hipotezę, że możemy mieć do czynienia ze stosunkowo trwałym wpływem czynników popytowych na poziom realnego PKB. Wskazywały na to zarówno reakcja stopy bezrobocia na szok podażowy w okresie 2 kw. 1992 – 2 kw. 2001, jak i spadek produkcji w reakcji na pozytywny szok podażowy w modelach rozwiązanych na dłuższej próbie, obejmującej kwartały od 3 kw. 2001 do 2 kw. 2002. W celu weryfikacji tej hipotezy zmodyfikowano dane wyjściowe z uwagi na wpływ parametrów efektywnego popytu na PKB i zastosowano je w modelu. Zabieg ten wpłynął na poprawę zdolności modelu do generowania zaburzeń popytowych i podażowych, odpowiednich do jego założeń. Nowe rozwiązanie pozwala wyodrębnić stacjonarną krótkookresową składową PKB, jednak składowa długookresowa przyjmuje wtedy złożoną postać trendu segmentowego. Rozwiązanie modelu na danych niezredukowanych prowadzi natomiast do wniosku, że luka PKB jest niestacjonarna, zawiera deterministyczny trend, zgodny z trendem inflacji i tworzy pozorną krzywą Phillipsa. Oba wyniki potwierdzają naruszenie zasady długookresowej neutralności przyjętej w początkowych założeniach modelu.

¹ Narodowy Bank Polski, Biuro Badań Makroekonomicznych. Dziękuję p. dyrektorowi Ryszardowi Kokoszcyńskiemu i pracownikom BBM za dyskusję wyników oraz p. dr. Ewie M. Syczewskiej (SGH) i p. Maciejowi Dudkowi (NBP-DAMS) za wnikliwe przeczytanie tekstu.

Wstęp

Przedmiotem analizy są fluktuacje poziomu produkcji i stopy bezrobocia, rozumiane jako reakcja na niedopasowanie łącznego popytu i łącznej podaży. Zakłada się, że wahania te wynikają z niestabilności popytu, mogą również powstać wskutek działania czynników podażowych, takich jak: gwałtowne zmiany cen energii i surowców, klęski żywiołowe, niepokoje społeczne lub państwowe zarządzenia o charakterze reglamentacyjnym.

Wahania produkcji odnosi się do długookresowego trendu, który przedstawia hipotetyczny poziom równowagi gospodarczej. Zmiany trendu odpowiadają długookresowej stopie wzrostu PKB, a jego poziom wyraża trajektorię, po której rozwijałaby się gospodarka, gdyby całkowity popyt i całkowita podaż zmieniały się w równym tempie. Miałyby to miejsce, gdyby płace i ceny były doskonale elastyczne. Początkowo zakładamy, że ten warunek nie jest spełniony, i po zakłóceniu łącznego popytu lub podaży, przez pewien czas nie następuje dostosowanie płac i cen do nowego poziomu. Pojawiają się więc wahania koniunktury. W badaniu cykli koniunkturalnych istnieją zasadniczo dwa podejścia teoretyczne. Jedno zakłada, że cykle mają charakter stochastyczny, drugie, że deterministyczny. Wyniki tej pracy wskazują na deterministyczno-stochastyczny charakter obu składowych PKB w okresie 1992-2001.

Jeżeli przyjąć, że między procesem wzrostu a wahaniami koniunktury nie zachodzą silniejsze związki, to czynniki ekonomiczne wpływające na stopę wzrostu można podzielić na takie, które działają na PKB trwale lub przejściowo. Wyodrębnienie wpływu tych czynników jest równoważne z rozbiciem szeregu czasowego PKB na dwie niezależne składowe, długookresowy trend i wahania krótkookresowe.

Punktem wyjścia jest model wzrostu, w którym poziom PKB jest określony częściowo deterministycznie, a częściowo stochastycznie. Istnieją więc dwa źródła niestacjonarności, trend i działająca na PKB suma czynników losowych. Zgodnie z początkowymi założeniami, wzrost długoterminowy jest w równowadze wokół pewnej wartości oczekiwanej, a prawdopodobieństwo wystąpienia krótkookresowych fluktuacji jest takie samo w każdej chwili. Przyrosty rzeczywistego PKB tworzą zatem szereg stacjonarny, który po zakłóceniu wraca do średniego poziomu. Od spełnienia tego właśnie warunku zależy wybór narzędzi statystycznych, za pomocą których możliwa jest dekompozycja szeregu PKB na składowe długo- i krótkookresową.

Istotą rozpatrywanego zagadnienia jest więc testowanie statystycznie zdefiniowanego modelu wzrostu. Ponieważ w jednorodnym modelu szeregu PKB, takim jak model autoregresyjny, nie można wyodrębnić składowej długo- i krótkookresowej w sposób jednoznaczny, problem ten będzie analizowany za pomocą innych zmiennych.

Statystyczne badania zagadnienia wzrostu, mimo różnic co do sposobu wyznaczania trendu, definicji minimum i maksimum cyklu, doprowadziły do ustalenia w tym obszarze kilku stylizowanych faktów. Omawiają je Burda i Wyplosz (1997), podając jednocześnie wyniki własnych obliczeń.

1. Wahania realnych wartości PKB wokół trendu mają charakter nierównomiernych cykli.
2. W rozwiniętych gospodarkach przeciętny cykl liczony od maksimum do maksimum trwa 30 kwartałów, tj. 7,5 roku.
3. Amplituda wahań cyklu mierzona do linii trendu (lub do PKB) jest niewielka. W cyklu o przeciętnej długości wahania mierzone od maksimum do minimum wynoszą od 2% do 5% przeciętnej wartości PKB.
4. Spożycie prywatne, inwestycje i import zachowują się procyklicznie.
5. Spożycie rządowe jest antycykliczne.

6. Zapasy, wykorzystanie mocy wytwórczych, podaż pieniądza, ceny akcji zachowują się wyprzedzająco w stosunku do PKB.
7. Inflacja i bezrobocie opóźniają się w stosunku do PKB.
8. Stopa procentowa zachowuje się zgodnie z cyklem.

W celu porównania zestawionych wyżej stylizowanych faktów z wynikami dla naszej gospodarki korzystamy z metody opracowanej przez Blancharda i Quha (1989). Polega ona na interakcji dwóch zmiennych czasowych, PKB i stopy bezrobocia, w układzie, w którym obie te zmienne doznają losowych wstrząsów. Rozwiązanie algebraiczne tego układu równań jest uzależnione od przyjęcia założenia o przejściowym charakterze wstrząsu popytowego i trwałym wpływie wstrząsu podażowego na produkcję. Prowadzi to w rezultacie do wyodrębnienia długo- i krótkookresowej składowej w analizowanych szeregach.

Przyjmujemy, że w krótkim okresie o warunkach produkcji decyduje popyt. Wydatki inwestycyjne przedsiębiorstw decydują o produkcji i zatrudnieniu. Nierównowaga, tj. odchylenie produkcji od długookresowego trendu, wynika ze sztywności płac, które mają źródło w kontraktach pracowniczych lub/i sztywności cen spowodowanych na przykład „kosztem zmiany menu”. W długim okresie produkcja i ceny zmieniają się w przeciwnych kierunkach, płace i ceny są elastyczne. Gdyby płace i ceny były całkowicie elastyczne, zmiany produkcji zachodziłyby tylko pod wpływem losowych zmian produktywności. W takim modelu nie istniałoby pojęcie równowagi długookresowej i nie byłaby możliwa do określenia żadna średnia oczekiwana stopa wzrostu. Obserwowane w krótkim okresie wahania nie wynikałyby z wahań koniunktury, lecz stanowiłyby dryf poziomu produkcji.

Pojęcia krótki i długi okres nie są w ekonomii określone w sposób ścisły. Przez krótki okres rozumie się czas, w którym nie zachodzą zasadnicze zmiany produktywności czynników wytwórczych. Poziom produkcji potencjalnej uznajemy wtedy za dany. W długim okresie natomiast zmienia się poziom produkcji potencjalnej. O konieczności wyróżnienia długiego i krótkiego okresu w gospodarce może decydować również krótko- i długookresowy aspekt decyzji inwestycyjnych. Decyzje krótkookresowe dotyczą zakresu wykorzystywania istniejących mocy, długookresowe zaś ich rozbudowy. W długim okresie działa zasada neutralności pieniądza, ceny i płace są elastyczne, produkcja potencjalna zależy od produktywności czynników, a gospodarka znajduje się w równowadze. W krótkim okresie może wystąpić odchylenie od poziomu potencjalnego, nierównowaga na rynku pracy oraz działanie zasady nieneutralności polityki pieniężnej względem zmiennych realnych.

1

Metodologia badania

Zjawiska makroekonomiczne rozpatruje się niekiedy jako realizację procesów stochastycznych. Takie podejście stało się popularne, gdy pod wpływem niejednoznaczności co do interpretacji przyczynowo-skutkowych relacji w ekonomii, niemożliwa stała się właściwa identyfikacja zmiennych stosowanych w modelach ekonometrycznych i metody tradycyjnej ekonometrii okazały się zawodne. Wtedy rozwinęły się całe klasy modeli probabilistycznych, w tym modele wektorowej autoregresji (VAR), mające zastosowanie zwłaszcza w pracach mających za cel predykcję. Modele te omijają problem przyczynowości i wykorzystują w pierwszym rzędzie dynamiczne własności szeregów czasowych. Można więc powiedzieć, że powstają one drogą dopasowania teoretycznego modelu ekonomicznego do obserwowanych danych statystycznych, służą konfrontacji faktów ekonomicznych z teorią i mogą być przydatne do prognoz. Jest to więc podejście z gruntu instrumentalne. Jego słabością jest na ogół brak istnienia rozwiązania ogólnego, dlatego otrzymane wyniki zawsze stanowią konsekwencję przyjmowanych założeń początkowych i dodatkowych restrykcji. Z tych samych jednak względów, modele VAR okazały się bardzo przydatne do celów testowania hipotez. Strukturalne modele SVAR różnią się od strukturalnych modeli o równaniach współzależnych tym, że rozwiązanie zależy nie od ograniczeń nakładanych na strukturę współczynników, lecz od ograniczeń wewnętrznej struktury reszt otrzymanych w wyniku rozwiązania modelu. Przyjmuje się, że reszty składają się z czystych innowacji i przypisuje się im określone znaczenie ekonomiczne. Przykładem pracy wykorzystującej opisywane wyżej podejście jest *The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances* z 1989 r. Autorzy O. Blanchard i D. Quah, w ramach teorii keynesowskiej wyprowadzają strukturalną identyfikację dwuwymiarowego modelu VAR dla gospodarki amerykańskiej lat 1948-1987.

