

Szacowanie luki popytowej dla gospodarki polskiej przy wykorzystaniu metody VECM*

Michał Gradzewicz, Marcin Kolasa

1. Wstęp

Celem pracy jest przedstawienie wyników badań nad kształtowaniem się luki popytowej w polskiej gospodarce w latach 1996-2002 przy zastosowaniu wybranych metod.

Luka popytowa, definiowana najczęściej jako względna różnica między rzeczywistym a potencjalnym PKB (odniesiona do poziomu potencjalnego PKB), jest wyznacznikiem nierównowagi panującej w gospodarce realnej. Pojęcie luki popytowej opiera się więc na definicji nieobserwowalnego potencjału produkcyjnego.

W literaturze można znaleźć różne koncepcje potencjalnego produktu. Z punktu widzenia decydentów polityki gospodarczej wciąż aktualna wydaje się definicja zaproponowana przez Okuna (1962). Określił on potencjalny PKB jako maksymalny produkt, jaki gospodarka jest w stanie wytworzyć w warunkach pełnego zatrudnienia, przy czym przez pełne zatrudnienie rozumie się najwyższy jego poziom niewywołujący presji inflacyjnej¹. Na podstawie definicji Okuna powstały

liczne modyfikacje koncepcji produktu potencjalnego, spośród których warto wymienić te odwołujące się do stopnia wykorzystania czynników wytwórczych (w tym kapitału; por. Artus, 1977). Produkt potencjalny znalazł także swoje miejsce w neokenesowskich modelach typu DSGE (*Dynamic Stochastic General Equilibrium*) z lepkimi cenami (por. Clarida, Gali, Gertler, 2000). W obrębie tego nurtu produkt potencjalny jest rozumiany jako produkt osiągany przy braku sztywności nominalnych (a więc przy doskonale elastycznych cenach i płacach) i ma niewiele wspólnego z tradycyjnymi definicjami.

Ze względu na nieobserwowalny charakter produktu potencjalnego nie istnieje jednoznaczny i w pełni akceptowalny sposób jego wyznaczania. Nawet konkretna definicja potencjału często może być odwzorowana za pomocą kilku empirycznych metod. Metody opierające się bezpośrednio lub pośrednio na definicji Okuna wykorzystują najczęściej funkcję produkcji. Z kolei na gruncie teorii neokenesowskiej potencjalny PKB osiągany jest przy braku sztywności w gospodarce, co następuje w długim okresie, dlatego często utożsamia się potencjał z długookresową ścieżką wzrostu. Nawiązują do tego podejścia oparte na dekompozycji produktu na składnik trwały i cykliczny, chociaż bezpośrednio nie odnoszą się do definicji neokenesowskiej.

Luka popytowa jest istotnym, obok m.in. odchylenia inflacji od celu inflacyjnego, elementem tzw. reguły Taylora (por. m.in. Taylor, 1993) i często jest przesłanką decyzji podejmowanych przez władze monetar-

* Autorzy chcieliby szczególnie podziękować R. Kokoszczyńskiemu, R. Savińskiemu, W. Rogowskiemu i Z. Żółkiewskiemu za merytoryczne uwagi oraz współpracownikom z DAMS, którzy aktywnie przyczynili się do powstania artykułu. Poglądy prezentowane przez autorów nie są oficjalnym stanowiskiem NBP.

¹ Bezrobocie równowagi nie wywołujące presji inflacyjnej określane jest mianem stopy NAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment). Przy innych definicjach równowagi na rynku pracy w literaturze wyróżnia się ponadto stopy NAWRU (Non-Accelerating Wage Rate of Unemployment) oraz naturalną stopę bezrobocia (por. Kwiatkowski, 2002, s. 154). Powyższe stopy bezrobocia nie są oczywiście tożsame, jednak wobec ich nieobserwowalnego charakteru stosuje się je zamiennie w pracach aplikacyjnych.

ne. Ponadto wykorzystywana jest do dekompozycji deficytu budżetowego na składnik cykliczny i strukturalny. Jednak brak powszechnie akceptowanej metody wyznaczania produktu potencjalnego jest jednym ze źródeł wysokiej niepewności przy prowadzeniu polityki makroekonomicznej. Niepewność decyzyjną wzmagają ponadto błędy w wyznaczaniu luki popytowej spowodowane korektami szacunków wielkości ekonomicznych, jak również rewizjami oceny fazy cyklu koniunkturalnego i zmianami postrzegania procesów gospodarczych w związku z napływem nowych danych (por. Orphanides, van Norden, 2002).

Autorzy zdecydowali się na przedstawienie wyników obliczeń luki popytowej przy zastosowaniu dwóch podejść:

- opartej na dwuczynnikowej dynamicznej funkcji produkcji (estymowanej w układzie skointegrowanym VECM), w której potencjalny PKB liczony jest jako produkt przy maksymalnym (w sensie Okuna) poziomie nakładów czynników wytwórczych (rozdział 2);

- dekompozycji PKB na składnik trwały i cykliczny (*Permanent-Transitory Decomposition*), wykorzystującej długookresowe restrykcje w wektorowym modelu korekty błędem VECM nałożone w endogeniczny sposób przez relacje kointegrujące; rozdział 3. zawiera wyniki obliczeń dla dwóch układów: opartego na długookresowej funkcji produkcji i hipotezie dochodu permanentnego.

Wybrane metody łączy wykorzystanie analizy kointegracji i zastosowanie metody estymacji systemowej Johansena. Ich wspólną cechą jest ponadto fakt, że wywodzą się z określonych teorii ekonomicznych, w przeciwieństwie do mechanicznych sposobów wyznaczania potencjału (np. trend deterministyczny, filtr HP, filtr Band-Pass)². Z tego powodu zastosowane metody zalicza się często do tzw. podejść strukturalnych (por. Chagny, Döpke, 2001), chociaż aproksymacja niektórych wielkości za pomocą filtrów sprawia, że właściwsze byłoby nazwanie ich podejściami semistrukturalnymi.

Na podstawie krzywej Phillipsa dokonano próby oceny wpływu otrzymanych luk popytowych na przebieg procesów inflacyjnych w polskiej gospodarce, mimo że przyjęte definicje potencjału nie muszą prowadzić do takich zależności. Rozdział 4. zawiera analizę przeprowadzoną na podstawie wyznaczonych korelacji czasowych (implikowanych przez funkcję generującą kowariancję procesu stochastycznego typu VAR) między różnymi miernikami inflacji (CPI, deflator PKB i dwie miary inflacji bazowej) a uzyskanymi szacunkami luk popytowych.

2. Estymacja luki popytowej metodą funkcji produkcji

Estymacja funkcji produkcji

W celu oszacowania potencjalnego PKB dla polskiej gospodarki jako funkcję produkcji przyjęto dynamiczną funkcję Cobb-Douglasa. Jest ona jedną z najprostszych sposobów przedstawienia procesu, w którym poniesione nakłady przekształcają się w wyniki w postaci produktu. Bez względu na postać funkcyjną – przy założeniu, że czynniki produkcji są wynagradzane proporcjonalnie do swojego krańcowego produktu, stały udział ich wynagrodzeń w PKB implikuje jednostkową elastyczność substytucji. Sugeruje to wybór (z rodziny funkcji o stałych elastycznościach substytucji – CES) postaci funkcyjnej typu Cobb-Douglasa. Wydaje się, że w przypadku polskiej gospodarki udział wynagrodzeń czynników produkcji w produkcie jest stały – w latach 1995–2001 udział kosztów związanych z zatrudnieniem w wartości dodanej brutto wahał się od 50% do 53%, przy czym w 1995 r. i 2001 r. był praktycznie identyczny. Stacjonarność udziału została potwierdzona komplementarnymi testami ADF-GLS (przy poziomie istotności 10%) i KPSS (5-procentowy poziom istotności), chociaż wiarygodność testów jest mała ze względu na krótką próbę, obejmującą 12 obserwacji.

Przy założeniu postaci funkcyjnej typu Cobb-Douglasa, stałych przychodów skali oraz postępu technicznego w sensie Hicksa funkcję produkcji można zapisać w postaci (por. Żółtowska, 1997):

$$Y_t = A(\alpha_t L_t)^\alpha (\beta_t K_t)^{1-\alpha}$$

gdzie Y_t oznacza produkcję (w tym przypadku PKB), L_t i K_t są nakładami, odpowiednio, pracy i kapitału, natomiast α_t i β_t są funkcjami postępu technicznego odpowiednio w sensie Harroda i Solowa. Wobec trudności z odseparowaniem wzrostu efektywności siły roboczej od wzrostu efektywności kapitału funkcję produkcji zapisuje się często w postaci:

$$Y_t = TFP_t L_t^\alpha K_t^{1-\alpha},$$

gdzie TFP_t oznacza łączną wydajność czynników wytwórczych i odzwierciedla postęp techniczny zwiększający efektywność zarówno pracy, poprzez wzrost kwalifikacji siły roboczej, jak też kapitału – dzięki wprowadzaniu zaawansowanych technologii. Tak skonstruowana zmienna TFP_t umożliwia uzmiennienie współczynnika A , a więc uwzględnienie wpływu na zmiany w produkcji także czynników niedających się objaśnić postępem technicznym. Jednym z nich może być efektywność oporu społeczeństwa wobec stosowania nowych rozwiązań technologicznych (por. Prescott, 1997).

² Należy jednak nadmienić, że nawet zastosowanie metod czysto mechanicznych oznacza założenie pewnych własności ekonomicznych filtrowanych zmiennych.

Bezpośrednia estymacja funkcji produkcji klasyczną metodą najmniejszych kwadratów (w której układ wielorównaniowy zredukowany jest do jednorównaniowego) nie wydaje się poprawna metodologicznie z co najmniej dwóch powodów. Po pierwsze, PKB oraz nakłady pracy i kapitału nie mogą być traktowane jako niezależne (por. Griliches, Maires, 1995). W związku z tym nie są spełnione założenia egzogeniczności zmiennych objaśniających, co wyklucza możliwość zastosowania metod jednorównaniowych ze względu na brak ortogonalności pomiędzy regresorami a składnikiem losowym. Po drugie, zgodnie z teorią neokeynesowską i neoklasyczną przynajmniej PKB i kapitał są generowane przez niestacjonarne procesy stochastyczne (por. King, Plosser, Stock, Watson, 1991). Zastosowanie klasycznej MNK może więc prowadzić do wystąpienia zjawiska określanego jako regresja pozorna, czyli czysto statystycznego związku pomiędzy badanymi zmiennymi, bez ekonomicznego uzasadnienia.

Jednym ze sposobów uniknięcia błędów metodologicznych będących wynikiem powyższych uwag jest analiza kointegracji w układzie wielorównaniowym. W tym celu wykorzystano procedurę Johansena (1991), a więc wyestymowano system w postaci wektorowego modelu korekty błędem (VECM). Uzyskaną w ten sposób relację kointegrującą pomiędzy produkcją a nakładami pracy i kapitału można uznać, przy założeniu poprawności specyfikacji modelu, za dobrze oszacowaną funkcję produkcji.

