

Barbara DOEBELI*
Marcin KOLASA*

Rola zmian cen dóbr handlowych we wzroście dochodu krajowego Polski, Czech i Węgier

Wstęp

W grupie trzech największych krajów, które przystąpiły niedawno do UE, Polska wyraźnie przoduje pod względem wzrostu gospodarczego w latach 1995-2002. Średnia roczna stopa wzrostu realnego produktu krajowego brutto (PKB) wyniosła w Polsce w tym okresie 4,4% i była o 0,8 pkt. proc. wyższa niż na Węgrzech oraz o 2,3 pkt. proc. wyższa niż w Czechach. W przypadku realnego dochodu krajowego różnice te okazały się jednak znacznie mniejsze.

W niniejszym opracowaniu zajmiemy się koncepcją tych dwóch wskaźników oraz znaczeniem *terms of trade* w przypadku każdego z nich. Stosowany zwykle do mierzenia zmian PKB indeks Laspeyresa, podobnie jak indeks Törnqvista, traktuje *terms of trade* jako zjawisko cenowe. Zgodnie z pracami [Diewerta i Morrisona, 1986] oraz [Kohliego, 1990, 1991] można jednak uznać, że w warunkach poprawy *terms of trade* kraj osiąga lepsze wyniki gospodarcze. Tak więc zmiany *terms of trade*, podobnie jak wzrost produktywności, przekładają się na realne efekty.

W ramach niniejszego opracowania zmiany *terms of trade* traktowane są jako czynnik wzrostu PKB w kategoriach realnych, nie zaś cenowych. Wraz z czterema innymi realnymi czynnikami – zmianami technologicznymi (wzrostem produktywności), wzrostem nakładów pracy i kapitału oraz efektem salda bilansu handlowego – zmiany *terms of trade* składają się na zmiany realnego dochodu krajowego. Podczas gdy realny dochód krajowy decyduje o poziomie spożycia, co z kolei wpływa na użyteczność, tradycyjnie mierzony realny PKB jest związany raczej z możliwościami produkcyjnymi. Realny dochód krajowy jest więc lepszym miernikiem dobrobytu niż realny PKB.

Nasze szacunki wskazują, że po uwzględnieniu zmian *terms of trade* średni wzrost dochodu krajowego w Polsce w latach 1995-2002 był prawie taki sam, jak na Węgrzech i tylko o 0,8 pkt. proc. wyższy niż w Czechach. We wszystkich trzech krajach głównymi czynnikami wzrostu realnego dochodu krajowego były wzrost produktywności i akumulacja kapitału. Pierwszy z tych czynników miał szczególnie duże znaczenie w Polsce, a jego wkład do tempa wzrostu

* B. Doebeli jest pracownikiem Banku Narodowego Szwajcarii, a M. Kolasa – pracownikiem Narodowego Banku Polskiego oraz doktorantem w Kolegium Analiz Ekonomicznych Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie. Artykuł wpłynął do redakcji w czerwcu 2005 r.

PKB wynosił średnio 2,7 pkt. proc. Porównanie naszych szacunków z wynikami [Kohliego, 2003] dla kilku innych otwartych gospodarek potwierdza bardzo duże znaczenie postępu techniczno-organizacyjnego w Polsce.

Wyniki uzyskano na podstawie metody dekompozycji indeksowej (*index number decomposition*), opracowanej przez [Diewerta i Morrisona, 1986] i rozszerzonej przez [Kohliego, 2002, 2004b]. Umożliwiła ona bezpośrednio uwzględnienie wpływu zmian *terms of trade* i efektu salda bilansu handlowego na PKB. Metoda ta ma solidne podstawy teoretyczne i wykorzystuje funkcję PKB w modelowaniu sektora produkcyjnego otwartej gospodarki. W podejściu tym funkcja PKB rozumiana jest jako funkcja o wartościach w postaci wektora – jego elementami są spożycie indywidualne i zbiorowe, akumulacja oraz eksport i import (te dwa ostatnie komponenty umożliwiają modelowanie wpływu *terms of trade* na poziom PKB). Funkcję PKB opisuje model translogarytmiczny (Translog), który jest nie tylko funkcją bardzo giętą, ale również posiada korzystne własności z punktu widzenia wykorzystania metod dekompozycji indeksowej, umożliwiając obliczenie dokładnej wielkości każdego indeksu bezpośrednio z danych statystycznych, tzn. bez konieczności szacowania parametrów funkcji PKB.