Jak już wcześniej wspomniano, w modelu występują dwie zmienne zależne, tempo wzrostu realnego PKB oraz stopa bezrobocia. Jeżeli spełniają one warunek stacjonarności, można je wyrazić jako liniową kombinację dwóch niezależnych zmiennych losowych. Zakłada się, że jedna zmienna losowa odzwierciedla wpływ zagregowanego popytu na produkt i bezrobocie, druga – wpływ zagregowanej podaży. Pierwsza przedstawia więc wstrząs popytowy, którego źródłem może być polityka pieniężna lub fiskalna, druga wstrząs podażowy, pochodzący np. ze wzrostu wydajności pracy. Przyjęcie tych założeń jest uprawnione, o ile działanie pozostałych zakłóceń popytu i podaży ma dla gospodarki drugorzędne znaczenie. Trzeba również podkreślić, że wstrząsy podażowe i popytowe nie należą do zmiennych mierzalnych, dlatego przedstawiona tu konstrukcja ma sens tylko w pewnych ściśle zdefiniowanych ramach.

W przypadku Polski, teoretyczne ramy modelu Blancharda i Quaha stanowią wymagania bardzo trudne do spełnienia. W omawianym okresie mieliśmy bowiem fazę przejścia od przestarzałej gospodarki scentralizowanej do nowoczesnej gospodarki rynkowej. Nowe inwestycje przekładały się szybko na wzrost produktywności, bez typowych dla tych procesów opóźnień, podnosząc średnią stopę wzrostu PKB. W tym procesie musiało dochodzić do wzajemnego nakładania się efektów popytowych i podażowych. Nie jest jednak możliwe rozdzielenie od siebie wpływu tych czynników, stosownie do wymaganych założeń teoretycznych analizowanego modelu. Zakładamy tylko, że przyspieszony wpływ czynników podażowych jest zjawiskiem nietypowym, i jest kwestią czasu, aby w gospodarce ujawniły się reakcje długo- i krótkookresowe, podobne do tych, jakie obserwuje się w krajach rozwiniętych. W modelu Blancharda i Quaha zmiany stopy wzrostu PKB w krótkim okresie przypisane są zasadniczo czynnikom popytowym.

Zgodnie z przyjętymi założeniami tworzymy model złożony z dwóch równań wektorowych. Jego ekonomiczny sens wyrażają krzywa zagregowanego popytu i prawo Okuna. Przyjęcie szczegółowych założeń co do sposobu działania obu wstrząsów pozwala uzyskać algebraiczne rozwiąza-

nie układu równań. Zakłada się mianowicie, że wstrząs popytowy działa na produkt i bezrobocie przejściowo, w długim zaś okresie skumulowany efekt tego działania równa się zero. Oznacza to, że po upływie pewnego czasu produkt i stopa bezrobocia wracają do poziomu równowagi długookresowej. Wstrząs podażowy podnosi natomiast poziom produkcji trwale, bez wywierania znaczącego wpływu na stopę bezrobocia. Po wystąpieniu zaburzenia stopa ta jednak początkowo wzrasta, co się wiąże ze sztywnością płac realnych, w dłuższym horyzoncie wraca jednak do równowagi długookresowej przy podwyższonym poziomie produkcji.

Wyniki otrzymane przez Blancharda i Quaha okazały się zgodne z wcześniejszymi opracowaniami komitetu cykli koniunkturalnych przy NBER. Wyodrębnione na podstawie modelu składowe PKB mają własności, które odpowiadają oficjalnie oznaczonym okresom recesji i ekspansji gospodarczej w USA. W przypadku gospodarki polskiej takiej możliwości porównawczej nie ma.

2 Opis modelu i wyniki

Dla dwóch zmiennych, stopy wzrostu PKB i stopy bezrobocia, na próbie liczącej 40 obserwacji kwartalnych, zbudowano model VAR bez stałej, z czterema opóźnieniami czasowymi. Opóźnienie tego rzędu jest największym dopuszczalnym opóźnieniem ze względu na stabilność modelu. Wydłużanie okresu opóźnień powyżej czterech, powoduje pojawianie się pierwiastków charakterystycznych, na granicy koła jednostkowego. Skracanie liczby opóźnień poniżej czterech, powoduje drastyczne pogorszenie się współczynnika determinacji w równaniu stopy wzrostu PKB.

Kryteria, według których określa się liczbę opóźnień w zwykłym modelu VAR, nie są spełnione w dostatecznym stopniu, aby umożliwić jednoznaczny wybór. Kryterium wiarygodności (LogL), dla modeli z liczbą opóźnień od 2 do 5 jest niespełnione. Kryterium Schwarz'a jest spełnione dla modelu z jednym opóźnieniem. Inne kryteria, takie jak FPE, AIC i HQ, są spełnione dla dwóch lub pięciu opóźnień. Model z pięcioma opóźnieniami spełnia również kryteria SC, HQ i test LR. Jego rozwiązanie nie potwierdza jednak początkowych założeń. Pomimo tych słabości, zdecydowano się badać rozwiązanie modelu z czterema opóźnieniami czasowymi, który pomimo że nie spełnia wymaganych testów jeśli idzie o liczbę opóźnień, spełnia kryterium stabilności i ma względnie dobre współczynniki determinacji w obu równaniach VAR.

Zagadnienie identyfikacji modelu SVAR oraz odpowiadające temu zależności między postacią strukturalną a zredukowaną zostały w tej pracy pominięte. Korzysta się z postaci analitycznej, która dokładnie odpowiada identyfikacji Blancharda i Quaha (1989)². Strona algebraiczna procesu identyfikacji zmiennych jest stosunkowo rozbudowana i wymaga komentarzy, które można odnaleźć w Enders (1995). Model ten jest również szczegółowo omówiony i zaklasyfikowany w Amisano i Giannini (1997).

Przebieg funkcji reakcji produktu i stopy bezrobocia na zakłócenie popytu i podaży otrzymane z modelu z czterema opóźnieniami w okresie od 2 kw. 1992 do 2 kw. 2001 potwierdza zasadniczo wyjściowe założenia (wykres 1). Reakcja stopy bezrobocia na zaburzenie popytu okazała się zaskakująco silna, podczas kiedy reakcja produkcji na ten impuls relatywnie słaba. Zatrudnienie i produkcja po zaburzeniu popytu zmieniały się w tym samym kierunku i efekty tego zaburzenia wygaszały z czasem. Reakcja na zaburzenie podaży, zarówno po stronie produkcji, jak i stopy bezrobocia, jest bardzo silna. Początkowo produkcja i zatrudnienie zareagowały w przeciwnych kierunkach, jednak w późniejszej fazie, reakcja stopy bezrobocia była podobna do tej, którą obserwujemy po wstrząsie popytowym. Reakcje stopy bezrobocia na oba typy zaburzeń tylko w ciągu pierwszych dwóch kwartałów zasadniczo różniły się od siebie. Może to oznaczać istnienie długookresowych zaburzeń popytu, których obecność po stronie podaży przejawia się w krótkookresowej, silniejszej reakcji stopy bezrobocia. W modelu zakłada się jednak to, że tylko zaburzenia podaży mogą mieć długookresowy wpływ na produkcję. Maksymalny efekt działania wstrząsu popytowego przypadł w czwartym kwartale, a maksymalna reakcja stopy bezrobocia w piątym i szóstym. Obserwujemy więc wzajemne przesunięcie maksymalnych reakcji produkcji i zatrudnienia względem siebie. Pozytywny wstrząs podaży, po upływie 14 kwartałów, podnosi trwale poziom produkcji o 0,4% ponad poziom równowagi wyjściowej. Maksymalne odchylenie produkcji po tym zaburzeniu przypada w 3 i 4 kwartale wynosi 0,8% w stosunku do poziomu równowagi i jest silniejsze niż efekt zaburzenia popytu. Ich późniejszy przebieg jest podobny.

Rozwiązanie tego samego modelu w dłuższym horyzoncie, od 2 kw. 1992 do 3 kw. 2001 i później, daje zmienione rezultaty po stronie podaży. Może to świadczyć o tym, że w gospodarce występują warunki, w których wstrząsy krótko- i długookresowe działają współzależnie, zatem ich

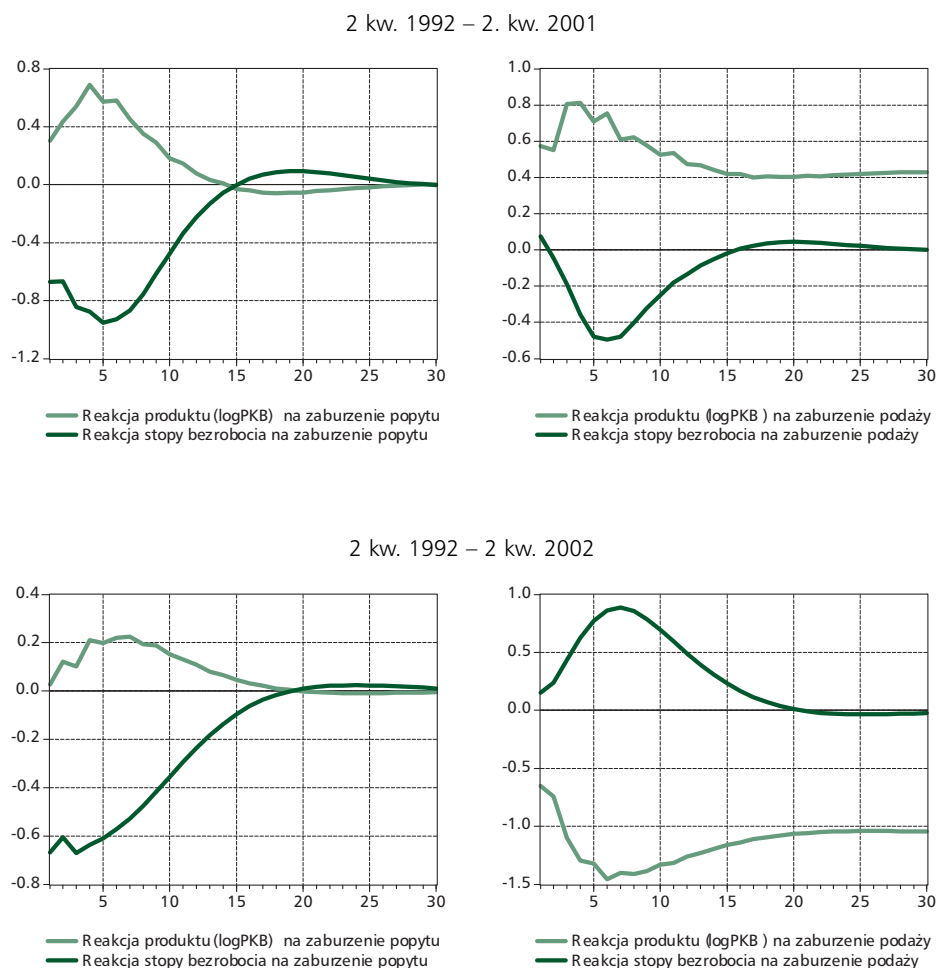
² Rozwiązanie numeryczne modelu umożliwiają procedury zawarte w pakiecie ekonometrycznym EViews4.

separacja nie zawsze jest możliwa. Przyjęta identyfikacja strukturalna modelu VAR może więc nie odpowiadać szybko zmieniającym się warunkom podaży i popytu.