Do analizy empirycznej posłużono się danymi z lat 1995–2002 o częstotliwości kwartalnej³. Aby wyeliminować wpływ wahań sezonowych na wyniki, wszystkie zmienne odsezonowano multiplikatywną metodą średniej ruchomej, która usuwa sezonowość przy założeniu stałych w czasie czynników sezonowych. Wybrana metoda odsezonowania nie ingeruje w roczną dynamikę szeregu czasowego.

Jako nakład pracy (L_t) przyjęto liczbę pracujących według Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności

GUS (BAEL)⁴. Jako zmienną opisującą kapitał w polskiej gospodarce (K_t) przyjęto wartość środków trwałych brutto w gospodarce narodowej w poszczególnych kwartałach (opis metody zastosowanej w celu oszacowania szeregu zamieszczono w aneksie A). Dane dotyczące realnego PKB (Y_t) zaczerpnięto ze statystyki GUS.

Wyniki testów pierwiastków jednostkowych opartych na teście Dickeya-Fullera przy zastosowaniu uogólnionej metody najmniejszych kwadratów wskazują, że logarytmy odsezonowanych zmiennych Y_t , L_t i K_t są zintegrowane stopnia pierwszego (tabela 1). Ze względu na niską moc testów typu DF przeprowadzono również wnioskowanie na podstawie komplementarnego testu KPSS i otrzymano identyczne stopnie integracji dla badanych szeregów. Założenia ekonomiczne co do stopnia zintegrowania PKB i kapitału zostały zatem potwierdzone empirycznie. Wobec potwierdzonego przez testy jednostkowego stopnia zintegrowania nakładu pracy istnieją podstawy do poszukiwania relacji kointegrującej pomiędzy badanymi zmiennymi.

W pierwszym etapie estymacji przyjęto, że zmienna TFP_t może być aproksymowana przez trend wykładniczy, czyli trend liniowy po zlogarytmowaniu. Założenie to miało na celu umożliwić estymację układu VECM w standardowy, opisany przez Johansena (1991) sposób i uzyskanie elastyczności produkcji względem czynników produkcji.

Wyniki testów kointegracji wskazują na istnienie jednej relacji kointegrującej pomiędzy zmiennymi Y_t , L_t i K_t na poziomie istotności 1%. Jest tak zarówno w przypadku testu śladu, jak i testu maksymalnej wartości własnej (tabela 2). W związku z tym oszacowanie systemu VECM przeprowadzono przy założeniu istnienia jednej relacji kointegrującej.

W wyniku estymacji uzyskano następujące oszacowanie długookresowej zależności między PKB a nakładami pracy i kapitału:

$$\hat{Y}_t = L_t^{0,55} K_t^{0,45} e^{0,23+0,1t}$$

³ Analiza kointegracji jest na ogół uważana za podejście długookresowe do danych o częstotliwości rocznej. Ze względu na krótki szereg dostępnych danych, interpretacja uzyskanych relacji kointegrujących w kategoriach długookresowych musi być ostrożna.

⁴ Lepszą miarą nakładu pracy jest liczba przepracowanych roboczogodzin w gospodarce, co nie zostało uwzględnione ze względu na brak odpowiednich danych. Należy więc mieć świadomość, że wykorzystywana miara nakładu pracy oznacza *implicit*e założenie o stałym współczynniku zmianowości.

Tabela 1 Wyniki testu pierwiastka jednostkowego

Zmienna	Statystyka ADF-GLS	Statystyka testu KPSS	Wniosek przy poziomie istotności 0,1
$\Delta \log(Y_t)$	-1,99**	0,09**	I(1)
$\Delta \log(L_t)$	-2,00**	0,08**	I(1)
$\Delta \log(K_t)$	-1,91*	0,16*	I(1)

* odrzucenie hipotezy przy poziomie istotności 0,1

** odrzucenie hipotezy przy poziomie istotności 0,05

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2 Test kointegracji Johansena

Hipoteza: liczba relacji kointegrujących	Wartość własna	Statystyka śladu	Statystyka maksymalnej wartości własnej
Brak	0,72	52,04*	36,02*
Co najwyżej jedna	0,28	16,03	9,09

* odrzucenie hipotezy przy poziomie istotności 0,01

Źródło: obliczenia własne.

Uzyskane oceny parametrów relacji długookresowej mają oczekiwane znaki i są istotne statystycznie. To samo można stwierdzić o parametrach macierzy dostosowań (w przypadku jednej relacji kointegrującej jest to wektor) odpowiadających równaniom opisującym dynamikę pracy i kapitału. Z ocen parametrów dostosowawczych wynika, że szybszy jest powrót do poziomu równowagi w przypadku nakładów pracy (połowa dostosowań poprzez mechanizm korekty błędem w ciągu 5 kwartałów) niż w przypadku nakładów kapitału (połowa dostosowań po 5 latach). Wydaje się to być zgodne z intuicją i obserwacjami funkcjonowania gospodarki.

Parametr dostosowawczy w równaniu opisującym dynamikę PKB statystycznie nie różni się od zera. Właściwość ta ma ważne skutki dla całego systemu i wiąże się z pojęciem słabej egzogeniczności (por. Johansen, 1991). Słaba egzogeniczność PKB względem relacji kointegrującej oznacza, że dostosowania odbywają się tylko od strony czynników produkcji, a nie przez samą produkcję⁵.

Przy estymacji nałożono na system VECM dwie restrykcje, z których pierwsza ma charakter normalizujący, druga wiąże się z założeniem stałych korzyści skali. Test ilorazu wiarygodności restrykcji nałożonych na system wskazuje na brak podstaw do odrzucenia hipotezy o ich zasadności (przy prawdopodobieństwie 0,52). System dobrze opisuje dynamikę zmiennych endogenicznych. Świadczą o tym zadowalające współczynniki determinacji (wynoszące 0,42 dla PKB, 0,40 dla pracujących i 0,95 dla równania opisującego kształtowanie się kapitału) oraz przetestowany brak autokorelacji składnika losowego do rzędu ósmego włącznie. Pierwiastki wielomianu charakterystycznego odpowiadającego systemowi wskazują na jego stabilność.

Ostatnim etapem estymacji funkcji produkcji jest zastąpienie wykładniczego trendu deterministycznego aproksymującego łączną wydajność czynników wytwórczych oszacowaniem TFP_t^* . W tym celu po oszacowaniu funkcji produkcji z wykorzystaniem trendu wykładniczego obliczono wartości rezydualne funkcji produkcji bez trendu i wyrównano je filtrem Hodricka-Prezotta. Na koniec powtórzono proces estymacji

w analogicznym systemie VECM, zachowując strukturę dynamiczną i restrykcje systemu wyjściowego, natomiast trend wykładniczy zastępując oszacowanym TFP_t^* . Otrzymane elastyczności produktu względem nakładu czynników wytwórczych różnią się od otrzymanych uprzednio dopiero trzecim miejscem po przecinku. Ostatecznie uzyskane oszacowanie funkcji produkcji można więc wyrazić wzorem:

$$\hat{Y}_t = TFP_t^* L_t^{0,55} K_t^{0,45}$$

gdzie TFP_t^* jest szeregiem reszt wygładzonych filtrem HP.

Oszacowana funkcja została następnie wykorzystana jako podstawa do obliczenia produkcji potencjalnej.

Potencjalny nakład pracy

Zgodnie z podejściem stosowanym w OECD (por. Giorno et al., 1995), potencjalny nakład pracy służący do obliczenia produkcji potencjalnej uzyskuje się według wzoru:

$$L^* = LF (1-NAWRU),$$

gdzie LF jest zasobem siły roboczej, natomiast $NAWRU$ odpowiada stopie bezrobocia nieprzyspieszającej wzrostu płac. L^* odpowiada więc liczbie pracujących przy tak zdefiniowanej stopie bezrobocia równowagi, spójnej z koncepcją funkcji produkcji.

Jako siłę roboczą przyjęto aktywnych zawodowo według BAEL. Znacznie bardziej problematyczne jest natomiast oszacowanie $NAWRU$. Jako punkt wyjścia przyjęto metodę zaproponowaną przez Elmeskova (1993), zgodnie z którą zmiana tempa wzrostu płac jest proporcjonalna do różnicy między faktyczną stopą bezrobocia a $NAWRU$, co można zapisać jako:

$$\Delta^2 \log W = -a (U - NAWRU), \quad a > 0$$

gdzie:

W – poziom płac,

U – stopa bezrobocia.

Teoretyczną podstawą metody jest jedna z postaci krzywej Phillipsa uzupełnionej oczekiwaniami adaptacyjnymi, zgodnie z którymi oczekiwany wzrost płac w bieżącym okresie równy jest ich wzrostowi w okresie poprzednim (por. Staiger, Stock, Watson, 1996). Przyje-

⁵ Mogłoby to sugerować popytowy charakter obserwowanego PKB. Jednak wobec faktu, że w układzie VECM zaburzenia są kombinacją zaburzeń fundamentalnych o charakterze krótko- i długookresowym, nie przesadza to ani o popytowym, ani o podaźowym charakterze PKB.

cie założenia o stałości $NAWRU$ pomiędzy dwoma kolejnymi kwartałami⁶ pozwala oszacować parametr a dla kolejnych okresów i w konsekwencji obliczyć szereg $NAWRU$.

Metoda zaproponowana przez Elmeskova stosowana jest do danych rocznych, przy obliczeniach opartych na danych kwartalnych zasadna wydaje się jej techniczna modyfikacja. W niniejszym opracowaniu polega ona na wprowadzeniu w miejsce bieżącej wartości zmiennej U rozkładu jej opóźnień, czyli:

$$\Delta^2 \log W = -a(\varphi(L)U - NAWRU), \quad a > 0$$

gdzie $\varphi(L)$ jest wielomianem stopnia czwartego, natomiast L operatorem opóźnień. Przyjęto hipergeometryczny rozkład współczynników wielomianu $\varphi(L)$, tak aby uwzględnić opóźnienie oddziaływania sytuacji na rynku pracy na dynamikę wynagrodzeń. W rezultacie otrzymujemy:

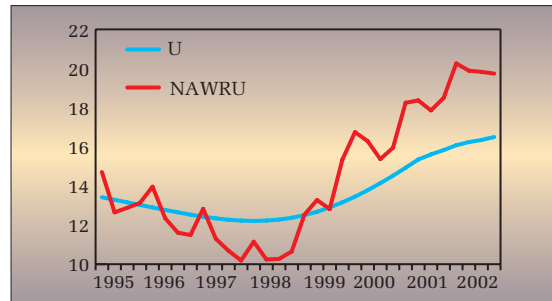
$$NAWRU = \varphi(L)U - \frac{\Delta\varphi(L)U - \Delta^3 \log W}{\Delta^2 \log W}$$

Wadą metody Elmeskova jest fakt, że uzyskane przy jej zastosowaniu krótkoterminowe $NAWRU$ istotnie zmienia się wraz ze zmianami faktycznego bezrobocia. Tłumaczy się to wpływem na inflację płac nie tylko poziomu bezrobocia, lecz także jego zmian. Problem ten jest zazwyczaj redukowany poprzez wygładzenie uzyskanego szeregu filtrem HP (por. Giorno et al., 1995).