Omawiany model różni się od standardowej metody rachunku wzrostu zainicjowanej przez [Solowa, 1957], która, opierając się na funkcji Cobba-Douglasa, uwzględnia tylko jeden wynik funkcji PKB, w związku z czym nie jest w stanie uwzględnić wpływu zmian *terms of trade*. Na początku autorzy opisują funkcję PKB gospodarki otwartej oraz metody dekompozycji indeksowej. Następnie omawiają dane wykorzystane w części empirycznej. W dalszej części zamieszczono porównanie wyników uzyskanych dla Polski z wynikami otrzymanymi dla dwóch innych nowych krajów członkowskich UE – Węgier i Czech, a także porównanie rezultatów naszych obliczeń z wynikami [Kohliego, 2003] dla 24 innych otwartych gospodarek. Artykuł kończy podsumowanie.

Rachunek wzrostu z wykorzystaniem metody dekompozycji indeksowej

Jako punkt wyjścia przyjmijmy otwartą gospodarkę, której PKB można opisać za pomocą czynników produkcji (*input*) i wyników (*output*).

Czynniki produkcji mają postać dwuwymiarowego wektora ilościowego x , a wyniki – pięciowymiarowego wektora ilościowego y . Elementy wektora x to praca L i kapitał K , natomiast wektora y – spożycie indywidualne C , spożycie zbiorowe G , akumulacja I , eksport X i import M , przy czym import traktowany jest jako ujemny wynik produkcji. Zapisujemy to następująco: $N_x = \{L, K\}$ i $N_y = \{C, I, G, X, M\}$.

Obserwowane realizacje powyższych wektorów ilościowych w czasie t można zapisać odpowiednio za pomocą wyrażeń $x_t = x_{t,j}$, $j \in N_x$ oraz $y_t = y_{t,j}$, $j \in N_y$. Wektorom ilościowym odpowiadają wektory cenowe $p_t^x = p_{t,j}^x$ oraz $p_t^y = p_{t,j}^y$.

Zakładamy stałe korzyści skali, malejące przychody krańcowe, maksymalizację zysku, doskonałą konkurencję oraz istnienie zmian technologii wpływających na PKB w czasie. Funkcję PKB π można przedstawić następująco:

$$\pi(p_t^y, x_t, t) = p_t^y ' y_t^* \quad (1)$$

gdzie y_t^* maksymalizuje wyrażenie $\sum_{i \in N_y} p_{t,i}^y y_{t,i}$ dla wszystkich możliwych kombi-

nacji czynników produkcji i wyników, natomiast symbol ' oznacza operację transpozycji. Dla uproszczenia w dalszej części funkcję PKB zapisywać będziemy w postaci $\pi(p_t^y, x_t, t)$.

Standardowy sposób modelowania funkcji PKB π oparty jest na funkcji Cobb-Douglasa. [Arrow, Chenery, Minhas i Solow, 1961] zwrócili jednak uwagę na istotną restrykcyjność tego modelu, w którym wszystkie wartości elastyczności substytucji są równe 1. Od prac [Diewerta, 1974], preferowana jest analiza w ramach bardziej ogólnych form funkcyjnych. Umożliwiają one modelowanie własności drugiego rzędu, takich jak elastyczności substytucji. Najpopularniejszą formą funkcyjną wykorzystywaną w tym zakresie jest model translogarytmiczny (Translog). Poniżej pokażemy, że ten model funkcji PKB posiada również właściwości ułatwiające stosowanie technik dekompozycji indeksowej.

W naszym przypadku model Translog ma następującą postać:

$$\ln \pi_t = f(\ln p_t^y, \ln x_t, t). \quad (2)$$

Po zastosowaniu przybliżenia Taylora drugiego rzędu otrzymujemy:

$$\begin{aligned} \ln \pi_t = & \alpha_0 + \sum_{i \in N_y} \alpha_i \ln p_{t,i}^y + \sum_{j \in N_x} \beta_j \ln x_{t,j} + \frac{1}{2} \sum_{i \in N_y} \sum_{h \in N_y} \gamma_{ih} \ln p_{t,i}^y \ln p_{t,h}^y + \frac{1}{2} \sum_{j \in N_x} \sum_{k \in N_x} \phi_{jk} \ln x_{t,j} \ln x_{t,k} \\ & + \sum_{i \in N_y} \sum_{j \in N_x} \delta_{ij} \ln p_{t,i}^y \ln x_{t,j} + \sum_{i \in N_y} \delta_{t,i} \ln p_{t,i}^y t + \sum_{j \in N_x} \phi_{t,j} \ln x_{t,j} t + \beta_t t + \frac{1}{2} \phi_{tt} t^2, \end{aligned} \quad (3)$$