Poniżej na wykresach przedstawione są reakcje na zaburzenie popytu i podaży w gospodarce amerykańskiej (wykres 2). Reakcje gospodarki pokazane są w dwóch wariantach. Pierwszy jest rekonstrukcją oryginalnych wyników modelu Blancharda i Quaha, SVAR z ośmioma opóźnieniami dla okresu 1948-1987, drugi natomiast jest eksperymentem doświadczalnym. Z szeregu danych 1948-1987 wybrano okres (1976-1987), w którym mieści się jedna recesja (1979-80). Okres ten jest co do długości porównywalny z długością szeregów polskich. Na skróconej próbie zbudowano model SVAR z czterema opóźnieniami. Wyniki eksperymentu wskazują, że negatywna reakcja produkcji na zaburzenie podaży, która wystąpiła w Polsce w okresie 2 kw. 1992 – 2 kw. 2002 nie jest odosobniona. Pod pewnymi warunkami można ją również zaobserwować w gospodarce amerykańskiej.

Wykres 1

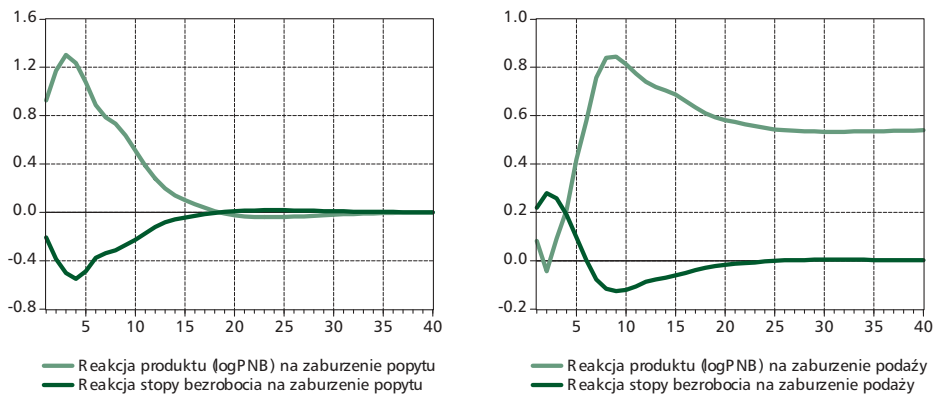
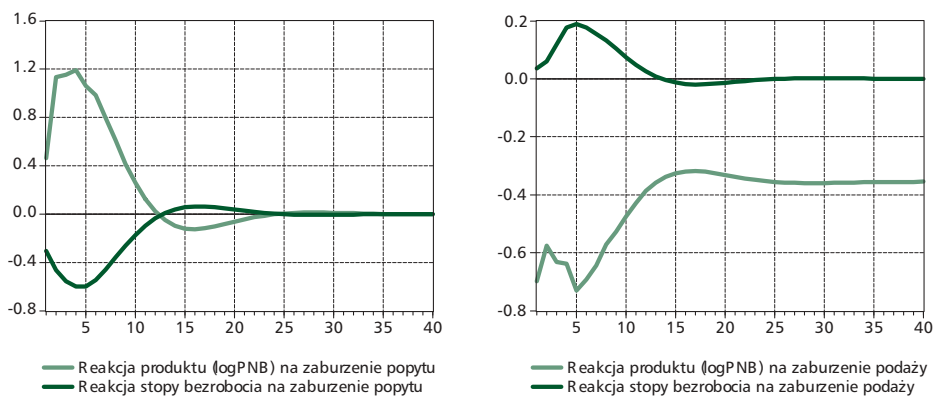
Reakcja PKB i stopy bezrobocia na zakłócenie popytu i podaży (1 odchylenie standardowe) Polska, model SVAR-4 opóźnienia



Wykres 2

Reakcja PNB i stopy bezrobocia na zakłócenie popytu i podaży (1 odchylenie standardowe) USA, modele SVAR-8 i SVAR-4 opóźnienia

1 kw. 1948 – 4 kw. 1987 (SVAR-8 opóźnień)

1 kw. 1976 – 4 kw. 1987 (SVAR-4 opóźnień)
(próba z jedną recesją 1979-80)

3

Dekompozycja szeregu PKB i stopy bezrobocia na dwie składowe

Gdyby dane statystyczne idealnie spełniały założenia modelu, krótkookresowa składowa stopa bezrobocia powinna być, z dokładnością co do skali, lustrzanym odbiciem krótkookresowej składowej PKB. Relacja ta wyraża prawo Okuna³ i jak wynika z przedstawionych wcześniej wykresów, w gospodarce amerykańskiej współczynnik skali wynosi około 2, tak, że współczynnik Okuna jest równy 0,5. W Polsce natomiast, w okresie 2 kw. 1992 – 2 kw. 2001, współczynnik skali implikowany z reakcji po zaburzeniu popytowym wynosi 0,64, a współczynnik Okuna około 1,6. Zmiany stopy bezrobocia względem krótkookresowych zmian produktu były więc relatywnie silne i, jak pokazują relacje z okresu 2 kw. 1992 – 2 kw. 2002, niestabilne.

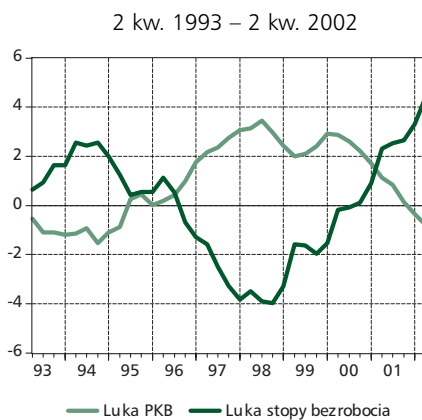
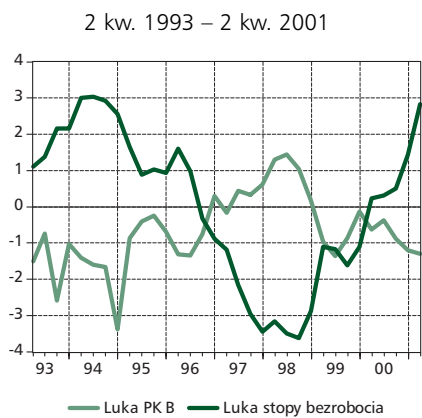
W klasycznym modelu VAR reszty wyrażają błąd prognozy na jeden okres do przodu. Są one różnicą między bieżącą wartością obserwowaną danej zmiennej a jej wartością oczekiwaną z poprzedniego okresu. Ponadto, w modelu strukturalnym reszty przedstawiają liniową kombinację wstrząsu popytowego i podażowego. Zgodnie z warunkiem długookresowym, skumulowany efekt wstrząsu popytowego na PKB i stopę bezrobocia w długim okresie jest równy zeru. Warunek ten pozwala wyznaczyć długookresową składową PKB, której wzrost zależy już tylko od skumulowanego efektu wstrząsu podażowego. Z warunku krótkookresowego wynika natomiast, że obserwowany poziom stopy bezrobocia zależy od bieżących zaburzeń popytu i w zasadzie nie zależy od zaburzenia podaży. Jeżeli wartość oczekiwana długookresowej składowej stopy bezrobocia jest stała, wartość teoretyczną składowej krótkookresowej otrzymujemy z modelu. Krótkookresową składową PKB można natomiast wyliczyć rezydualnie, jako różnicę logarytmów rzeczywistego poziomu PKB i otrzymanej składowej długookresowej. Ta dekompozycja wymaga określenia punktu początkowego, od którego rozpoczyna się agregacja składowej długookresowej. Powinien być to taki okres, o którym wiadomo, że odpowiada warunkom równowagi długookresowej. W tej pracy jednak za punkt startowy przyjmuje się pierwszy kwartał, dla którego istnieje rozwiązanie modelu, tj. 2 kw. 1993 r. W konsekwencji, stosunek składowej krótkookresowej do składowej długookresowej (luka PKB) kształtuje się tak, jakby w początkowym okresie luka PKB wynosiła zero. Wybór punktu początkowego nie ma wpływu na zmiany luki, wpływa natomiast na jej poziom, którego bez dodatkowych informacji zewnętrznych nie można obiektywnie ustalić.

Otrzymane z modelu krótkookresowe składowe PKB i stopy bezrobocia nie są względem siebie całkowicie symetryczne. Ponadto, w zależności od długości próby ulegają zmianie współczynniki macierzy identyfikującej czynniki strukturalne. Oznacza to, że dostępne dane tylko w pewnym stopniu są w stanie spełniać długo- i krótkookresowe ograniczenia, którym podlega rozwiązanie, a przeprowadzona dekompozycja jest niejednoznaczna. Na wykresie 3 przedstawione są dwa różne wyniki, pierwszy dla okresu 2 kw. 1992 – 2 kw. 2001, drugi dla okresu 2 kw. 1992 – 2 kw. 2002. O ile na podstawie pierwszej dekompozycji można sądzić, że poza okresem 3 kw. 1997 – 4 kw. 1998, PKB przez cały czas znajdował się poniżej poziomu produkcji potencjalnej, to na podstawie dekompozycji z próby o dłuższym horyzoncie, tego wyniku potwierdzić nie można. Próba uległa zaburzeniu, kiedy zaczęły pojawiać się dane świadczące o raptownym spowolnieniu wzrostu gospodarczego. Nastąpiła wtedy nagła zmiana niektórych współczynników strukturalnej macierzy identyfikacyjnej modelu.