Zastosowanie filtru HP budzi powszechnie znane wątpliwości związane z doбором parametru wygładzającego oraz obciążeniem krańców próby. Wobec braku innych przesłanek przyjęto parametr wygładzający równy 1600, co odpowiada wartości wybranej przez Hodric-

⁶ Założenie o stałości stopy bezrobocia $NAWRU$ pomiędzy dwoma kolejnymi kwartałami wydaje się mieć jedynie charakter techniczny. Jednakże stopa ta w wielu interpretacjach zależy od czynników o charakterze instytucjonalnym i strukturalnym (por. Layard, Nickel, Jackman, 1991), które w krótkim okresie można uznać za stałe. Tak więc przyjęte założenie ma także pewne uzasadnienie teoretyczne.

Wykres 1 Poziom $NAWRU$ w Polsce w latach 1995–2002



Źródło: opracowanie własne.

ka i Prescottta (1980) oraz standardowemu parametrowi stosowanemu przy korzystaniu z danych kwartalnych⁷. Problem początku próby może być łatwo wyeliminowany poprzez dołączenie do obliczeń $NAWRU$ danych od 1992 do 1994 r. Znacznie bardziej problematyczny jest koniec próby, który dostosowano tak, aby średni poziom $NAWRU$ w 2002 r. wynosił około 16%⁸.

Arbitralne przyjęcie wartości $NAWRU$ dla końca próby oznacza, że oszacowanie potencjalnego PKB i luki popytowej powinno być uzupełnione analizą wrażliwości uwzględniającą możliwość błędnego oszacowania poziomu bezrobocia równowagi. Analiza taka zostanie zamieszczona w dalszej części artykułu. Uzyskane oszacowanie na tle rzeczywistego poziomu bezrobocia wg BAEL przedstawiono na wykresie 1.

Oszacowanie produkcji potencjalnej i luki popytowej

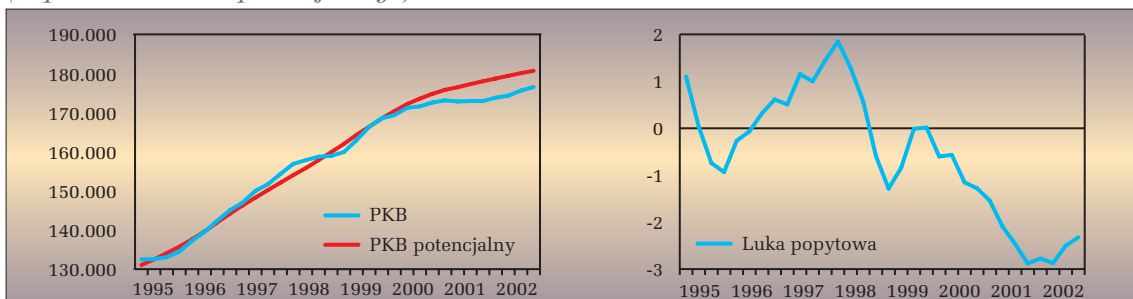
Zgodnie z metodą opracowaną w OECD (por. C. Giorno et al., 1995), potencjalny PKB oblicza się według wzoru:

$$Y_t^* = f(K_t, L_t, TFP_t^*),$$

⁷ Dyskusja nt. skutków stosowania parametrów wygładzających w filtrze HP w: Canova (1993).

⁸ Dla porównania stopa $NAWRU$ oszacowana metodą SVAR wynosiła dla Polski w połowie 2002 r. 15% i rosła rocznie o około 1 pkt proc. Por. BRE Bank SA (2002).

Wykres 2 PKB, potencjalny PKB (mln zł, ceny stałe, dane odsezonowane) i luka popytowa (w procentach PKB potencjalnego)



Źródło: opracowanie własne.

gdzie Y_t^* oznacza potencjalny PKB, natomiast f jest wyestymowaną za pomocą funkcji produkcji.

Wykorzystując oszacowaną funkcję produkcji Cobba-Douglassa, potencjalny PKB dla gospodarki polskiej można obliczyć za pomocą formuły:

$$\hat{Y}_t = TFP_t^* L_t^{0.55} K_t^{0.45}$$

Wyznaczenie produktu potencjalnego metodą opartą na funkcji produkcji pozwala na obliczenie wkładu poszczególnych czynników we wzrost potencjalnego PKB. Opis i wyniki dekompozycji zamieszczono w aneksie C.

Po oszacowaniu potencjalnego PKB można obliczyć lukę popytową (*output gap*) jako różnicę pomiędzy rzeczywistym a potencjalnym poziomem PKB. Wyniki dla Polski przedstawiono na wykresie 2.

Test stacjonarności KPSS pozytywnie zweryfikował hipotezę o stacjonarności uzyskanej luki popytowej przy poziomie istotności 5%, chociaż testy typu Dickeya-Fullera (ADF i ADF-GLS) wskazują na jej niestacjonarność.

Wyniki oszacowania luki popytowej metodą opartą na funkcji produkcji wskazują, że była ona dodatnia do III kwartału 1998 r., następnie spadła poniżej -1%. W drugiej połowie 1999 r. PKB był w przybliżeniu równy swojemu potencjalnemu poziomowi. Od początku 2000 r. luka popytowa była ujemna, do końca 2001 r. pogłębiała się. Od 2002 r. można obserwować stopniowe zamykanie się luki popytowej.

Jak wspomniano, oszacowanie potencjalnego PKB i implikowanej przez niego luki popytowej w dużej mierze zależy od oszacowania stopy bezrobocia NA-WRU. Z elastyczności PKB względem nakładu pracy wynika, że niedoszacowanie (przeszacowanie) NA-WRU o jeden punkt procentowy zmniejsza (zwiększa) potencjalny PKB o 0,6–0,7%. W konsekwencji luka popytowa zmniejsza (zwiększa) się o 0,6-0,7 punktu procentowego. Powyższe liczby obrazują skalę niepewności, która jest nieodłącznym elementem szacunków luki popytowej.

3. Dekompozycja PKB na składowe: krótko- i długookresową

Alternatywnym podejściem do wyznaczenia potencjalnego produktu, obecnym zarówno w teorii ekonomii, jak i w badaniach empirycznych, jest potraktowanie go jako długookresowego trendu PKB. Kwestią sporną jest sposób wyznaczenia trendu, jako koncepcji teoretycznej, na podstawie danych statystycznych o relatywnie wysokiej częstotliwości.

Badania ekonometryczne oparte na stochastycznym opisie zjawisk ekonomicznych koncentrują się na dekompozycji szeregu czasowego produktu na składowe

we o charakterze długo- i krótkookresowym (*Permanent-Transitory decomposition* - PT). Produkt potencjalny przy tym podejściu traktowany jest jako długookresowa część produktu, powstała poprzez wyeliminowanie wpływu zaburzeń krótkookresowych.

Punktem wyjścia analizy jest dynamiczny model ekonometryczny typu VAR, złożony ze zmiennych zintegrowanych w stopniu 1. Między zmiennymi tworzącymi taki układ powinny zachodzić relacje długookresowe⁹. Warunek ten nakłada na parametry wyjściowego modelu restrykcje krzyżowe o rekurencyjnym charakterze, prowadząc do reprezentacji wektorowej korekty błędem (VECM). Kolejnym krokiem analizy jest dekompozycja typu PT zaburzeń oddziałujących na system. Sama dekompozycja i identyfikacja zaburzeń obu rodzajów przeprowadzone są endogenicznie w układzie, przy wykorzystaniu restrykcji długookresowych, które w niejawnym sposób nakładają reprezentacja VECM na układ VAR. Dopełnieniem procesu identyfikacyjnego jest założenie o niezależności (braku skorelowania) czynników o charakterze krótko- i długookresowym. Liczba i rodzaj zaburzeń obu rodzajów zależą od liczby relacji kointegrujących w układzie (zaburzenia o trwałym charakterze noszą nazwę wspólnych trendów). Szczegóły matematyczne opisywanej dekompozycji, wyprowadzonej przez Yanga (1998), znajdują się w aneksie B.

Metody dekompozycji typu PT często opierają się na silnych założeniach. Wielowymiarowe dekompozycje typu Beveridge-Nelsona (Evans, Reichlin, 1994) lub metody czynników nieobserwowalnych (rozwiązywane najczęściej za pomocą filtru Kalmana) zakładają, że trend produktu jest błędzeniem losowym, ignorując dostosowania potencjału po wystąpieniu szoku permanentnego. Potencjał jest wtedy wyimaginowanym poziomem produktu osiąganym po wygaśnięciu krótkookresowych dostosowań. Jednakże badania prowadzone m.in. w ramach modeli realnego cyklu koniunkturalnego wskazują na duże znaczenie krótkookresowej dynamiki trwałych szoków o charakterze wydajnościowym, wpływającej również na potencjał (por. Lippi, Reichlin, 1994). Zastosowana w tej pracy metoda wyznaczania trendu bierze pod uwagę nie tylko długookresowy wpływ zaburzeń o permanentnym charakterze, ale również towarzyszące mu dostosowania krótkookresowe. W porównaniu z innymi metodami opartymi na relacjach kointegrujących i uwzględniającymi dostosowania krótkookresowe (m.in. Cochrane, 1994; Duspquier, Guay, St-Amant, 1999), opisywana metoda odpowiednio identyfikuje liczbę zaburzeń długookresowych działających na układ, która równa jest liczbie wspólnych trendów stochastycznych budujących dynamikę systemu. Procedura nie wymaga ponadto esty-

⁹ W sensie ekonometrycznym istnienie relacji długookresowych jest tożsame z istnieniem stacjonarnej kombinacji liniowej zmiennych typu I (1). Relacja taka nazywana jest kointegrująca.

macji kilku układów (ma to miejsce we wspomnianych metodach), co poprawia jej efektywność.

W polskiej gospodarce restrykcja zakładająca niezależność zaburzeń o charakterze krótko- i długookresowym może nie być zasadna, co podkreśla Zięba (2003). Autorzy zdecydowali się wprowadzić taką restrykcję, gdyż wymaga tego procedura identyfikująca. Ponadto zastosowana dekompozycja PT i identyfikacja zaburzeń mają ogólniejszy charakter niż zakładana w procedurze Blancharda i Quaha (wykorzystywanej w pracy Zięby), co może usprawiedliwiać przyjęcie wyżej wymienionego założenia. Formalny test statystyczny ortogonalności obu typów zaburzeń nie jest znany autorom (nie jest przeprowadzany w dostępnych pracach stosujących podejście kointegracyjne). Należy więc mieć świadomość, że prezentowane dalej wyniki mogłyby być inne, gdyby przyjęte założenie dla danych polskich nie było spełnione.

Podstawą dekompozycji jest estymacja układu typu VECM, w którym relacja długookresowa jest podyktowana przez teorię ekonomiczną. Zdecydowano się na estymację 2 układów:

- Model PT-PF, u którego podstaw leży hipoteza długookresowej funkcji produkcji,
- Model PT-PIH, opierający się na hipotezie docho-
du permanentnego.

Model PT-PF

Badany układ dynamiczny tworzą 3 zmienne: realny PKB, liczba pracujących (dane z badań BAEL) oraz kapitał (szczegółowy obliczeń w aneksie A). Wszystkie zmienne, mierzone z kwartalną częstotliwością, zostały odsezonowane za pomocą metody TRAMO/SEATS¹⁰. Próba obejmuje lata 1995–2002.