gdzie nałożono restrykcje symetrii $\gamma_{ih} = \gamma_{hi}$ oraz $\phi_{jk} = \phi_{kj}$. Z założenia stałych efektów skali wynika: $\sum \beta_j = 1$, $\sum_j \phi_{jk} = \sum_k \phi_{jk} = 0$, $\sum_j \delta_{ij} = 0$ i $\sum_j \phi_{t,j} = 0$. Jeżeli funkcja PKB jest jednorodna stopnia pierwszego także w przypadku cen, to wówczas: $\sum \alpha_i = 1$, $\sum_i \gamma_{ih} = \sum_h \gamma_{ih} = 0$, $\sum_i \delta_{ij} = 0$ i $\sum_i \delta_{t,i} = 0$.

Zróżniczkowanie funkcji PKB (3) względem cen komponentów PKB generuje funkcje popytu na import i podaży w przypadku pozostałych komponentów, natomiast poprzez zróżniczkowanie funkcji PKB względem czynników produkcji otrzymujemy odwrócone funkcje popytu na czynniki produkcji.

Wyniki można przedstawić w postaci udziałów:

$$s_{t,i} = \frac{\partial \ln \pi_t}{\partial \ln p_{t,i}^y} = \alpha_i + \sum_{h \in N_y} \gamma_{ih} \ln p_{t,h}^y + \sum_{j \in N_x} \delta_{ij} \ln x_{t,j} + \delta_{t,i} t, \quad i \in \{N_y\} \quad (4)$$

$$s_{t,j} = \frac{\partial \ln \pi_t}{\partial \ln x_{t,j}^y} = \beta_j + \sum_{i \in N_y} \delta_{ij} \ln p_{t,i}^y + \sum_{k \in N_x} \phi_{jk} \ln x_{t,k} + \phi_{t,j} t, \quad j \in \{N_x\} \quad (5)$$

gdzie $s_{t,i} = p_{t,i}^y y_{t,i} / \pi_t$ oraz $s_{t,j} = p_{t,j}^x x_{t,j} / \pi_t$ oznaczają udziały w PKB odpowiednio wyników i oraz wynagrodzenia czynników produkcji j .

Na podstawie takiego opisu otwartej gospodarki [Diewert i Morrison, 1986] opracowali metodę dekompozycji indeksowej PKB.

Opracowany przez nich indeks produktywności, podobny do indeksu Laspeyresa, mierzy wpływ zmian technologicznych na PKB w czasie od $t-1$ do t :

$$R_{t,t-1}^L = \frac{\pi(p_{t-1}^y, x_{t-1}, t)}{\pi(p_{t-1}^y, x_{t-1}, t-1)} \quad (6)$$

Intuicyjna interpretacja wyrażenia $R_{t,t-1}^L$ jest następująca. PKB został obliczony dla obu okresów, tj. $t-1$ i t , przy takich samych cenach produktów finalnych i nakładzie krajowych czynników produkcji. Różnica pomiędzy tak ujętym PKB w obu okresach jest więc spowodowana zmianami technologicznymi. Ponieważ wskaźnik jest indeksem Laspeyresa, ceny produktów finalnych i nakład czynników produkcji utrzymane są na stałym poziomie z okresu $t-1$. Oczywiście można je również ustalić na poziomie z okresu t . Wówczas wskaźnik produktywności typu indeksu Paaschego przedstawia się następująco:

$$R_{t,t-1}^P = \frac{\pi(p_t^y, x_t, t)}{\pi(p_t^y, x_t, t-1)} \quad (7)$$

Obliczenie średniej geometrycznej wielkości (6) i (7) umożliwia obliczenie indeksu produktywności na wzór indeksu Fishera:

$$R_{t,t-1} = \sqrt{R_{t,t-1}^L R_{t,t-1}^P} = \sqrt{\frac{\pi(p_{t-1}^y, x_{t-1}, t)}{\pi(p_{t-1}^y, x_{t-1}, t-1)} \cdot \frac{\pi(p_t^y, x_t, t)}{\pi(p_t^y, x_t, t-1)}} \quad (8)$$