³ Współczynnik Okuna ($1/\alpha$) na podstawie wzoru $(y-y^*) = -\alpha(u-u^*)$, gdzie wyrażenia w nawiasach oznaczają odchylenia bieżących wartości poziomu produkcji i stopy bezrobocia od ich wartości długookresowych y^* i u^* .

Wykres 3

Niepewność co do przebiegu krótkookresowych składowych PKB i stopy bezrobocia w okresie 2 kw. 1993 – 2 kw. 2002



4

Modyfikacja danych ze względu na rolę czynników popytowych w kształtowaniu realnej stopy wzrostu PKB

W celu wyeliminowania wpływu autokorelacji składnika losowego i związanej z tym niestacjonarności, podjęto próbę całkowitego ustabilizowania stopy wzrostu PKB. Wychodząc z analizy efektywnego popytu, przeprowadzono redukcję danych statystycznych i sprowadzono ten szereg do postaci, której stabilność nie powinna budzić wątpliwości.

Zabieg ten okazał się skuteczny i po zastosowaniu nowego szeregu w modelu SVAR, otrzymano wynik potwierdzający poprawność przyjętych założeń początkowych. Wyraźnemu osłabieniu uległa przy tym rola składowej krótkookresowej, została natomiast przywrócona, zaburzona wcześniej reakcja strony podaźowej. Porównanie kształtu funkcji odpowiedzi na impuls dla różnych modeli (wykresy 2 i 6) może stanowić potwierdzenie, że źródło niestacjonarności leży w obszarze łącznego popytu.

Transformacja danych opiera się na założeniu, że czynniki ekonomiczne określające PKB można podzielić na dwie, niezależne od siebie grupy. Pierwsza z nich, grupa argumentów (I_p+G+X) zawiera elementy o charakterze egzogenicznym w danym okresie. Druga, (s_p+t+m) ma charakter endogeniczny i stanowi grupę parametrów, które w danym okresie mogą ulegać zmianie. Wpływ grupy argumentów i parametrów na poziom PKB przedstawia poniższy wzór, a podstawowe przekształcenia prowadzące do jego uzyskania podane są poniżej:

$$PKB = \frac{(I_p + G + X)}{(s_p + t_{net} + m)}$$

$$PKB = C_p + I_p + G + X - M$$

$$G = C_g + I_g$$

$$PKB - T_{net} = YD = C_p + S_p$$

$$S_p = I_p + D_f + (X - M),$$

$$C_p + I_p + G + X - M - T_{net} = C_p + S_p$$

$$I_p + G + X = S_p + T_{net} + M$$

Podzielenie obu stron przez PKB daje wyrażenie

$$PKB = (I_p + G + X) / (s_p + t_{net} + m)$$

Gdzie: YD – dochód do dyspozycji, brutto, S_p – oszczędności w sektorze prywatnym, C_p – spożycie prywatne, C_g – spożycie w sektorze finansów publicznych, D_f – deficyt sektora finansów publicznych, T_{net} – podatki netto, I_p – inwestycje sektora prywatnego, I_g – inwestycje sektora finansów publicznych, G – wydatki rządowe na dobra i usługi, $X - M$ – eksport minus import towarów i usług, s_p – stopa oszczędności w sektorze prywatnym (S_p/PKB), t_{net} – stopa podatkowa netto (T_{net}/PKB), m – importochłonność (M/PKB).

I_p oznacza inwestycje w sektorze prywatnym. Zależą one od decyzji inwestorów podejmowanych we wcześniejszym okresie; G – zakupy rządowe, są określone w ustawie budżetowej (ich udział w PKB można uznać za stały, wynosił on w latach 1991-93 ok. 14%, w latach 1995-2001 ok. 11% PKB). Eksport – X , przy danych warunkach krajowych zależy od popytu zewnętrznego. Na stopę oszczędności w sektorze prywatnym (gospodarstwa domowe i firmy) – s_p , stopę podatkową netto (stopa podatkowa minus stopa transferów pieniężnych kierowanych do gospodarstw domowych) – t , i importochłonność – m , wpływają zarówno subiektywne preferencje uczestników życia gospodarczego, jak i polityka gospodarcza. Analizę wzrostu PKB można więc uzyskać drogą obserwacji zmian poszczególnych argumentów i parametrów. Dekompozycję tempa wzrostu PKB w latach 1992-2001, ze względu na zmiany argumentów i parametrów, przedstawia tablica 1.

Tablica 1

Wpływ czynników egzogenicznych i endogenicznych na tempo wzrostu PKB 1992-01

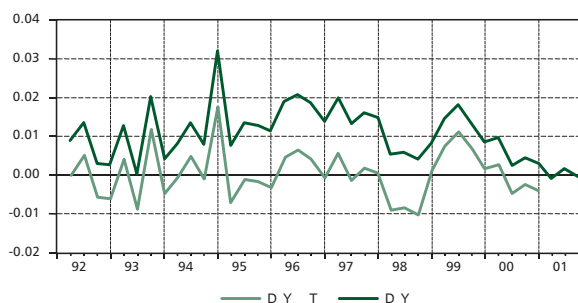
	$D(PKB) \%$	$D(p+G+X) \%$	$D(sp+t+m) \%$
1992	2,6	-7,0	-9,4
1993	3,9	0,5	-3,2
1994	5,2	3,1	-2,0
1995	7,0	27,2	11,1
1996	6,0	7,6	1,5
1997	6,8	15,2	7,8
1998	4,8	12,5	7,3
1999	4,1	0,8	-3,2
2000	4,1	9,2	4,9 (*)
2001	1,0	-5,2	-6,1(*)

Dla lat 2000 i 2001 szacunki własne parametrów (*). W roku 2000 silny wzrost importochłonności nie został skompensowany odpowiednim spadkiem stopy podatkowej netto ze względu na wzrost transferów, nie spadła również stopa oszczędności prywatnych.

Opracowano na podstawie publikacji: *Rachunki Narodowe według sektorów i podsektorów instytucjonalnych 1991-1997* (Warszawa GUS, maj 1999), *Rachunki Narodowe według sektorów i podsektorów instytucjonalnych 1995-1999* (Warszawa GUS, czerwiec 2001).

Przyjmując za kryterium kierunek zmiany parametrów, można wyróżnić trzy podokresy: 1992-1994, 1995-1998 oraz 1999-2001. W pierwszym i w trzecim, zmiany grupy parametrów były ujemne, co oddziaływało pozytywnie na wzrost gospodarczy. Natomiast w latach 1995-1998 oraz w roku 2000 przeciwnie, dodatnia zmiana grupy parametrów wpływała hamująco na stopę wzrostu. Podział ustalony na podstawie danych rocznych odniesiono następnie do kwartalnych danych PKB. W okresach monotonicznych zmian parametrów (okres 1999-2001 przyjęto dla uproszczenia jako jednorodny, pomimo że należałoby wyróżnić rok 2000) uśredniono dane kwartalne i odjęto je od rzeczywistego tempa wzrostu PKB w poszczególnych kwartałach. Średni kwartalny wzrost PKB wynosił: w latach 1992-1994 0,9%, 1995-1998 1,4% a w okresie 1999-2001 0,7%. Nowy szereg, pozbawiony wartości średnich we wskazanych podokresach, przedstawia już tylko wahania wokół średniej; jest to szereg stacjonarny. Na wykresach i w tablicach oznaczony jest symbolem DY_T . Zgodnie z zakładanym modelem, średnia stopa wzrostu odpowiada zmianom produkcji potencjalnej. Pozostałe wahania przedstawiają tę część przyrostu dochodu, która wynika z zaburzeń losowych.

Wykres 4

Wahania kwartalnej stopy wzrostu PKB (DY) i PKB zredukowanego (DY_T) kw./kw.

DY – realny wzrost PKB pomniejszony o stały czynnik deterministyczny (średni kwartalny wzrost w całym okresie).
 DY_T – realny wzrost PKB pomniejszony o średni wzrost w podokresach 1992-1994, 1995-1998, 1999-2001.

5

Reestymacja modelu i charakterystyka wyników końcowych

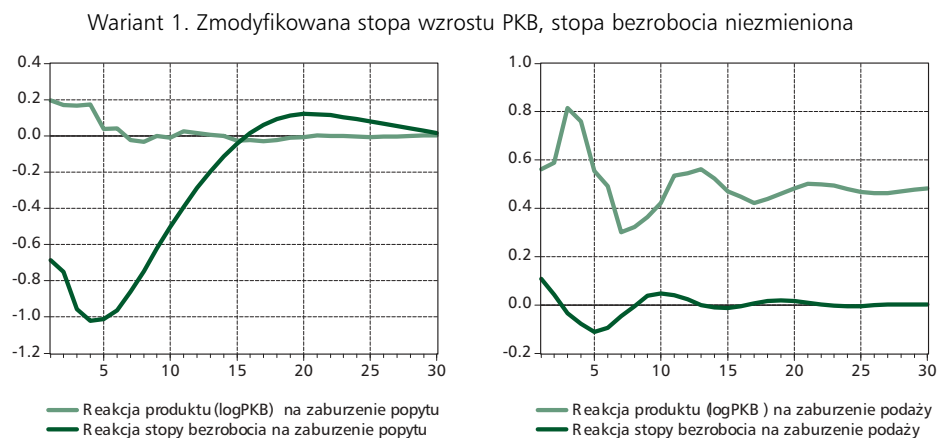
5.1. Reestymacja modelu

Zmodyfikowane szeregi stopy wzrostu PKB i stopy bezrobocia zostały poddane procedurze Blancharda i Quaha w kilku wariantach. Wyniki pokazują, że redukcja danych z uwagi na parametry popytu wpływa na zdolność tego modelu do generowania nie tylko zaburzeń popytowych, ale i podażowych. Dzięki transformacji przywrócono prawidłową reakcję produktu na wstrząs podażowy, ale jednocześnie znacznie spadła, w porównaniu z obserwowaną wcześniej, rola wstrząsu popytowego (wykres 5). Zabieg redukcji danych umożliwia więc, odpowiednio do zmian stopy oszczędzania w sektorze prywatnym, stopy podatkowej i współczynnika importochłonności, modelowanie reakcji na wstrząsy popytu i podaży.