Zmienne tworzące układ są zintegrowane w stopniu 1 (por. tabela 1), natomiast teoria ekonomii definiuje relację długookresową w tym układzie jako funkcję produkcji, za którą przyjęto funkcję typu Cobba-Dougl-

asa (szersze omówienie w rozdziale 2.). Uzasadnia to estymację układu jako mechanizmu wektorowej korekty błędem (VECM).

Na parametry relacji kointegrującej została nałożona restrykcja przewidująca stałe korzyści skali (zweryfikowana pozytywnie przez test ilorazu wiarygodności przy poziomie prawdopodobieństwa rzędu 0,82). Szacunek elastyczności PKB względem siły roboczej wynosi 0,493 (błąd równy 0,09), natomiast elastyczność produktu względem nakładów kapitału wynosi 0,507 (błąd 0,09). Testy Johansena rzędu kointegracji (ślądu i największej wartości własnej) potwierdziły, zgodnie z przewidywaniami teorii ekonomicznej, istnienie jednego wektora kointegrującego dla opisywanego systemu (z wyrazem wolnym i trendem w relacji kointegrującej) – por. tabela 3. Istnienie jednej relacji kointegrującej potwierdzone zostało ponadto wartościami własnymi układu VAR(4), korespondującego z badanym układem VECM. Dwie z nich osiągnęły wartość niewiele różniącą się od 1 przy pozostałych zdecydowanie mniejszych. Potwierdza to istnienie dwóch wspólnych trendów stochastycznych, co przy trójwymiarowym układzie oznacza jedną relację kointegrującą. Dokładna postać relacji długookresowej jest następująca:

$$\hat{Y}_t = L_t^{0,493} K_t^{0,507} e^{-0,055+0,009t}$$

Ujemna wartość jednego z estymatorów w powyższej funkcji wiąże się ze stałą, która jest dodatnia i wynosi odpowiednio $e^{-0,55} = 0,576$. Wartość współczynnika przy zmiennej czasowej oznacza średnie kwartalne tempo wzrostu TFP równe 0,9%, co jest bardzo bliskie wartości 1% uzyskanej w modelu PF (rozdział 2).

Dla siły roboczej i kapitału współczynniki mechanizmu korekty błędem, będące reakcją na nierównowagę w poprzednim okresie, mają odpowiednie znaki (ściągają zatem te zmienne do poziomu równowagi) i wynoszą -0,20 (co oznacza, że po 6 kwartałach nastąpi 50% dostosowań poprzez mechanizm korekty błędem) oraz -0,05 (połowa dostosowań następuje po 6 latach). Szybkość dostosowań ze strony siły roboczej jest zatem wyższa niż ze strony kapitału, co jest zgodne z teorią ekonomii. Wyniki estymacji implikują nieistotny statystycznie parametr mierzący siłę dostosowań ze strony produktu (słaba egzogeniczność), są więc analogiczne do otrzymanych w rozdziale 2. i stanowią ich potwierdzenie.

¹⁰ Wybór tej metody odsezonowania danych podyktowany był chęcią uzyskania zmiennych oczyszczonych z wahań przypadkowych, co jest szczególnie ważne przy stosowaniu metod odwołujących się do długookresowych własności szeregów czasowych. Z kolei przy estymacji modelu PF (rozdział 2) priorytetem było zachowanie rocznej dynamiki badanych szeregów. Odmienny charakter zastosowanych metod szacowania potencjalnego PKB usprawiedliwia zatem fakt estymacji funkcji produkcji na szeregach uzyskanych różnymi metodami odsezonowania.

Tabela 3 Test kointegracji Johansena dla modelu PT-PF

Hipoteza: liczba relacji kointegrujących	Wartość własna	Statystyka ślądu	Statystyka maksymalnej wartości własnej
Brak	0,73	51,58*	37,06*
Co najwyżej jedna	0,33	14,52	11,36

* odrzucenie hipotezy przy poziomie istotności 0,01

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 4 Testy równości parametrów modeli PF i PT-PF

Parametr	Statystyka <i>t</i>	Prawdopodobieństwo
Elastyczność (α)	0,423	0,679
Dynamika TFP	0,772	0,455
Współczynnik przy ECT (równanie pracujących)	0,001	0,999
Współczynnik przy ECT (równanie kapitału)	0,471	0,646

Źródło: obliczenia własne.

Ze względu na kwartalną częstotliwość danych użytych do estymacji dynamika krótkookresowa odwzorowana została przez trzecie przyrosty zmiennych w systemie (jak wspomniano, koresponduje to z układem VAR z czterema opóźnieniami dla poziomów zmiennych). Na dynamikę krótkookresową nałożono restrykcję zerową na opóźnienia rzędu 2 (została ona pozytywnie zweryfikowana przez test istotności grup regresorów typu Walda). Wprowadzenie tego ograniczenia miało na celu uzyskanie stopni swobody przy zapewnieniu opisu przez model wzorca sezonowego. Wszystkie swobodne (nieimplikowane przez restrykcje wspólnych trendów) pierwiastki wielomianu charakterystycznego znajdują się w obrębie koła jednostkowego, co wskazuje na stabilność systemu. Testy mnożnika Lagrange'a dla autokorelacji wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o braku autokorelacji składnika losowego do rzędu 12. włącznie. Współczynniki determinacji równań modelu wynoszą 0,57 dla PKB, 0,41 dla równania opisującego dynamikę liczby pracujących oraz 0,96 dla równania opisującego kształtowanie się kapitału. Ze względu na dynamiczny charakter układu ich wielkość jest zadowalająca i wraz z faktem braku autokorelacji składników losowych układu potwierdza stosunkowo dobry opis strony podaźowej PKB przez funkcję typu Cobba-Douglasa.

Kształtowanie się luki popytowej w latach 1996–2002 widoczne jest na wykresie 3. Opisywana luka popytowa, zgodnie z założeniami dekompozycji, jest stacjonarna w sensie ekonometrycznym. Zarówno test niestacjonarności ADF, jak i komplementarny względem niego test stacjonarności KPSS na poziomie istotności

0,05 pozytywnie zweryfikowały odpowiednią hipotezę. Stacjonarność luki popytowej jest zgodna z intuicją ekonomiczną i potwierdza zasadność wyboru zastosowanej metody.

W okresie 1996–1998 luka jest dodatnia, osiągając maksimum nierównowagi stanowiące 1,15% PKB potencjalnego. W późniejszym okresie następuje ujemne otwarcie się luki, z minimum lokalnym (-1,8%) w trzecim kwartale 2000 r. W 2001 r. nastąpiło załamanie się tendencji powrotu gospodarki do równowagi, z kolejnym minimum na poziomie -0,8%. Ostatnie obserwacje wskazują jednak na stopniowe domykanie się luki popytowej.

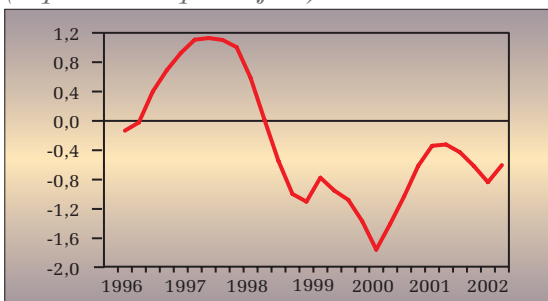
Porównanie układów opartych na funkcji produkcji (modele PF i PT-PF)

Pomimo odmiennego sposobu odfiltrowania danych z czynników sezonowych (intencje autorów zostały wyjaśnione w przypisie 9) oba oszacowane układy VECM oparte na funkcji produkcji (model PF i PT-PF) okazały się bardzo podobne, zarówno w sensie ekonometrycznym, jak i pod względem swoich własności. Odpowiednie testy statystyczne potwierdziły równość podstawowych parametrów obu modeli (por. tabela 4).

Elastyczność produkcji względem nakładu pracy wyniosła 0,55 w modelu PF i 0,49 w modelu PT-PF. Co ważniejsze, uzyskane oszacowania nie różnią się statystycznie od udziału kosztów związanych z zatrudnieniem w wartości dodanej brutto (wahającego się w badanym okresie pomiędzy 0,5 a 0,53), często stosowanego jako przybliżenie szukanej elastyczności. Kwartalne tempa wzrostu TFP (przy założeniu, że jest one stałe, aby móc przeprowadzić analizę w ramach procedury Johansena), wynoszące w obu przypadkach odpowiednio 1% i 0,9%, również nie różnią się statystycznie. Podobne wyniki daje również analiza szybkości dostosowań czynników produkcji do równowagi poprzez mechanizm korekty błędem. W obu układach produkt okazał się słabo egzogeniczny względem relacji kointegrującej.

Pomimo podobieństwa układów wynikowe szeregi czasowe luki popytowej (por. wykres 2 i 3) są różne, szczególnie od 2000 r. Jest to oczywiście wynik zastosowania odmiennych metod i przyjęcia innych założeń przy wyznaczeniu produktu potencjalnego. Pełne porównanie luk popytowych powinno być uzupełnione kolejnym wymiarem – strukturą czasową powiązań z inflacją, co zostanie uwzględnione w rozdziale 4.

Wykres 3 Luka popytowa modelu PT-PF (w procentach potencjału)



Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5 Wyniki testu pierwiastka jednostkowego

Zmienna	Statystyka ADF-GLS	Statystyka KPSS	Wniosek przy poziomie istotności 0,1
$\Delta \log(Y_t)$	-1,99**	0,09**	I(1)
$\Delta(r_t)$	-2,58**	0,25*	I(1)
$\Delta \log(C_t)$	-3,59** (trend)	0,12**	I(1)

* odrzucenie hipotezy zerowej przy poziomie istotności 0,1

** odrzucenie hipotezy zerowej przy poziomie istotności 0,05

Źródło: obliczenia własne.

Model PT-PIH

Zdecydowano się również przeprowadzić dekompozycję Yanga na modelu ekonometrycznym odmiennym w sensie teoretycznym od poprzednich podejść opartych na funkcji produkcji. Budowa modelu i charakter restrikcji długookresowych są zgodne z teorią konsumpcji, w szczególności z hipotezą dochodu permanentnego (PIH), chociaż model nie stanowi empirycznej weryfikacji hipotezy, zwłaszcza w jej silnej postaci (por. Hall, 1978). Opisywany układ składa się z trzech zmiennych, mierzonych kwartalnie (próbą obejmuje lata 1995–2002) i odsezonowanych za pomocą metody TRAMO/SEATS: realnego PKB, konsumpcji i krótkookresowej realnej stopy procentowej. Zmienne te są zintegrowane w stopniu pierwszym (por. tabela 5), co potwierdza zarówno test Dickeya-Fullera, jak i test KPSS. W przypadku PKB i konsumpcji występowanie pierwiastka jednostkowego w szeregach czasowych jest ekonomicznie uzasadnione (por. King, Plosser, Stock, Watson, 1991), natomiast w przypadku realnej stopy procentowej ekonomiczności mają odmiennie zdania.