Poszczególne parametry funkcji PKB $\pi(\bullet)$ są nieznane, nie można więc obliczyć $R_{t,t-1}$ na podstawie (8). Ponieważ jednak funkcja ta ma formę modelu Translog (zgodnie z (3)), dokładną wartość $R_{t,t-1}$ można obliczyć bezpośrednio z danych statystycznych (zob. [Diewert i Morrison, 1986]):

$$R_{t,t-1} = \frac{\Gamma_{t,t-1}}{P_{t,t-1} X_{t,t-1}}, \quad (9)$$

gdzie

$$\Gamma_{t,t-1} = \frac{\sum_{i \in N_y} p_{t,i}^y y_{t,i}}{\sum_{i \in N_y} p_{t-1,i}^y y_{t-1,i}}, \quad (10)$$

$$P_{t,t-1} = \exp \left\{ \sum_{i \in N_y} \left[\frac{1}{2} (s_{t,i} + s_{t-1,i}) \ln \frac{p_{t,i}^y}{p_{t-1,i}^y} \right] \right\}, \quad (11)$$

$$X_{t,t-1} = \exp \left\{ \sum_{j \in N_x} \left[\frac{1}{2} (s_{t,j} + s_{t-1,j}) \ln \frac{x_{t,j}}{x_{t-1,j}} \right] \right\}. \quad (12)$$

$\Gamma_{t,t-1}$ oznacza indeks wzrostu nominalnego PKB (równy jeden plus tempo wzrostu) w czasie od $t-1$ do t ; $P_{t,t-1}$ oznacza indeks cen pięciu komponentów PKB, natomiast $X_{t,t-1}$ oznacza implikowany indeks Törnqvista nakładu czynników produkcji. Indeks Törnqvista nakładu czynników produkcji (12) mierzy łączny wpływ zmian nakładu pracy i kapitału na zmianę PKB. Wpływ każdego z tych czynników z osobna można obliczyć następująco:

$$X_{t,t-1,j} = \exp \left\{ \frac{1}{2} (s_{t,j} + s_{t-1,j}) \ln \frac{x_{t,j}}{x_{t-1,j}} \right\}. \quad (13)$$

$X_{t,t-1,j}$ można zinterpretować jako miarę wpływu czynnika j na PKB w okresie od $t-1$ do t (zob. [Kohli, 1990 lub 1991]):

$$X_{t,t-1,j} = \sqrt{\frac{\pi(p_{t-1}^y, x_{t,j}, x_{t-1,k}, t-1)}{\pi(p_{t-1}^y, x_{t-1,j}, x_{t,k}, t)}} \cdot \frac{\pi(p_t^y, x_{t,j}, x_{t,k}, t)}{\pi(p_t^y, x_{t-1,j}, x_{t,k}, t)}, \quad j, k \in N_x, j \neq k. \quad (14)$$

Koncepcja powyższego indeksu jest analogiczna do sposobu ujęcia zmian technologicznych. Przykładowo, aby obliczyć wpływ zmian nakładu pracy na PKB przyjmijmy, że czynnik j w wyrażeniu $X_{t,t-1,j}$ oznacza pracę. Wskaźnik typu Laspeyresa za punkt odniesienia przyjmuje okres $t-1$. Aby określić wpływ zmian nakładu pracy na wzrost PKB pomiędzy $t-1$ a t , należy zmierzyć nakład pracy w obu okresach. Analogicznie, wskaźnik typu Paaschego za punkt odniesienia przyjmuje okres t . Również w tym przypadku należy zmierzyć nakład pracy w okresach t i $t-1$, co umożliwi określenie wpływu jego zmiany na wzrost PKB pomiędzy $t-1$ a t .