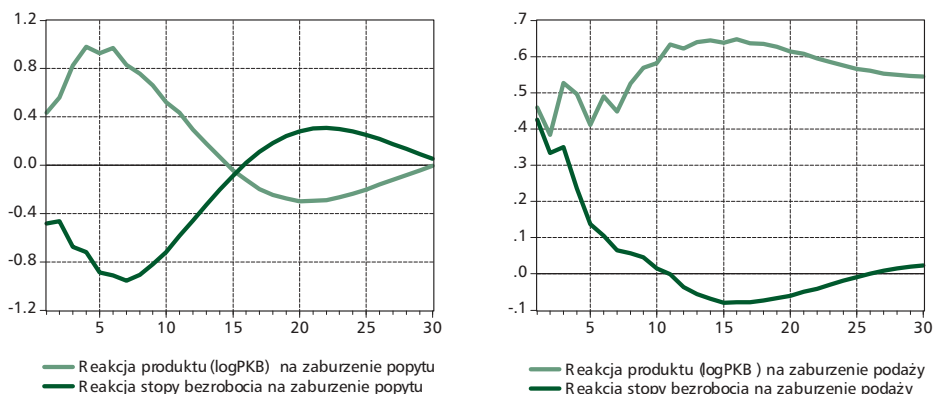
W pierwszym wariantcie pozostawiono bez zmian stopę bezrobocia, a zmodyfikowano tempo wzrostu PKB. W tym układzie, reakcja stopy bezrobocia na zaburzenie popytu okazała się taka sama, jak w przypadku niezmodyfikowanego PKB. Wyłączona w wyniku redukcji danych część wzrostu PKB nie wpłynęła więc na krótkookresowe zachowanie stopy bezrobocia. Może to świadczyć o braku związku efektywnego popytu z długookresową stopą bezrobocia. Produkcja reaguje już tylko nieznacznie na to zaburzenie, a tzw. krótki okres skrócił się z 14 kwartałów do ośmiu. Po stronie podażowej wystąpiły duże zmiany, zarówno jeśli idzie o produkcję, jak i zatrudnienie. Wzrostowi produkcji towarzyszy silniejszy niż poprzednio spadek zatrudnienia. Obserwujemy więc podażowe efekty zmian popytowych. W modelu określonym jako wariant drugi, bez zmian pozostawia się stopę wzrostu PKB, a modyfikuje stopę bezrobocia. W tym przypadku również obserwujemy prawidłową reakcję produkcji na zaburzenie podażowe. Reakcja stopy bezrobocia jest w tym wariantcie gwałtowna i świadczy o silnym krótkookresowym wpływie zaburzenia podaży na zatrudnienie. Reakcja produkcji i stopy bezrobocia na wstrząs popytowy nie uległa zmianie, była w tym wariantcie prawie taka sama jak w wersji pierwotnej modelu. W wariantcie trzecim modyfikacji poddano zarówno stopę wzrostu PKB, jak i stopę bezrobocia.

Wykres 5

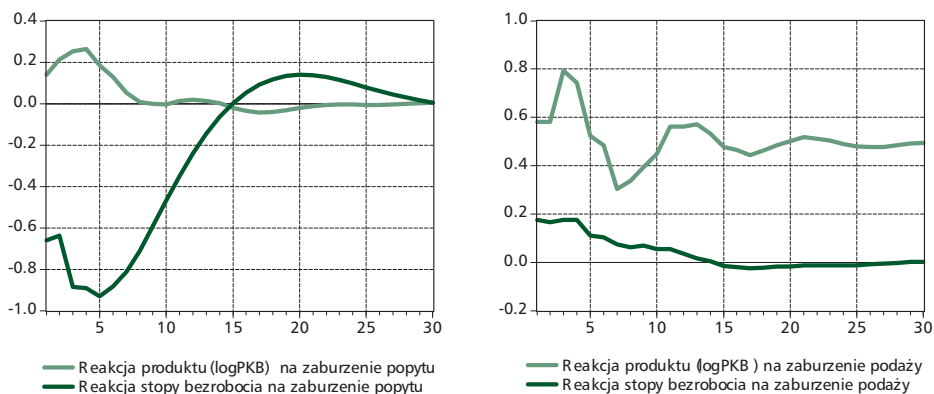
Reakcja PKB i stopy bezrobocia na zaburzenie popytu i podaży z modelu SVAR-4 rozwiązane na danych zmodyfikowanych i niezmodyfikowanych, 2 kw. 1992 – 2 kw. 2002



Wariant 2. Zmodyfikowana stopa bezrobocia, niezmieniona stopa wzrostu PKB



Wariant 3. Zmodyfikowana stopa wzrostu PKB i zmodyfikowana stopa bezrobocia



Jeżeli istnieje wpływ zaburzeń łącznego popytu i podaży w średnim okresie, pozostałe wstrząsy mają charakter losowy. W wariantach 1 i 3, w odpowiedzi na pozytywny impuls popytowy w ciągu pierwszych czterech kwartałów obserwuje się maksymalny wzrost produkcji o ok. 0,25% ponad poziom równowagi. Produkcja rośnie w ciągu pierwszych 4 kwartałów, a następnie wraca do poziomu równowagi. W porównaniu z wariantem 2, w którym dane PKB nie są zmodyfikowane, reakcja ta jest ok. czterokrotnie słabsza i dwukrotnie szybsza. Reakcja stopy bezrobocia w zaburzeniu popytowym jest bardzo silna. Reakcje produkcji i stopy bezrobocia na zaburzenie podaży w wariantach 1 i 3 świadczą o dużej elastyczności rynku pracy. Wzrost produkcji jest natychmiastowy i bardzo silny. W ciągu pierwszych trzech kwartałów produkcja nadal rośnie, osiągając maksimum rzędu 0,8%. W późniejszym okresie jej tempo spada i po upływie 14 kwartałów stabilizuje się na nowym poziomie, wyższym o ok. 0,5% od początkowego poziomu równowagi długookresowej. Stopa bezrobocia reaguje na zaburzenie natychmiastowym wzrostem o ok. 0,2%, który utrzymuje się przez cztery kwartały, a następnie stopniowo wraca do poziomu początkowego.

5.2. Porównanie wariacji błędów prognozy z różnych modeli

Wpływ przyszłych zaburzeń popytu i podaży na stopę wzrostu PKB i stopę bezrobocia odzwierciedla się w dekompozycji wariacji błędów z modelu. Poniżej w tablicach pokazany jest procentowy udział zaburzenia popytowego i podażowego w kształtowaniu błędów danej zmiennej. Wyniki dla Polski dotyczą modelu rozwiązanego na danych pierwotnych (*DY PL*) i zmodyfikowanych ze

względem na stopę wzrostu PKB i stopę bezrobocia ($DY_T\ PL$). Obserwujemy duży wpływ zaburzenia popytowego na błąd stopy bezrobocia i jednocześnie relatywnie słaby wpływ tego samego zaburzenia na błąd PKB. W przypadku USA rola tego zaburzenia jest duża, zarówno w odniesieniu do stopy bezrobocia, jak i PNB. Dla Polski zmienność błęd PKB w bardzo silnym stopniu zależy od zaburzenia podaży.

Tablica 2

Rola zaburzenia popytowego w kształtowaniu variancji błędu stopy wzrostu PKB (DY oraz DY_T) i stopy bezrobocia (U oraz U_T), w % , $S.E=100\%$, w Polsce (PL) i w USA

Kwartał	$DY\ PL$	$DY_T\ PL$ $S.E\ (DY) = 100\%$	$DY\ USA$	$U\ PL$	$U_T\ PL$ $S.E\ (U) = 100\%$	$U\ USA$
1	22	5	99	99	93	48
4	27	6	95	93	95	77
8	30	8	86	84	97	84
30	32	8	86	83	97	82

W Polsce rola wstrząsu popytowego w kształtowaniu błęd PKB okazała się stosunkowo mała (ok. 30% S.E) w porównaniu z wynikami dla USA, gdzie powoduje to ok. 90% – 100% zmienności. Ten rodzaj zaburzenia ma natomiast decydujące znaczenie dla błęd stopy bezrobocia w Polsce (prawie 100% S.E), w modelu amerykańskim jest to ok. 50% – 80% S.E.

Tablica 3

Rola zaburzenia podażowego w kształtowaniu variancji błędu stopy wzrostu PKB (DY oraz DY_T) i stopy bezrobocia (U oraz U_T), w % , $S.E=100\%$, w Polsce (PL) i w USA

Kwartał	$DY\ PL$	$DY_T\ PL$ $S.E\ (DY) = 100\%$	$DY\ USA$	$U\ PL$	$U_T\ PL$ $S.E\ (U) = 100\%$	$U\ USA$
1	78	95	1	1	7	52
4	73	94	5	7	5	23
8	70	92	14	16	3	16
30	68	92	14	17	3	16

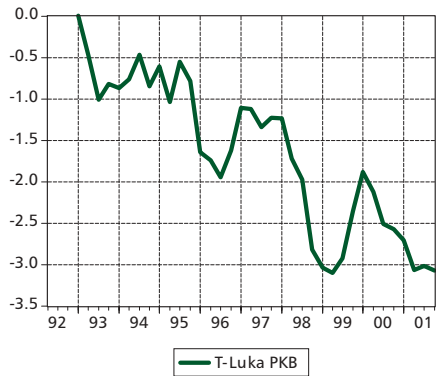
Znaczenie wstrząsu podażowego dla błęd PKB w modelu polskim jest bardzo duże (80% – 70% S.E), a transformacja danych jeszcze potęguje ten efekt. Znaczenie zaburzenia podaży dla błęd stopy bezrobocia jest niewielkie, co odpowiada warunkowi początkowemu o braku wpływu wstrząsu podażowego na stopę bezrobocia.