Relacja długookresowa w tym systemie zdefiniowana jest jako stacjonarny i niezależny od stopy procentowej stosunek konsumpcji i produktu. Nałożenie na układ restrikcji eliminującej stopę procentową z relacji długookresowej (zweryfikowanej pozytywnie testem Walda przy poziomie prawdopodobieństwa równym 0,4) dało szacunek elastyczności konsumpcji względem produktu równy 1,0076. Potwierdza to hipotezę o stacjonarnym stosunku konsumpcji i PKB.

Wyniki testu Johansena rzędu kointegracji (por. tabela 6) wskazują na istnienie jednej relacji kointegrującej przy poziomie istotności 0,08. Potwierdzeniem występowania jednej relacji długookresowej jest analiza

wartości własnych układu VAR korespondującego z badanym systemem VECM. Dwie wartości własne są bliskie jedności (równe co do modułu 0,96). Pozostałe są znacznie mniejsze. Świadczy to o istnieniu w systemie dwóch wspólnych trendów stochastycznych, a zatem jednej relacji kointegrującej.

Analiza współczynników modelu przy mechanizmie korekty błędem pozwala wysnuć następujące wnioski:

- dostosowania konsumpcji do poziomu równowagi poprzez mechanizm korekty błędem są bardzo szybkie (wartość współczynnika równa -0,35) – więcej niż połowa dostosowań następuje po 2 kwartałach, natomiast 75% dostosowań po 3 kwartałach od wystąpienia nierównowagi;

- podobnie jak w przypadku poprzedniego systemu produkt jest słabo egzogeniczny (statystycznie nieistotny w dostosowaniu);

- następują również duże zmiany stopy procentowej, która bezpośrednio nie uczestniczy w mechanizmie korekty błędem, natomiast jej działanie przejawia się poprzez dynamikę krótkookresową układu.

Dynamika krótkookresowa układu została przybliżona trzecimi przyrostami zmiennych w systemie, co jest zgodne z kwartalną częstotliwością danych. Opierając się na testach mnożnika Lagrange'a autokorelacji reszt całego systemu można stwierdzić, że przyjęty rząd wielomianu opóźnień odpowiednio przybliżył dynamikę opisywanego zjawiska, eliminując ze składników losowych autokorelację (do rzędu 12. włącznie). Wszystkie swobodne wartości własne układu są mniejsze od jedności, zatem opisywany układ jest stabilny (następuje powrót zmiennych w układzie do ścieżek zrównoważonego wzrostu). Wartości współczynników determinacji dla poszczególnych równań układu są następu-

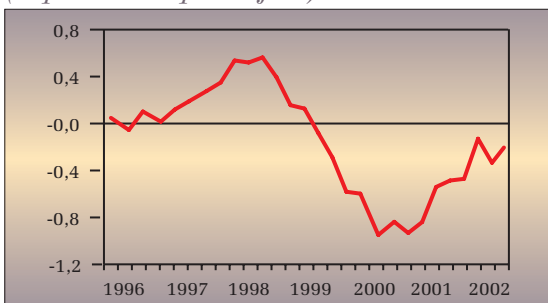
Tabela 6 Test kointegracji Johansena dla modelu PT-PIH

Hipoteza: liczba relacji kointegrujących	Wartość własna	Statystyka śladu	Statystyka maksymalnej wartości własnej
Brak	0,43	22,38*	15,80*
Co najwyżej jedna	0,21	6,58	6,51

* odrzucenie hipotezy zerowej przy poziomie istotności 0,1

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 4 Luka popytowa modelu PT-PIH (w procentach potencjału)



Źródło: obliczenia własne.

jące: 0,85 dla konsumpcji, 0,58 dla stopy procentowej i 0,77 dla PKB. Biorąc pod uwagę fakt modelowania dynamiki odpowiednich zmiennych, potwierdza to wysoki stopień dopasowania modelu do danych empirycznych.

Luka popytowa wygenerowana przez model PT-PIH (por. wykres 4) jest stacjonarna (zarówno testy ADF, jak i KPSS przy poziomie istotności równym 0,05 pozytywnie zweryfikowały hipotezę o stacjonarności luki). Jej przebieg czasowy jest podobny jak w przypadku luki otrzymanej w modelu PT-PF (por. wykres 3), jednak skala nierównowagi jest mniejsza (maksymalne odchylenie rzędu 1% PKB potencjalnego). Charakterystyczne są: moment zmiany znaku luki, przypadający na drugi kwartał 1999 r., minimum w 2000 r. i załamanie tendencji wzrostowej w 2002 r. Ostatnie obserwacje potwierdzają odnowienie tendencji do powrotu do poziomu równowagi.

4. Powiązania obliczonych luk popytowych z inflacją

Jednym z zastosowań luki popytowej jest wykorzystanie jej do oceny presji inflacyjnej w gospodarce. Modelowanie zależności inflacji od luki może być przeprowadzone zgodnie z modelem, zwanym powszechnie krzywą Phillipsa. Powyższa zależność istnieje, jeśli przedsiębiorcy ustalają ceny zgodnie z modelem Calvo (1983), co nie zostało przetestowane dla polskiej gospodarki. W dalszej analizie przyjęto, że taka zależność występuje. Ponadto, definicje potencjału przyjęte przy wyznaczaniu luki popytowej nie są tożsame na gruncie teoretycznym z krzywą Phillipsa w ujęciu neokeynesowskim, w którym produkt potencjalny jest osiągnięty przy braku sztywności. Założono, że pomimo braku ścisłej zgodności teoretycznej uzyskane luki mogą mieć wpływ na kształtowanie się procesów inflacyjnych. Wobec powyższych uwag, uzyskane w tym rozdziale wyniki należy traktować ostrożnie.

Istnieje kilka sposobów ilościowego określenia zależności opierającej się na krzywej Phillipsa. Jednym z

nich jest bezpośrednia estymacja zależności inflacji od luki popytowej. Nakłada ona jednakże ograniczenia *a priori* na schemat opóźnień oddziaływania luki na inflację (w celu przybliżenia części *forward-looking* w modelu teoretycznym). Sposobem na uniknięcie tego problemu jest przedstawienie współczynników korelacji pomiędzy bieżącą inflacją a opóźnioną w czasie luką, uporządkowanych według rosnącej „odległości czasowej” między obydwoma szeregami (*cross-correlations*).

Przy krótkich szeregach czasowych istotnym ograniczeniem stosowania *cross-correlations* do oceny siły i opóźnienia oddziaływania luki na inflację jest znaczący spadek precyzji estymatorów wraz ze wzrostem opóźnienia. Rozwiązaniem problemu może być sformułowanie opisu dwuwymiarowego procesu stochastycznego generującego dane dla luki popytowej i inflacji, a następnie wyznaczenie jego funkcji generującej kowariancję (por. Hamilton, 1994, s. 261-268). Normalizacja elementów tej funkcji daje teoretyczne związki korelacyjne w czasie pomiędzy badanymi szeregami czasowymi, implikowane przez własności procesu stochastycznego opisującego łączne kształtowanie się tych szeregów.

Innymi słowy, zakładamy że istnieje pewien dwuwymiarowy proces stochastyczny, który opisuje dynamikę luki popytowej i inflacji (w niniejszej pracy jest to proces VAR). W przypadku wielu procesów stochastycznych, m.in. w procesach typu VAR, możliwe jest analitycznie uzyskanie formuły opisującej wszystkie momenty drugiego rzędu danego procesu. Odpowiednikiem empirycznych *cross-correlations* są wówczas momenty mieszane drugiego rzędu, czyli elementy pozadiagonalne macierzy:

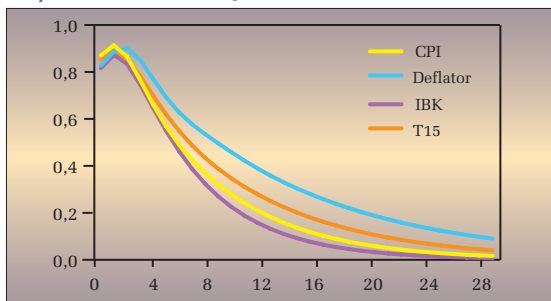
$$\Gamma_i = E \left[\left(y_t - E(y_t) \right) \left(y_{t-i} - E(y_{t-i}) \right)' \right],$$

gdzie E jest operatorem wartości oczekiwanej, y_t jest zaś wektorem badanych zmiennych (tutaj luki popytowej i inflacji).

Wykresy 5, 6 i 7 (na osiach poziomych oznaczono kwartalne opóźnienie luki względem danego wskaźnika inflacji) prezentują przebiegi teoretycznych współczynników korelacji między oszacowanymi lukami popytowymi a różnymi miernikami zmian cen, uzyskane przy przyjęciu procesu generującego dane typu VAR. Wszystkie wyestymowane układy są stabilne, cechują się brakiem autokorelacji (do rzędu 8. włącznie) oraz opisują zmienność elementów systemu w co najmniej 90%. Zdecydowano się na użycie czterech mierników rocznej inflacji¹¹:

¹¹ Warto nadmienić, że na gruncie empirycznym trudno jest określić miarę inflacji odpowiadającej mechanizmowi krzywej Phillipsa (w szczególności część zmienności wskaźników cen spowodowana jest zmianami cen względnych, czego krzywa Phillipsa nie opisuje).

Wykres 5 Korelacje - model PF



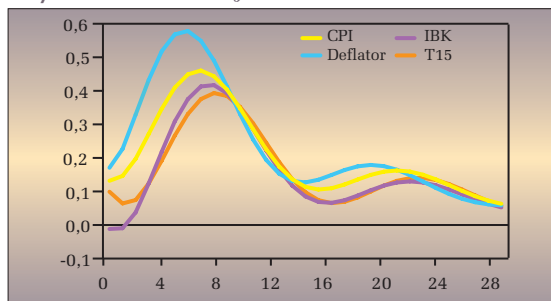
Źródło: obliczenia własne.

- wskaźnika cen konsumenta CPI,
- deflatora PKB,
- inflacji bazowej po wyłączeniu cen kontrolowanych (IBK),
- 15-procentowej średniej obciętej (T15), czyli miernika, który wyłącza z koszyka dóbr tworzących indeks CPI po 15% cen najbardziej i najmniej zmiennych.

Teoretyczne korelacje korespondujące z modelem szacującym produkcję potencjalną metodą funkcji produkcji (PF) wskazują na silne powiązanie generowanej przez niego luki popytowej z rozpatrywanymi miarami inflacji (por. wykres 5). Maksimum oddziaływania przypada po upływie jednego kwartału w przypadku inflacji CPI, IBK i T15 oraz dwóch kwartałów dla deflatora PKB. Silne skorelowanie luki z inflacją (powyżej 0,5) utrzymuje się przez około półtora roku, jednak w przypadku deflatora PKB wpływ ten jest widoczny do dwóch lat. Wskazuje to na relatywnie wysoką trwałość oddziaływania popytowych czynników generujących presję inflacyjną w gospodarce.

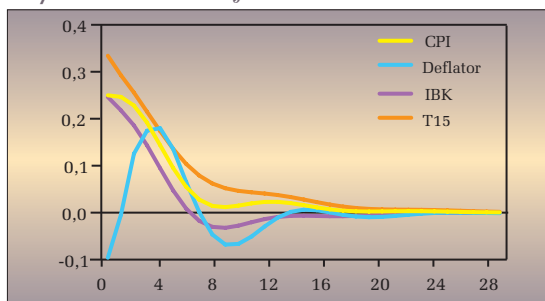
Interakcje pomiędzy luką popytową uzyskaną z modelu PT-PF a inflacją są zdecydowanie słabsze. Inna jest też struktura czasowa powiązań (por. wykres 6). W przypadku średniej obciętej T15 i inflacji bazowej IBK maksimum oddziaływania przypada w bieżącym kwartale i wraz z rosnącym opóźnieniem stopniowo zanika. Maksymalny wpływ na CPI osiągany jest po pierwszym

Wykres 7 Korelacje - model PT-PIH



Źródło: obliczenia własne.

Wykres 6 Korelacje - model PT-PF



Źródło: obliczenia własne.

kwartale i również bardzo szybko maleje. Schemat powiązań czasowych pomiędzy luką a deflatorem PKB ma odmienny charakter, jednak uzyskane korelacje są bardzo niskie i prawdopodobnie statystycznie nieistotne. Należy zaznaczyć, że wartości współczynników korelacji obliczone dla pozostałych miar inflacji są także dosyć niskie, w związku z czym wnioskowanie na podstawie modelu PT-PF może być nieuprawnione.

W przypadku modelu PT-PIH (por. wykres 7) wartości współczynników korelacji są umiarkowane, jednak struktura czasowa powiązań pomiędzy luką a różnymi miarami inflacji jest odmienna. Najsilniejsze i najszybsze powiązanie występuje w przypadku inflacji mierzonej deflatorem PKB. We wszystkich przypadkach maksima oddziaływań następują po 5-8 kwartałach. Przebieg czasowy powiązań luki z pozostałymi trzema wskaźnikami inflacji jest bardzo zbliżony, z maksymalną wartością współczynników korelacji wynoszącą około 0,4.

Uzyskana struktura opóźnień nie jest zgodna z badaniami empirycznymi dla krajów UE. Zgodnie z tymi badaniami, opóźnienie to nie przekracza jednego roku (por. Coenen, Wieland, 2000). Jedną z przyczyn może być fakt (zasygnalizowany wcześniej), że definicja produktu potencjalnego w modelu PT-PIH nie jest tożsama z definicją używaną przy wyprowadzeniu neoklasyckiej krzywej Phillipsa. Jeśli jednak przyjąć, że tak duże opóźnienie luki popytowej względem inflacji w modelu jest zgodne z rzeczywistością, to kształtowanie się luki z modelu PT-PIH będzie miało wpływ na inflację z co najmniej rocznym opóźnieniem.

5. Podsumowanie

Zaprezentowane alternatywne metody szacowania luki popytowej różnią się pod względem koncepcji i sposobu obliczenia. Potencjalny PKB estymowany na podstawie funkcji produkcji odzwierciedla podażową stronę gospodarki, czyli poziom PKB przy długookresowych nakładach czynników wytwórczych. Z kolei metody

oparte na dekompozycji PKB na składnik trwały i cykliczny wykorzystują długookresowe relacje pomiędzy agregatami makroekonomicznymi i prowadzą do potencjalnego PKB będącego efektem skumulowanych szoków o trwałym charakterze.

Nie jest więc zaskoczeniem, że wykorzystane alternatywne metody prowadzą do różnych oszacowań luki popytowej. Otrzymane luki nie są równoważne w sensie teoretycznym, zatem odmienna jest struktura ich związków czasowych z inflacją. Kształtowanie się luk oraz przeprowadzona analiza powiązań (pod warunkiem istnienia w polskiej gospodarce zależności opisywanej przez krzywą Phillipsa i możliwości zastosowania w niej otrzymanych luk) wskazują na brak presji inflacyjnej od strony popytowej, który może się utrzymać co najmniej do końca 2003 r. Ze względu na stosunkowo silne założenia poczynione w trakcie estymacji oraz analizy związków czasowych otrzymanych luk z inflacją przy wyciąganiu wniosków na ich podstawie powinno się zachować ostrożność.

Aneks

Szacunek środków trwałych w gospodarce polskiej¹²

Do oszacowania produkcji potencjalnej według podejścia przedstawionego w rozdziale 2. i 3. konieczny jest szereg czasowy kwartalnych danych o realnym poziomie środków trwałych brutto w polskiej gospodarce. Dane takie nie są publikowane przez GUS, nie można ich także uzyskać w sposób pośredni poprzez przekształcenie danych dostępnych. Pożądany szereg może więc być wygenerowany jedynie w drodze szacunków i przybliżeń opartych na dostępnej statystyce GUS, która w zakresie poświęconym środkom trwałym obejmuje m.in. (dane roczne):

- 1) wartość brutto środków trwałych w bieżących cenach ewidencyjnych, przez które rozumie się, w zależności od daty przekazania do eksploatacji, wartość środków trwałych w cenach odtworzenia, nabycia lub wytworzenia,
- 2) wartość brutto środków trwałych w cenach stałych,
- 3) wartość netto środków trwałych w bieżących cenach rynkowych (dane z rachunków narodowych).

Powyższe kategorie cechuje brak spójności wewnętrznej oraz zewnętrznej. W pierwszym przypadku jest to spowodowane dokonywanymi aktualizacjami wyceny (dotyczy wartości brutto środków trwałych w bieżących cenach ewidencyjnych). Brak porównywalności jest natomiast skutkiem dokonania przez GUS szacunku wartości netto środków trwałych w „szarej gospodarce” w przypadku danych pochodzących z rachunków narodowych.

Ponadto GUS publikuje następujące dane o ruchu środków trwałych (dane roczne):

1) wartość brutto środków trwałych uzyskanych z działalności inwestycyjnej w bieżących cenach ewidencyjnych,

2) wartość brutto środków trwałych zlikwidowanych w bieżących cenach ewidencyjnych.

O ile jednak dane o środkach trwałych uzyskanych mogą posłużyć do wyznaczenia stanu środków trwałych, o tyle wartość użytkowa danych o środkach trwałych zlikwidowanych jest znikoma. Zastosowanie ich wymagałoby znajomości średniego ważonego okresu użytkowania likwidowanych środków trwałych, co umożliwiłoby zastosowanie deflatora w celu sprowadzenia ich wartości do poziomu wynikającego z cen bieżących okresu, w którym środek trwały jest likwidowany.

Ze względu na zasygnalizowane problemy uzyskanie spójnego szeregu kwartalnych danych o realnej wielkości środków trwałych w gospodarce polskiej nie może być dokonane w sposób jednoznaczny i nie budzący wątpliwości. Dlatego zaproponowaną metodę traktować należy jako jedną z prób oszacowania środków trwałych w Polsce.

Pierwszym i jednocześnie najbardziej problematycznym krokiem jest rozbitcie rocznych danych o środkach trwałych uzyskanych z działalności inwestycyjnej na dane kwartalne. W tym celu posłużono się danymi o nakładach brutto na środki trwałe w gospodarce narodowej publikowanymi przez GUS w odstępach kwartalnych.

Suma kwartalnych nakładów z rachunków narodowych różni się od odpowiadających im rocznych nakładów na środki trwałe publikowanych przez GUS w rocznikach statystycznych. Spowodowane jest to faktem, że w rachunkach narodowych uwzględnia się również nakłady ponoszone na remonty środków trwałych oraz przyrost wartości niematerialnych i prawnych¹³. Dokonano proporcjonalnej korekty nakładów kwartalnych, której konsekwencją jest założenie o stałości stosunku wartości remontów oraz przyrostu wartości niematerialnych i prawnych do nakładów inwestycyjnych ogółem w ciągu kwartałów danego roku. Przyjęcie takiego założenia podyktowane było brakiem przesłanek co do alternatywnego rozkładu remontów oraz przyrostu wartości niematerialnych i prawnych pomiędzy kwartałami.

Rozbitcia rocznych danych o środkach trwałych uzyskanych z działalności inwestycyjnej na dane kwartalne dokonano zgodnie ze zmodyfikowaną wersją metody *perpetual inventory* według wzoru:

$$PI_r = \sum_{t \in T} \sum_{i=0}^1 \lambda_i NI_{t-i} \quad (1)$$

¹² Ta część artykułu powstała jako wynik pracy zespołu kierowanego przez prof. Romana Sawińskiego (NBP).

¹³ Por. Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2002, s. 547-548.

gdzie:

PI_r – środki trwałe przejęte z inwestycji w roku r ,
 NI_{t-i} – skorygowane kwartalne nakłady inwestycyjne sprzed i kwartałów,

λ_i – waga przy opóźnieniu i (interpretowana jako część nakładów inwestycyjnych poniesionych przed i okresami, która zmaterializuje się w inwestycjach oddanych do użytku w okresie bieżącym),

I – maksymalna długość cyklu inwestycyjnego (maksymalna liczba kwartałów, po których nakład inwestycyjny staje się środkiem trwałym),

T_r – zbiór indeksów t kwartałów należących do tego samego roku,

$$\lambda_i \geq 0 \text{ dla } i = 0, 1, \dots, I \text{ oraz } \sum \lambda_i = 1.$$

Wagi λ_i nie są oczywiście znane. Ponadto ze względów praktycznych (krótkie szeregi czasowe) maksymalny okres przekształcenia nakładu inwestycyjnego w środek trwały nie może być zbyt długi. Nie należy się więc spodziewać, że istnieje taki zestaw wag λ_i , który zapewniłby spełnienie równania dla każdego roku t . Ustalenie wag nie może więc nastąpić poprzez rozwiązanie układu równań określonych przez (1) dla $r = 1, 2, \dots, R$.

Standardowym sposobem wyznaczenia wag jest estymacja oparta na rozkładzie hipergeometrycznym, zwanym rozkładem Koycka (por. Koyck, 1954), lub rozkładzie wielomianowym, zwanym rozkładem Almon (por. Almon, 1965)¹⁴. Według autorów, podejścia te obciążone są jednak zbyt mocnymi restrykcjami i w niniejszym artykule nie zostały zastosowane. Oszacowanie wag uzyskano poprzez minimalizację formuły:

$$L(\lambda_0, \lambda_1, \dots, \lambda_I) = \sum_{r=1}^R \left(PI_r - \sum_{t \in T_r} \sum_{i=0}^I \lambda_i NI_{t-i} \right)^2 \quad (2)$$

na zbiorze Λ określonym przez założenia co do rozkładu wag dla poszczególnych typów nakładów inwestycyjnych, zdefiniowane w dalszej części artykułu.

W statystykach GUS dostępne są roczne dane o wartości brutto środków trwałych uzyskanych z działalności inwestycyjnej w bieżących cenach ewidencyjnych w rozbiu na cztery grupy:

- budynki i budowle,
- maszyny, urządzenia techniczne i narzędzia,
- środki transportu,
- pozostałe środki trwałe¹⁵.

Przyjęto następujące założenia o charakterze ekonomiczno-technologicznym:

- maksymalny okres, po którym nakłady inwestycyjne stają się środkiem trwałym wynosi 6 kwartałów ($I = 6$),
- nakłady na środki transportu powiększają środki trwałe w bieżącym okresie,

– nakłady na pozostałe środki trwałe powiększają środki trwałe po maksymalnym okresie, a więc po 6 kwartałach,

– nakłady na maszyny, urządzenia techniczne i narzędzia zwiększają stan środków trwałych w bieżącym kwartale (co najwyżej 50%) oraz w dwóch kolejnych kwartałach w malejącej proporcji (w drugim kwartale co najmniej 10%),

– rozkład nakładów na budynki i budowle jest dyskretną wersją symetrycznego rozkładu trójkątnego z maksymalną wagą po 3 kwartałach (co najmniej 20%) oraz minimalną w bieżącym kwartale i po 6 kwartałach (co najmniej 10%).