5.3. Luka PKB

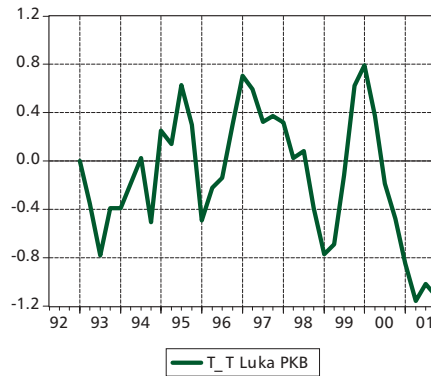
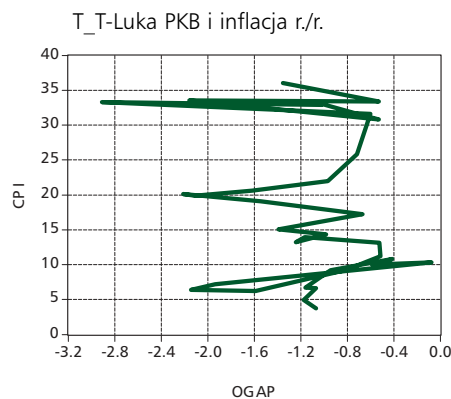
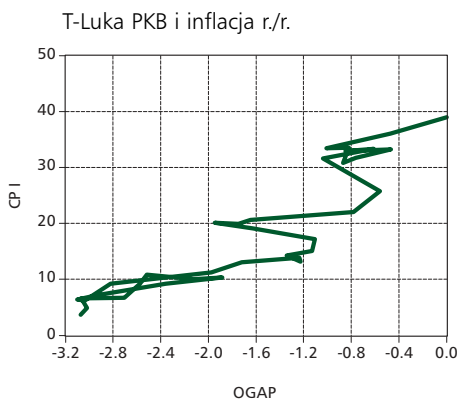
Pod pojęciem luki PKB rozumie się procentowe odchylenie składowej krótkookresowej od długookresowej składowej PKB. Luka wyliczona z wariantu 3 jest stacjonarna, w przeciwieństwie do luki z wariantu 2, która jest niestacjonarna. Oba przykłady pokazują jak bardzo własności luki zależą od postaci długookresowego trendu. W wariacie 2 utrzymujemy jeszcze początkową koncepcję wzrostu z deterministycznym trendem, otrzymujemy jednak niestacjonarną lukę PKB. W wariacie 3 natomiast, luka PKB przejawia cechy stacjonarności, jest ona jednak stowarzyszona z inną co do koncepcji wzrostu składową długookresową. Analiza każdego z tych przypadków z ekonomicznego punktu widzenia prowadzi do zasadniczo innych wniosków. Dobrze ilustruje te różnice porównanie luki PKB otrzymanej w wariantach 2 i 3 z inflacją roczną (wykres 7). W pierwszym przypadku obserwujemy istnienie pozornej krzywej Phillipsa, w drugim natomiast – brak związku między wahaniami popytu a inflacją.

Wykres 6**Luka PKB**

Wariant 2: zmodyfikowana stopa bezrobocia,
PKB niezmodyfikowane



Wariant 3: zmodyfikowane PKB i stopa bezro-
bocia

**Wykres 7****Inflacja i krótkookresowe wahania popytu****5.4. Trend segmentowo-stochastyczny**

Uwzględnienie roli średniookresowego trendu w szeregu PKB umożliwiło dopasowanie danych do wymagań modelu. Zmodyfikowane dane nie odpowiadają jednak zakładanemu modelowi wzrostu z trendem i cyklem. W zmodyfikowanym podejściu obecny w szeregu PKB trend reprezentuje proces nieciągły, złożony z fragmentów odpowiadających błądzeniu losowemu z dryfem. Odpowiednio do tego rzeczywisty wzrost potencjalnego PKB musi więc być niestabilny i nieciągły.

Otrzymane wyniki prowadzą do wniosku, że krótko i długookresowe reakcje gospodarki polskiej nie mogą być spójne z założeniami modelu Blancharda i Quaha. Należy więc albo zmienić towarzyszącą tej analizie statystyczną koncepcję wzrostu, albo zmienić całą identyfikację strukturalną modelu na taką, która uwzględniałaby również trwały wpływ zaburzeń popytu na produkt. Na podstawie aktualnie dostępnych danych nie można bowiem potwierdzić słuszności założeń zawartych w tej procedurze.

Tablica 4

Średni kwartalny wzrost długookresowej składowej PKB* (kw./kw.), z uwzględnieniem szacowanego średniookresowego wpływu zaburzeń łącznej podaży i łącznego popytu

	ΔPKB %	ΔPKB^*	ΣS pkt. proc., wariant 1	ΔTS	ΔTD	ΔPKB^*	ΣS pkt. proc., wariant 3	ΔTS	ΔTD
1992-1994	0.9	1.2	0.3	1.0	-0.1	1.0	0.1	1.0	-0.1
1995-1998	1.4	1.4	0.0	1.0	0.4	1.4	0.0	1.0	0.4
1999-2001	0.7	0.9	0.2	1.0	-0.3	0.8	0.1	1.0	-0.3

ΔPKB – trend średniookresowy (średnia stopa wzrostu w danym okresie).

ΔPKB^* – stopa wzrostu produkcji potencjalnej, zawiera czynnik deterministyczny oraz zakumulowany wpływ wstrząsów podażowych i popytowych (wynik dekompozycji),

ΣS – zakumulowany wstrząs podażowy, będący rezultatem działania czynników losowych (wielkość rezydualna, $\Sigma S = \Delta PKB^* - \Delta TS - \Delta TD$),

ΔTS – deterministyczny trend (średnia stopa wzrostu PKB w całym okresie),

ΔTD – różnica między ΔPKB a ΔTS otrzymana z warunku, że trend w cyklu powinien być taki jak trend długookresowy. Ponieważ ten warunek nie jest spełniony, $\Delta PKB \neq \Delta TS$, ΔTD oznacza średniookresowy wpływ łącznego popytu na składową długookresową.

6 Podsumowanie

To, w jakim stopniu dane statystyczne spełniają założenia modelu daje się ocenić na podstawie otrzymanych czynników strukturalnych oraz wariacji błędu prognozy. Rozwiązanie modelu SVAR pozwala też przeprowadzić dekompozycję poziomu PKB i stopy bezrobocia na dwie niezależne składowe, które przedstawiają zakumulowany wpływ wstrząsu popytowego i podażowego na te zmienne. Jeżeli przyjąć założenie, że szereg realnego PKB realizuje stochastyczno-deterministyczny model wzrostu z trendem i czynnikiem nieregularnym, wyodrębnione składowe charakteryzują tym samym trend i cykl. Podstawę do wyodrębnienia wahań koniunktury stanowią więc wahania obserwowanej stopy wzrostu PKB w relacji do stopy wzrostu długookresowego oraz wahania stopy bezrobocia w relacji do jej długookresowego (naturalnego) poziomu.

Procedura Blancharda i Quaha wymaga spełnienia przez szeregi czasowe warunku stacjonarności. Jak się jednak okazało, w przypadku stopy wzrostu PKB i stopy bezrobocia, wyniki testów na niestacjonarność są wrażliwe na długość próby. Próba mieści się w horyzoncie jednego niepełnego cyklu koniunkturalnego i obejmuje okres, w którym oprócz kolejnych faz cyklu miał miejsce proces transformacji od gospodarki społeczno-ekonomicznej do rynkowej. W tych warunkach jednoznaczne wykazanie stacjonarności stopy wzrostu PKB i stopy bezrobocia jest niemożliwe. Pomimo tych zastrzeżeń, podjęto się budowy modelu głównie z uwagi na pytanie, w jakim stopniu dostępne dane statystyczne nie stanowią oparcia dla założeń procedury Blancharda i Quaha. Płynące stąd wnioski mogą również być ciekawe.

Badanie wykonano na danych kwartalnych. Dla dwóch bliskich sobie okresów, tj. (2 kw. 1992 – 2 kw. 2001) i (2 kw. 1992 – 2 kw. 2002) otrzymano dwa wyniki różniące się pod względem interpretacji. Wynik pierwszy ogólnie potwierdzał założenia początkowe modelu, drugi natomiast wskazywał na pewną niestabilność. Różnice dotyczyły reakcji produktu i stopy bezrobocia na zaburzenie podażowe. Efekt ten wystąpił po raz pierwszy w 3 kw. 2001 r. i przedstawiał negatywną reakcję produkcji na pozytywny wstrząs podażowy, pojawił się przy tym silny wzrost stopy bezrobocia. Sytuacja ta utrzymywała się jeszcze w 2 kw. 2002 r. Opisane turbulencje wiążą się bezpośrednio ze spowolnieniem wzrostu gospodarczego, które nastąpiło w tym czasie i z tego punktu widzenia otrzymana reakcja jest prawidłowa. Zmiany te powodują jednak, że klasyczna dekompozycja poziomu PKB i stopy bezrobocia na dwie składowe trend i cykl – zgodna z założeniami modelu – nie jest jednoznaczna. Założony w modelu podział czynników ekonomicznych na dwie niezależne grupy, z których jedna określałaby jedynie krótkookresowe, druga zaś tylko długookresowe zachowania gospodarki, nie jest w tym okresie pewny. Jak zostało pokazane, pozytywny wstrząs podażowy w pewnych sytuacjach zbiega się ze spadkiem popytu.

Wychodząc z założenia, że niedostateczne własności stacjonarne stopy wzrostu PKB przyczyniają się do pogorszenia wyniku, w dalszej części pracy podjęto próbę ustabilizowania tego szeregu. Dane wyjściowe zmodyfikowano z uwagi na średniookresowy wpływ zmian parametrów efektywnego popytu. Korzystając z danych rocznych wyróżniono okresy, w których stopa oszczędzania w sektorze prywatnym, stopa podatkowa i importochłonność wywierały łącznie dodatni lub ujemny wpływ na tempo wzrostu PKB. Wpływ tej grupy parametrów na wzrost PKB okazał się jednorodny w następujących podokresach: 1992-1994, 1995-1998 i 1999-2001. Odpowiednio do zaobserwowanych punktów zwrotnych zredukowano więc kwartalną stopę wzrostu PKB w danym okresie o średni wzrost obliczony dla tego okresu. Zabieg ten doprowadził do wyodrębnienia całkowicie stabilnej części wzrostu PKB. Odpowiednio do tego zmodyfikowano również stopę bezrobocia, po czym użyto obu szeregów w różnych wariantach modelu SVAR. Jak należało się spodziewać, w rezultacie otrzymaliśmy bardzo wytłumioną reakcję produktu na zaburzenie popytu, natomiast reakcja stopy bezrobocia na to zaburzenie nadal pozostała silna. Reakcja na zaburzenie podaży oka-

zała się natomiast bardzo silna, zgodna z założeniami procedury i niezależna od długości próby. Może to świadczyć o istnieniu długookresowego wpływu popytu na produkcję.

Przywrócenie prawidłowej reakcji po stronie podaży można również osiągnąć drogą modyfikacji stopy bezrobocia lub obu zmiennych jednocześnie, a otrzymywane rozwiązania pozwalają rozbić szereg PKB na dwie składowe. W zależności od wariantu, mają one jednak różny sens. W eksperymencie ze zmodyfikowanym PKB, krótkookresowa składowa PKB jest stacjonarna, podczas kiedy w eksperymencie ze zmodyfikowaną stopą bezrobocia, składowa ta zawiera silny trend, zgodny z trendem obecnym w inflacji. Stacjonarną lukę otrzymujemy więc wtedy, kiedy uznamy, że średniookresowe zmiany popytu znajdują trwałe odzwierciedlenie po stronie podaży, a długookresowa stopa bezrobocia jest względem tych zmian obojętna. Niestacjonarną lukę obserwujemy gdy przyjmiemy, że zaburzenia popytu mają wyłącznie przejściowy wpływ, natomiast na pozytywny wstrząs podażowy rynek pracy reaguje silnym spadkiem zatrudnienia. Luka PKB otrzymana z takiego modelu zawiera składnik deterministyczny.

Wyniki sugerują, że wpływając na stopę oszczędzania, importochłonność i stopę podatkową, można eliminować część wahań produkcji, co przyczynia się do stabilizacji stopy wzrostu PKB. Pozostałe wahania popytu mają już niewielkie znaczenie dla produkcji, jednak ich wpływ na zatrudnienie pozostaje bardzo silny. Analiza błędu prognozy wskazuje na duży wpływ czynników podażowych w kształtowaniu tempa wzrostu PKB.

Sposób transformacji danych określa również charakter hipotetycznej składowej długookresowej. W nowym układzie, PKB nie może realizować modelu wzrostu z deterministyczno-stochastycznym trendem i czynnikiem nieregularnym. Wyodrębnione składowe odpowiadają modelowi, w którym poziom równowagi długookresowej jest opisany przez nieciągły, segmentowo-stochastyczny trend. Pod wpływem modyfikacji danych reakcja stopy bezrobocia wykazuje silną krótkookresową zależność od długookresowych zaburzeń podaży. Przyczynia się to do wzrostu zmienności długookresowej stopy bezrobocia.

Załącznik: Dane statystyczne i struktura stochastyczna szeregów

7.1. Opis danych statystycznych

Po okresie recesji lat 1989-1991 rozwój gospodarczy gwałtownie przyspieszył (wykres 1). Średnie tempo wzrostu (4 kw./4 kw.), które w latach 1993-1994 wynosiło 3,2%, w okresie 1995-1998 wzrosło do 6,2%. W tym czasie wystąpiły pozytywne skutki likwidacji obciążeń fiskalnych przedsiębiorstw i bezpośrednich inwestycji zagranicznych. W latach 1997 i 1998 wzrost gospodarczy zwolnił nieco pod wpływem negatywnych wstrząsów podażowych: powódź w 1997 r. i kryzys rosyjski w 1998 r. Powrót do wcześniejszej koniunktury jednak nie nastąpił i w rok później zaczęło się obniżać tempo wzrostu inwestycji. Ponieważ wzrost spożycia prywatnego był ciągle bardzo silny, stopa wzrostu PKB utrzymywała się na stosunkowo wysokim poziomie (średnio ok. 4% rocznie). Natomiast w II półroczu 2000 r., tempo wzrostu PKB uległo radykalnemu obniżeniu do 2,8% z 5,5% w I półroczu. Głównym powodem tego osłabienia było spowolnienie, a w dalszej kolejności spadek nakładów inwestycyjnych.

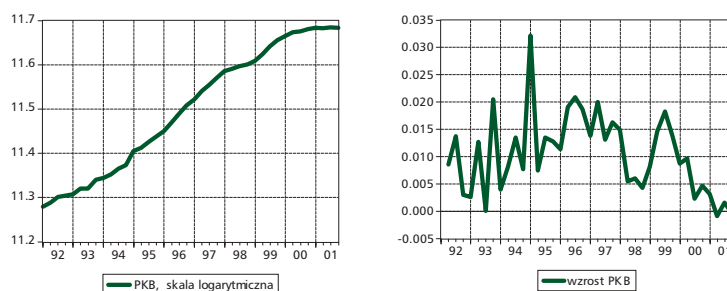
W badaniu wykorzystuje się kwartalne dane PKB w cenach stałych 1996 r. Próba obejmuje okres od 1 kw. 1992 do 4 kw. roku 2001. Szereg czasowy PKB nie jest w tym czasie jednorodny pod względem metodycznym. Z powodu zmian w systemie rachunków narodowych konieczne było szacowanie danych za okres 1992-1994. Szacunki wykonano wykorzystując wcześniejsze publikacje GUS odnośnie wzrostu PKB i produkcji dodanej brutto. Metodą nawiązania łańcuchowego utworzono szereg czasowy, który liczy 40 obserwacji, z czego ok. 20% stanowią szacunki własne. Oficjalne dane statystyczne dopiero od 1995 r. mają jednolity charakter. Ze względu na silny cykl sezonowy, kwartalne dane PKB odsezonowano metodą TRAMO/SEATS.

Stopa bezrobocia, to średnia kwartalna, obliczona z danych na koniec miesiąca. Również w obrębie tej kategorii wystąpiły kilkakrotnie nieciągłości metodyczne. Od 1 kw. 1997 r. wprowadzono zmianę przepisów o rejestracji. Z grupy bezrobotnych wyłączono wtedy osoby pobierające zasiłki przedemerytalne oraz inne zasiłki socjalne, a także osoby odbywające szkolenia lub staż. Używana w badaniu stopa bezrobocia wyraża stosunek liczby osób zarejestrowanych jako bezrobotne w urzędach pracy (od 1. kw. 2001 są to osoby w wieku 15-74 lata, poprzednio były to wszystkie osoby, które nie pracowały, aktywnie poszukiwały pracy i były gotowe ją podjąć) do ogółu ludności cywilnej czynnej zawodowo, w wieku 15 lat i więcej. Wcześniejsza korekta, dotycząca kategorii osób aktywnych zawodowo wprowadzona została w grudniu 1993 i dotyczyła liczby pracujących w rolnictwie indywidualnym. Wszystkie te zmiany miały wpływ na liczbę pracujących ogółem i w konsekwencji, na stopę bezrobocia. Z powodu zwolnień grupowych w latach 1990-1991 tempo wzrostu bezrobocia gwałtownie wzrosło (wykres 2). Późniejsze zmiany nie były już tak duże, nie mniej jednak w połowie 1994 r. stopa bezrobocia była równa 16,6%, następnie obniżyła się do 9,6% w 3 kw. 1998, po czym znowu rosła i pod koniec analizowanego okresu w 4 kw. 2001 r. osiągnęła poziom 16,9%. W badaniu posłużono się danymi nieodsezonowanymi. Postąpiono tak dlatego, że struktura wskaźników sezonowości otrzymywanych dla tego szeregu okazała się bardzo zmienna dla pierwszych trzech kwartałów. Współczynniki sezonowości stopy bezrobocia są małe w związku z tym, że liczba bezrobotnych jest częścią ogółu osób aktywnych zawodowo i już przy obliczaniu stopy bezrobocia efekt sezonowości ulega częściowemu zniesieniu.

W pierwszej części pracy zastosowano dane pomniejszone o wartość średnią z próby. W przypadku PKB średnie kwartalne tempo wzrostu w całym okresie wyniosło 1,0 pkt. proc., w przypadku stopy bezrobocia było to 13,75%.

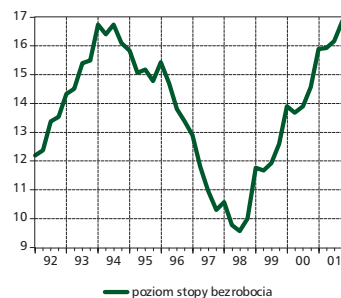
Wykres 1

Poziom i realna stopa wzrostu PKB (kw./kw.) w okresie 2 kw. 1992 – 4 kw. 2001



Wykres 2

Poziom stopy bezrobocia w okresie 2 kw. 1992 – 4 kw. 2001



7.2. Specyfikacja stochastyczna zmiennych

7.2.1. Problem stacjonarności szeregu PKB i stopy bezrobocia

Kwartalny szereg realnego PKB jest zmienną niestacjonarną. Testy wskazują na obecność w nim czasowego trendu w latach 1992-1998, co jednak w późniejszym okresie przestaje mieć znaczenie. Pierwsze różnice względne tego szeregu są, zgodnie z wynikami testu ADF z jednym opóźnieniem, stacjonarne. Ten sam test wskazuje jednak, że kwartalne przyrosty bezwzględne realnego PKB po 2 kw. 2000 r. tracą własności stacjonarne. Stacjonarność stopy wzrostu PKB w okresie 2 kw. 1992 – 4 kw. 2001 i później może być dowiedziona za pomocą testu DF-GLS z jednym opóźnieniem czasowym. Stopa bezrobocia według testu ADF z czterema opóźnieniami jest stacjonarna; dla każdej mniejszej ilości opóźnień wykazuje cechy niestacjonarne. Weryfikacji obu szeregów zastosowanych do modelu dokonano więc za pomocą różnych testów i dla różnej liczby opóźnień. Ponieważ w modelu SVAR występują cztery opóźnienia, można zastosować w nim szereg stopy bezrobocia. W tym zakresie posiada on bowiem wymagane własności. Zmieniające się z czasem własności statystyczne próby nie pozostają bez konsekwencji dla wyników modelu.

Wyniki testów określające brak podstaw do odrzucenia lub przyjęcia hipotezy o niestacjonarności tempa wzrostu PKB (DY_SA, test DF-GLS) i stopy bezrobocia (U, test ADF), w formie bezpośrednich wydruków z programu EVIEWS4.1, przedstawione są w tablicy 1.