Formalnie zbiór Λ z uwzględnieniem podziału środków trwałych na kategorie można zapisać następująco:

$$\Lambda = \left\{ (\lambda_0, \lambda_1, \dots, \lambda_6) : \lambda_i = \sum_{k=1}^4 w_k \lambda_{ik}, \lambda_{0,3} = 1, \lambda_{6,4} = 1, \lambda_{0,3} \leq 0,5, \lambda_{2,3} \geq 0,1, \lambda_{3,1} \geq 0,2, \lambda_{0,1} = \lambda_{6,1} \geq 0,1, \lambda_{2,1} = \lambda_{4,1}, \lambda_{1,1} = \lambda_{5,1}, \lambda_{0,1} = \lambda_{6,1}, \lambda_{3,1} - \lambda_{2,1} = \lambda_{2,1} - \lambda_{1,1} = \lambda_{1,1} - \lambda_{0,1}, \lambda_{ik} \geq 0, \sum_{i=0}^6 \lambda_{ik} = 1, k = 1, 2, 3, 4 \right\} \quad (3)$$

gdzie indeks k odpowiada kolejnym kategoriom środków trwałych, w_k stanowią średnie udziały k -tej kategorii w ogólnej wartości brutto środków trwałych przejętych z inwestycji.

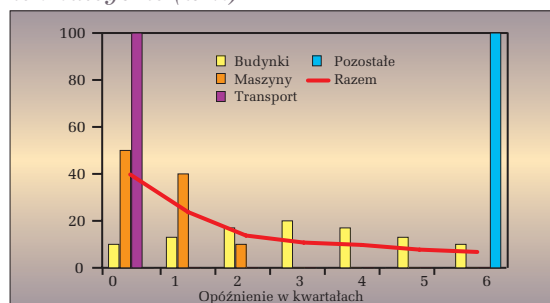
Uzyskany rozkład wag przedstawiono na wykresie 8.

Kwartalny szereg wartości brutto środków trwałych uzyskanych z działalności inwestycyjnej można wykorzystać wykorzystując oszacowane wagi według wzoru:

$$PI_t = \sum_{i=0}^I \lambda_i NI_{t-i} \quad (4)$$

Ostatnim krokiem niezbędnym do zamknięcia bilansu ruchu środków trwałych brutto jest oszacowanie wartości środków trwałych likwidowanych w poszczególnych kwartałach. Jak już wspomniano, dane publikowane przez GUS w tym zakresie nie mogą być wykorzystane. Przyjęto więc, że wartość środków trwałych ulegających likwidacji w danym okresie jest proporcjonalna do istniejącego zasobu kapitału. Wobec braku przesłanek co do rozkładu współczynnika likwidacji w

Wykres 8 Wagi dla nakładów inwestycyjnych na środki trwałe ogółem i poszczególne ich kategorie (w %)



Źródło: obliczenia własne.

¹⁴ Omówienie i zastosowanie np. w pracy: W. Welfe, A. Welfe (1996).

¹⁵ Na pozostałe środki trwałe składają się zasadzenia wieloletnie, melioracje szczegółowe i inwentarz żywy (stado podstawowe). Por. Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2002, s. 521.

poszczególnych kwartałach przyjęto, że jest on stały dla danego roku kalendarzowego. Równanie ruchu realnej wartości środków trwałych dla kwartału dla $t \in T_T$ można więc zapisać następująco:

$$K_t = \alpha_r K_{t-1} + d_t PI_t \quad (5)$$

gdzie:

K_t – wartość brutto środków trwałych w cenach stałych na koniec kwartału,

α_r – współczynnik likwidacji,

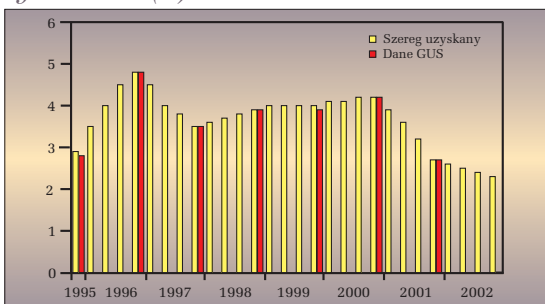
d_t – deflator środków trwałych przejętych z inwestycji, za który przyjęto deflator nakładów inwestycyjnych z rachunków narodowych (średnia 2000 r. = 1).

Ze względu na postać bazową deflatora nakładów inwestycyjnych konieczne jest wyrażenie generowanego szeregu wartości brutto środków trwałych także w średnich cenach roku 2000. W tym celu za średnią wartość środków trwałych brutto w 2000 r. przyjęto średnią arytmetyczną wartości środków trwałych na koniec 1999 r. i 2000 r. Ponieważ otrzymana wartość jest jednocześnie średnią ze wszystkich kwartałów 2000 r., wykorzystując równanie (5) można wyrazić wartość brutto środków trwałych w pierwszym kwartale 2000 r. za pomocą PI_t oraz α_r z odpowiednimi indeksami.

Parametry α_r podlegają oszacowaniu na podstawie procedury optymalizacyjnej skonstruowanej tak, aby uzyskiwana wartość rocznej dynamiki środków trwałych brutto w cenach stałych były zgodne z danymi publikowanymi przez GUS. W zależności od roku ich wartości wahają się od 98,5% do 99,5%.

Roczną dynamikę (środki trwałe brutto na koniec kwartału w porównaniu z analogicznym kwartałem poprzedniego roku) uzyskano na podstawie wygenerowanego szeregu przedstawiono na wykresie 9.

Wykres 9 Roczna dynamika środków trwałych brutto (%)



Źródło: dane GUS i obliczenia własne.

Aneks matematyczny – dekompozycja PT Yanga (1998)

Rozważmy n -wymiarowy proces stochastyczny $\{x_t\}$ i jego reprezentację w postaci p -wymiarowego procesu mechanizmu wektorowej korekty błędem VECM:

$$\Delta x_t = \delta + \theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Pi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

gdzie:

$\Delta = 1 - L$ – przyrost (L to operator opóźnienia),

δ – wektor części deterministycznej modelu,

θ i Π_i – macierze parametrów,

ε_t – wektor składników losowych poszczególnych równań z macierzą wariancji i kowariancji Ω .

Estymacja tego układu może być przeprowadzona za pomocą metody największej wiarygodności Johansena (1988, 1991). W przypadku istnienia r relacji kointegracyjnych w układzie istnieją macierze α i β o wymiarach ($n \times r$) takie, że $\theta = \alpha\beta'$. Kolumny macierzy β stanowią parametry wiążące w długim okresie zmienne w systemie, natomiast elementy macierzy α wyrażają sposób reakcji systemu na nierównowagę, która wystąpiła w poprzednim okresie. Wartości parametrów zawartych w macierzy β (zwanej macierzą dostosowań) powinny „przyciągać” zmienne w systemie do ścieżki długookresowych zależności, danych przez $\beta'x_t$ $\beta'x_t$. Definiując $\Pi(L) = I_n - \sum_{i=1}^p \Pi_i L^i$ oraz $A(L) = \Pi(L)(1-L) + \theta L$, możemy przedstawić układ typu VECM w postaci korespondującego z nim układu VAR: $A(L)x_t = \delta + \varepsilon_t$.

Jeśli wektor x_t składa się ze zmiennych $I(1)$, jego przyrosty mają, na podstawie twierdzenia Walda o dekompozycji, reprezentację w postaci nieskończonej średniej ruchomej VMA (obrazuje ona, jak przeszłe szoki systemu wpływają na bieżącą wartość badanych zmiennych):

$$\Delta x_t = C(L)(\delta + \varepsilon_t) = \mu + \varepsilon_t + C_1 \varepsilon_{t-1} + C_2 \varepsilon_{t-2} + \dots \quad (2)$$

gdzie $C^{(1)} = \sum_{i=0}^{\infty} C_i$ jest sumą macierzy mnożników krótkookresowych, część deterministyczna jest równa $\mu = C(1)\delta$, natomiast wielomian macierzowy względem operatora L ma postać $c(L) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i L^i$ z wprowadzoną normalizacją $C(0) = I_n$.

Engle i Granger (1987) pokazali, że definiując $c(L) = (c(L) - c(1)(1-L)^{-1})$ równanie (2) można przedstawić jako:

$$\Delta x_t = C(L)(\delta + \varepsilon_t) = \mu + C(1)\varepsilon_t + C^*(L)\Delta \varepsilon_t \quad (3)$$

W przypadku, gdy macierz $C(1)$ ma rząd k , gdzie $k < n$, w systemie istnieje $r = n - k$ relacji kointegracyjnych (długookresowych zależności pomiędzy zmiennymi budującymi układ). Wtedy $C(1)$ można zdekomponować na dwie macierze: h oraz g , o pełnym rzędzie i wymiarach ($n \times k$) na podstawie wzoru: $C(1) = hg'$. Widoczne jest, że istnieje jedynie k liniowych kombinacji zaburzeń mających trwały wpływ na x_t . Te liniowe kombinacje zaburzeń ($g'\varepsilon_t$) to szoki o charakterze permanentnym. Podział przedstawiony równaniem (3) równoznaczny jest zatem z dekompozycją wielomianu macie-

rzowego $C(L)$ na część długookresową $C(1)$ oraz część opisującą dostosowania krótkookresowe $C^*(L)\Delta\epsilon_t$.

Johansen (1992) pokazał, że $C(1) = \beta_+ (\alpha_+^T (I - \sum_{i=1}^p \Pi_i) \beta_+)^{-1} \alpha_+^T$, gdzie α_+ i β_+ są dopełnieniami ortogonalnymi¹⁶ macierzy α i β , o wymiarach $(n \times n - r)$. Równanie (3) można zatem przedstawić w następujący sposób:

$$\Delta x_t = \mu + \beta_+ \left(I_n - \sum_{i=1}^p \Pi_i \right) \beta_+^{-1} \alpha_+^T \epsilon_t + C^*(L) \Delta \epsilon_t \quad (4)$$

gdzie: $\alpha_+^T \epsilon_t$ tworzy grupę szoków o permanentnym charakterze, a macierz $\beta_+ (\alpha_+^T (I - \sum_{i=1}^p \Pi_i) \beta_+)^{-1}$ stanowi długookresową odpowiedź systemu na zaburzenia losowe o jednostkowej wartości.