Tablica 1

Testowanie hipotezy zerowej o niestacjonarności stopy wzrostu PKB (dY_SA) i stopy bezrobocia (U)

Null Hypothesis: D(Y_SA) has a unit root					Null Hypothesis: U has a unit root				
Exogenous: Constant					Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)					Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=4)				
			t-Statistic				t-Statistic	Prob.*	
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic -2.047400					Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values: 1% level -2.628961					Test critical values: 1% level -3.601400 0.010822				
5% level -1.950117					5% level -3.632900				
10% level -1.611339					10% level -2.948404				
*MacKinnon (1996)					*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals					Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(GLSRESID)					Dependent Variable: D(U)				
Method: Least Squares					Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1992:4 2001:4					Sample(adjusted): 1993:2 2001:4				
Included observations: 37 after adjusting endpoints					Included observations: 35 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.389638	0.190309	-2.047400	0.0482	U(-1)	-0.1614	0.0448	-3.6014	0.0012
D(GLSRESID(-1))	-0.431158	0.156843	-2.748977	0.0094	D(U(-1))	0.2233	0.1265	1.7649	0.0881
R-squared	0.462831	Mean dependent var	0.000385		D(U(-2))	0.1416	0.1293	1.0947	0.2827
Adjusted R-squared	0.447484	S.D. dependent var	0.008934		D(U(-3))	0.0435	0.1316	0.3309	0.7431
S.E. of regression	0.006641	Akaike info criterion	-7.138638		D(U(-4))	0.7479	0.1359	5.5036	0.0000
Sum squared resid	0.001543	Schwarz criterion	7.051561		C	2.2122	0.6144	3.6008	0.0012
Log likelihood	134.0648	Durbin-Watson stat	2.030133		R-squared	0.6116	Mean dependent var	0.0726	
					Adjusted R-squared	0.5446	S.D. dependent var	0.7134	
					S.E. of regression	0.4814	Akaike info criterion	1.5307	
					Sum squared resid	6.7216	Schwarz criterion	1.7973	
					Log likelihood	-20.7874	F-statistic	9.1315	
					Durbin-Watson stat	1.6104	Prob(F-statistic)	0.0000	

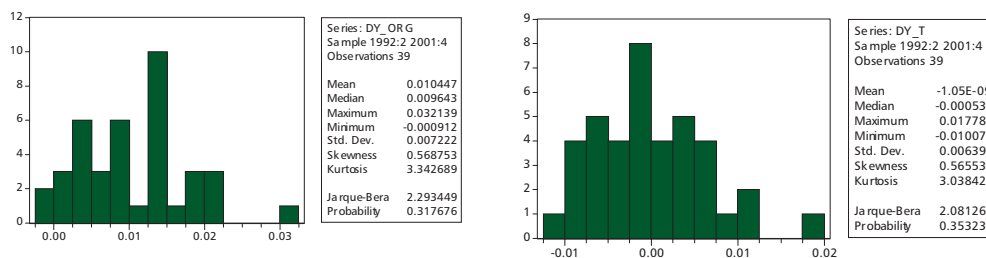
7.2.2. Własności stochastyczne zmiennych zredukowanych

Wyniki testu ADF określające brak podstaw do odrzucenia lub przyjęcia hipotezy o niestacjonarności zredukowanej stopy wzrostu PKB (DY_T) i zmodyfikowanej stopy bezrobocia (U_T), przedstawione są w tablicy 2.

Transformacja danych powoduje zmianę rozkładu częstości stopy wzrostu PKB i stopy bezrobocia. W przypadku PKB (wykres 3) obserwujemy tendencję wygładzania, a w przypadku stopy bezrobocia (wykres 4) zwiększenie stopnia jednorodności rozkładu.

Wykres 3

Rozkład częstości i podstawowe parametry statystyczne kwartalnej stopy wzrostu PKB (DY_org) i szeregu zmodyfikowanego (DY_T) w okresie 2 kw. 1992 – 4 kw. 2001

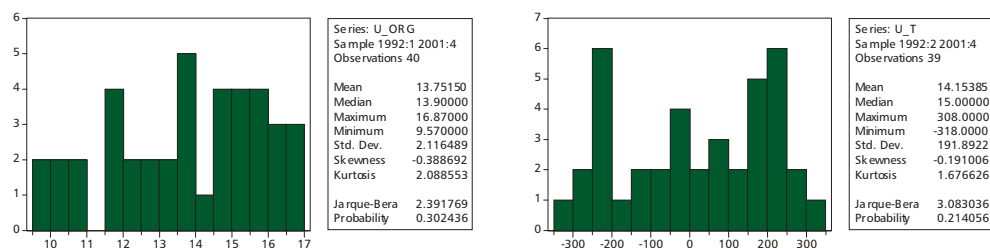


Tablica 2

Testowanie hipotezy zerowej o niestacjonarności zmodyfikowanej stopy wzrostu PKB (DY_T), i zmodyfikowanej stopy bezrobocia (U_T)

Null Hypothesis: DY_T has a unit root					Null Hypothesis: U_T has a unit root				
Exogenous: Constant					Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic based on Modified AIC, MAXLAG=9)					Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			2.946969	0.0496	Augmented Dickey-Fuller test statistic			4.608646	0.0007
Test critical values:	1% level		-3.621023		Test critical values:	1% level		-3.639407	
	5% level		-2.943427			5% level		-2.951125	
	10% level		-2.610263			10% level		-2.614300	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DY_T)					Dependent Variable: D(U_T)				
Method: Least Squares					Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1992:4 2001:4					Sample(adjusted): 1993:3 2001:4				
Included observations: 37 after adjusting endpoints					Included observations: 34 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DY_T(-1)	-0.679957	0.230731	-2.946969	0.0058	U(-1)	-0.186109	0.040383	-4.608646	
D(DY_T(-1))	-0.241445	0.169691	-1.422848	0.1639	8.08e-05				
C	-0.000238	0.001067	-0.223241	0.8247	D(U(-1))	0.0844025	0.106788	0.790375	0.435952
					D(U(-2))	0.132893	0.107078	1.241083	0.224873
R-squared	0.478999	Mean dependent var	-0.000341		D(U(-3))	0.158680	0.110955	1.430125	0.163746
Adjusted R-squared	0.448352	S.D. dependent var	0.008721		D(U(-4))	0.8474950	0.113528	7.465058	3.94e-08
S.E. of regression	0.006478	Akaike info criterion	-7.163359		C	0.0252591	0.067903	0.371990	0.712701
Sum squared resid	0.001427	Schwarz criterion	7.032744		R-squared	0.741311	Mean dependent var	0.082353	
Log likelihood	135.5221	F-statistic	15.62950		Adjusted R-squared	0.695116	S.D. dependent var	0.705305	
Durbin-Watson stat	1.865868	Prob(F-statistic)	0.000015		S.E. of regression	0.389443	Akaike info criterion	1.110586	
					Sum squared resid	4.246642	Schwarz criterion	1.379944	
					Log likelihood	-12.879968	F-statistic	16.047612	
					Durbin-Watson stat	2.467627	Prob(F-statistic)	1.778e-07	

Wykres 4

Rozkład częstości i podstawowe parametry statystyczne kwartalnej stopy bezrobocia (U_org) oraz szeregu zmodyfikowanego (U_T) w okresie 2 kw. 1992 – 4 kw. 2001


8 Literatura

Amisano G., C. Giannini (1997): *Topics in Structural VAR Econometrics*, Springer, Berlin, Heidelberg, 1997.

Blanchard O.J, D. Quah (1989): *The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances*, American Economic Review, vol.79, 1146-1164..

Blanchard O. J.(1989): *A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations*, American Economic Review, vol.79, 655-673.

Burda M., Ch. Wyplosz (1997): *Makroekonomia*, PWE Warszawa 2000.

Enders W., (1995): *Applied econometric time series*, John Wiley&Sons, Inc., New York 1995.

Huebner D., M. Lubiński (1989): *Współczesny cykl koniunkturalny*, PWE Warszawa, 1989

Laski K., R. Roemisch (2001): *Growth and Savings in USA and Japan*, Working Papers WIIW no.16, Vienna.

Ostatnie publikacje Narodowego Banku Polskiego z serii „Materiały i Studia”

Zeszyt Nr	Data	Tytuł	Autor
136	01/02	Charakterystyka, wycena i zastosowanie wybranych opcji egzotycznych	Arkadiusz Napiórkowski
137	01/02	Zarządzanie ryzykiem w project finance	Michał Kowalczyk
138	02/02	Mikroekonomiczne koszty inflacji	Wojciech Pacho
139	02/02	Elektroniczne usługi finansowe – charakterystyka rynku, wyzwania i inicjatywy regulacyjne (stan na koniec 2001 r.)	Małgorzata Szczeń Sebastian Jakubiec
140	03/02	Japonia – walka o odzyskanie silnej pozycji gospodarczej i finansowej	Henryk Bilski
141	03/02	Systemy bankowe w Azji Południowo-Wschodniej	Anna Szoftun
142	03/02	Hipoteza neutralności pieniądza	Michał Brzoza-Brzezina Bohdan Kłós Adam Kot Tomasz Łyziak
143	05/02	Koncentracja działalności sektora bankowego w Polsce w latach 1994-2000	Krzysztof Jackowicz Oskar Kowalewski
144	05/02	Rynek kontraktów swap w Polsce	Ewa Leszczyńska
145	06/02	Przyczyny i mechanizmy kryzysów walutowych ze szczególnym uwzględnieniem znaczenia międzynarodowych przepływów kapitału	Hanna Żywiecka
146	07/02	Powiernik w banku hipotecznym	Michał Olszak
147	08/02	Metody estymacji. Value at Risk	Tomasz Bałamut
148	10/02	Polityka monetarna: współczesna teoria i analiza empiryczna dla Polski	Agata Urbańska
149	11/02	Rachunek wzrostu na przykładzie gospodarki Irlandii w latach dziewięćdziesiątych	Andrzej Rzońca
150	11/02	Terminowa struktura dochodowości skarbowych papierów wartościowych w Polsce w latach 1998-2001	Marek Świętoń
151	11/02	Mechanizm transmisji polityki pieniężnej – współczesne ramy teoretyczne	Ryszard Kokoszcyński, Tomasz Łyziak, Małgorzata Pawłowska, Jan Przystupa, Ewa Wróbel
152	12/02	Stochastyczna optymalizacja strategii zarządzania skarbowymi instrumentami dłużnymi	Leszek Klukowski Elżbieta Kuba
153	12/02	Analiza wpływu wprowadzenia euro na polski system bankowy (trzecia dycja)	Małgorzata Glibowska, Anna Górską, Beata Pawelczyk, Renata Żak
154	01/03	Mały strukturalny model inflacji. Wersja 3.5.6	Bohdan Kłós