Aby wyznaczyć części zmiennych tworzących wektor x_t , które powstały przez działanie czynników permanentnych łącznie z dostosowaniami krótkookresowymi, a nie tylko długookresowy efekt ich działania (czyli $\beta_+ (\alpha_+^T (I - \sum_{i=1}^p \Pi_i) \beta_+)^{-1}$), należy wyznaczyć powiązanie między szokami¹⁶ długookresowymi $\alpha_+^T \epsilon_t$, a reprezentacją MA (wzór (2)) wektora Δx_t (Yang, 1998). W tym celu komponent stochastyczny $C(L) \epsilon_t$ w równaniu (2) może być podzielony na 2 składniki, z których jeden jest związany z grupą szoków permanentnych $\alpha_+^T \epsilon_t$:

$$C(L) \epsilon_t = C(L) \bar{\alpha}_+ \cdot \alpha_+^T \epsilon_t + C(L) \bar{\gamma} \cdot \gamma^T \epsilon_t \quad (5)$$

gdzie γ jest dowolną macierzą wymiaru $(n \times r)$ taką, że macierz $[\alpha_+ \ \gamma]$ jest macierzą odwracalną¹⁷ i zachodzi: $[\bar{\alpha}_+ \ \bar{\gamma}] = \{[\alpha_+ \ \gamma]^{-1}\}^{-1}$.

Reprezentacja (5) zakłada więc, że mnożniki związane zarówno z zaburzeniami permanentnymi, jak i tymczasowymi są kombinacją liniową podstawowych mnożników modelu (3). Dynamiczny wpływ zaburzeń na x_t zostaje więc podzielony na wynikający z szoków długookresowych i przejściowych. Dekompozycja zależy jednak od doboru macierzy γ . Zakładając, że szoki o trwałym charakterze $\alpha_+^T \epsilon_t$ oraz szoki przejściowe $\gamma^T \epsilon_t$ są ortogonalne względem siebie, co jest pożądane w interpretacji analizy mnożnikowej, dostajemy następujące równanie identyfikujące macierz γ tworzącą krótkookresowe składowe zaburzeń działających na wektor x_t :

$$\gamma = \alpha - \alpha_+ (\alpha_+^T \Omega \alpha_+)^{-1} \alpha_+^T \Omega \alpha \quad (6)$$

Długookresowe składowe wektora x_t mogą być zatem wyznaczone w następujący sposób, jako część deterministyczna powiększona o cały komponent stochastyczny związany z zaburzeniami permanentnymi:

$$x_t^* = \mu + \left(C(L) \bar{\alpha}_+ \right) \alpha_+^T \epsilon_t \quad (7)$$

x_t^* jest zatem zdefiniowany jako ta część x_t , na którą miały wpływ wyłącznie zaburzenia o charakterze długookresowym.

Dekompozycja wzrostu potencjalnego PKB w Polsce

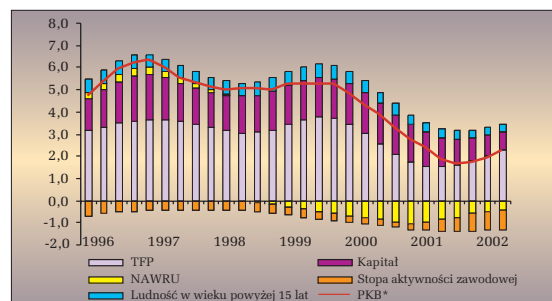
Jedną z zalet metody szacowania luki popytowej opartej na funkcji produkcji jest możliwość obliczenia na jej podstawie wkładu poszczególnych czynników we wzroście potencjalnego PKB. Definiując stopę aktywności zawodowej jako udział pracujących w liczbie ludności powyżej 15. roku życia i wykorzystując oszacowaną funkcję produkcji, stopę wzrostu potencjalnego PKB można zdekomponować na pięć czynników według wzoru:

$$\Delta \log(PKB^*) = \Delta \log(TFP^*) + 0,55 \Delta \log(\bar{L}) + 0,55 \Delta \log(s) + 0,55 \Delta \log(1 - NAWRU) + 0,45 \Delta \log(K)$$

gdzie: \bar{L} oznacza ludność w wieku powyżej 15 lat, natomiast s - stopę aktywności zawodowej powyżej zdefiniowaną.

Na podstawie wykresu 3 można stwierdzić, że główną siłą napędową długookresowego wzrostu PKB w Polsce w latach 1995-2002 była zwiększająca się łączna wydajność czynników wytwórczych. W każdym kwartale analizowanego okresu udział TFP we wzroście potencjalnego PKB przekraczał 60%, a w 2002 r. nawet 90%. W latach 1995-2002 dzięki wzrostowi TFP potencjalny PKB rósł średnio rocznie o około 2,9 punktu procentowego. Przez cały rozpatrywany okres dodatni był także wkład przyrostu kapitału oraz wzrostu populacji w wieku powyżej 15 lat i wynosił średnio 1,6 oraz 0,6 punktu procentowego. Dekompozycja ukazuje niekorzystne tendencje na polskim rynku pracy. Wskutek utrzymującego się spadku stopy aktywności zawodowej długookresowe tempo wzrostu PKB traciło średnio 0,5 punktu procentowego rocznie. Od końca 1998 r. w Polsce rósł poziom bezrobocia NAWRU, zmniejszając w tym okresie wzrost potencjalnego PKB średnio o 0,6 punktu procentowego rocznie.

Wykres 10 Dekompozycja wzrostu potencjalnego PKB (r/r) w Polsce (%)



Źródło: opracowanie własne.

¹⁶ Dopełnieniem ortogonalnym macierzy α o wymiarach $(n \times r)$ nazywamy macierz α_+ o wymiarach $(n \times n - r)$, spełniającą następującą zależność: $\alpha^T \alpha_+ = 0$. Jest to macierz, której kolumny stanowią bazę podprzestrzeni ortogonalnej wobec podprzestrzeni liniowej rozpiętej na wektorach tworzących kolumny macierzy α .

¹⁷ Powyższy układ równań jest równoważny z układem: $\bar{\alpha}_+ \cdot \alpha_+^T + \bar{\gamma} \cdot \gamma^T = I_n$.

Bibliografia

1. S. Almon (1965): *The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures*. *Econometrica* 33.
2. P. Artus (1977): *Measures of potential output in manufacturing for eight industrial countries, 1955-78*. IMF Staff Papers No. 24.
3. S. Beveridge, C.R. Nelson (1981): *A new approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Component with Particular Attention to Measurement of the 'Business Cycle'*. "Journal of Monetary Economics" 7, s. 151-174.
4. O.J. Blanchard, D. Quah (1989): *The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances*. "The American Economic Review" 79(4), s. 655-673.
5. BRE Bank SA (2002): *Ile bezrobocia bez przyspieszania inflacji, czyli próba oszacowania NAIRU dla polskiej gospodarki*. „Miesięczny Przegląd Makroekonomiczny”, kwiecień.
6. G.A. Calvo (1983): *Staggered Contracts in a Utility-Maximizing Framework*. "Journal of Monetary Economics" No. 12, s. 383-398.
7. F. Canova (1993): *Detrending and business cycle facts*. CEPR Discussion Paper No. 782.
8. O. Chagny, J. Döpke (2001): *Measures of the Output Gap in the Euro-Zone: An Empirical Assessment of Selected Methods*. Working Paper No. 1053, Kiel Institute of World Economics.
9. R. Clarida, J. Gali, M. Gertler (2000): *Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and some Theory*. "Quarterly Journal of Economics" 115, s. 147-180.
10. J.H. Cochrane (1994): *Permanent and Transitory Components of GNP and Stock Prices*. "Quarterly Journal of Economics" 109, s. 241-265.
11. G. Coenen, V. Wieland (2000): *A Small Estimated Euro Area Model with Rational Expectations and Nominal Rigidities*. ECB Working Paper No. 30.
12. C. Duspquier, A. Guay, P. St-Amant (1999): *A Survey of Alternative Methodologies for Estimating Potential Output and the Output Gap*. "Journal of Macroeconomics" 21, s. 577-595.
13. J. Elmeskov (1993): *High and persistent unemployment: assessment of the problem and its causes*. OECD Economics Department Working Paper No. 132.
14. R. Engle, C. Granger (1987): *Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*. "Econometrica" 35, s. 251-276.
15. G. Evans, L. Reichlin (1994): *Information, forecasts and measurement of the business cycle*. "Journal of Monetary Economics" 33, s. 233-254.
16. C. Giorno, P. Richardson, D. Roseveare, P. van den Noord (1995): *Estimating potential output, output gaps structural budget balances*. OECD Economics Department Working Paper No. 152.
17. R.J. Gordon (1984): *Unemployment and the Growth of Potential Output in the 1980s*, Brookings Papers on Economic Activity No. 15(2).
18. Z. Griliches, J. Maires (1995): *Production Functions: The Search for Identification*, NBER Working Paper No. 5067.
19. R.E. Hall (1978): *Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence*. "Journal of Political Economy" 86.
20. J.D. Hamilton (1994): *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
21. R. Hodrick, E. Prescott (1980): *Post-war US business cycles: an empirical investigation*. Working Paper, Carnegie Mellon University.
22. S. Johansen (1988): *Statistical analysis of cointegrating vectors*. "Journal of Economic Dynamics and Control" 12, s. 231-254.
23. S. Johansen (1991): *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressions*. "Econometrica" 59.
24. R.G. King, C.I. Plosser, J.H. Stock, M.W. Watson (1991): *Stochastic Trends and Economic Fluctuations*. "The American Economic Review" 81(4), s. 819-839.
25. L.M. Koyck (1954): *Distributed Lags and Investment Analysis*. North-Holland, Amsterdam.
26. E. Kwiatkowski (2002): *Bezrobocie. Podstawy teoretyczne*. Warszawa PWN.
27. R. Layard, S. Nickell, R. Jackman (1991): *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*. Oxford University Press.
28. M. Lippi, L. Reichlin (1994): *Diffusion of technical change and the decomposition of output into trend and cycle*. "Review of Economic Studies" 61, s. 19-30.
29. A. Okun (1962): *Potential GNP: Its Measurement and Significance*. American Statistical Association, Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, Washington.

30. A. Orphanides, S. van Norden (2002): *The Unreliability of Output-gap Estimates in Real Time*. "The Review of Economics and Statistics" 84 (4), s. 569-583.
31. E.C. Prescott (1997): *Needed: A Theory of Total Factor Productivity*. Federal Reserve Bank of Minneapolis.
32. *Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2002*. Warszawa GUS.
33. M. Rõõm (2001): *Potential Output Estimates for Central and East European Countries Using Production Function Method*. Working Papers of Eesti Pank No. 2.
34. Ch. Schumacher (2002): *Forecasting Trend Output in the Euro Area* "Journal of Forecasting" 21.
35. D. Staiger, J.H. Stock, M.W. Watson (1996): *How precise are estimates of the natural rate of unemployment?* NBER Working Paper No. 5477.
36. J.B. Taylor (1993): *Discretion versus Policy Rules In Practice*. Carnegie-Rochester Series on Public Policy 39, s. 195-214.
37. W. Welfe, A. Welfe (1996): *Ekonometria stosowana*. Warszawa PWE.
38. M. Yang (1998): *On identifying permanent and transitory shocks in VAR models*. "Economic Letters" 58, s. 171-175.
39. J. Zięba (2003): *Długo- i krótkookresowa składowa Produktu Krajowego Brutto według metody Blancharda i Quaha*. Narodowy Bank Polski, Materiały i Studia, zeszyt nr 155.
40. E. Żółtowska (1997): *Funkcje produkcji, teoria, estymacja, zastosowania*. Uniwersytet Łódzki.