Tak więc wzrost nominalnego PKB $\Gamma_{t,t-1}$ (9) można zdekomponować następująco:

$$\Gamma_{t,t-1} = R_{t,t-1} \cdot X_{t,t-1,L} \cdot X_{t,t-1,K} \cdot P_{t,t-1}. \quad (15)$$

Indeks produktywności oraz nakładu dwóch czynników produkcji opisują realne efekty, a ich iloczyn stanowi indeks Törnqvista realnego PKB.

$$\hat{\Gamma}_{t,t-1} = \frac{\Gamma_{t,t-1}}{P_{t,t-1}} = R_{t,t-1} \cdot X_{t,t-1,L} \cdot X_{t,t-1,K} \quad (16)$$

Tak obliczony indeks Törnqvista jest wskaźnikiem wyższego rzędu (*superlative*) i jest uznawany za lepszy od powszechnie używanego indeksu Laspeyresa. Jednakże, jak wykażemy poniżej, analogiczny indeks cen Törnqvista oparty na cenach pięciu komponentów PKB, $P_{t,t-1}$, uwzględnia nie tylko efekty cenowe, lecz również realne. Aby całkowicie rozdzielić efekty realne od efektów cenowych, indeks ten należy rozłożyć. W tym celu wyodrębnimy ceny dóbr krajowych oraz dóbr będących przedmiotem wymiany handlowej z zagranicą. Niech p_D będzie wektorem cen akumulacji oraz spożycia zbiorowego i indywidualnego, $p_D = (p_I, p_G, p_C)'$, natomiast p_F – wektorem cen importu i eksportu, $p_F = (p_M, p_X)'$ ³.

Najpierw rozważymy wpływ cen wydatków krajowych na wzrost PKB:

$$P_{t,t-1,D} = \sqrt{\frac{\pi(p_{t,D}, p_{t-1,F}, x_{t-1}, t-1)}{\pi(p_{t-1,D}, p_{t-1,F}, x_{t-1}, t-1)}} \cdot \frac{\pi(p_{t,D}, p_{t,F}, x_t, t)}{\pi(p_{t-1,D}, p_{t,F}, x_t, t)}. \quad (17)$$

Miara $P_{t,t-1,D}$, którą można wyliczyć bezpośrednio z danych statystycznych, przedstawia się następująco:

$$P_{t,t-1,D} = \exp\left\{\frac{1}{2}(\hat{s}_{t,I} + \hat{s}_{t-1,I})\ln\frac{p_{t,I}}{p_{t-1,I}} + \frac{1}{2}(\hat{s}_{t,G} + \hat{s}_{t-1,G})\ln\frac{p_{t,G}}{p_{t-1,G}} + \frac{1}{2}(\hat{s}_{t,C} + \hat{s}_{t-1,C})\ln\frac{p_{t,C}}{p_{t-1,C}}\right\}, \quad (18)$$

gdzie $\hat{s}_{t,I}$, $\hat{s}_{t,G}$ oraz $\hat{s}_{t,C}$ oznaczają odpowiednio udział akumulacji, spożycia zbiorowego i spożycia indywidualnego w wydatkach krajowych. Następnie rozważmy udział cen dóbr importowanych i eksportowanych we wzroście nominalnego PKB. W tym zakresie [Kohli, 2002, 2004b] opracował dwie miary, które powinny być uwzględnione w funkcji PKB (1) – wpływ *terms of trade* i wpływ salda bilansu handlowego (*trade-balance effect*) na wzrost PKB. Zdefiniowane są one odpowiednio jako odwrotność *terms of trade*:

$$o_t = \frac{p_{t,M}}{p_{t,X}} \quad (19)$$

oraz relatywne ceny eksportu, gdzie indeks cen wydatków krajowych służy jako *numeraire*:

³ Inaczej niż w zapisie p_t^y używanym dotąd dla cen składników popytu finalnego będziemy pomijać indeks górny y przy produkcji, jeżeli konkretny jego komponent jest oznaczony w indeksie dolnym.

$$h_t = \frac{p_{t,X}}{p_{t,D}}. \quad (20)$$

Wówczas funkcję PKB $\pi(p_{t,D}, p_{t,X}, p_{t,M}, x_t, t)$ można zapisać jako:

$$\pi(p_{t,D}, h_t p_{t,D}, h_t o_t p_{t,D}, x_t, t) = \psi(p_{t,D}, h_t, o_t, x_t, t). \quad (21)$$

Na podstawie tak zdefiniowanej funkcji PKB ψ [Kohli, 2004b] zdefiniował efekt zmian *terms of trade*:

$$O_{t,t-1} = \sqrt{\frac{\psi(p_{t-1,D}, h_{t-1}, o_{t-1}, x_{t-1}, t-1)}{\psi(p_{t-1,D}, h_{t-1}, o_{t-1}, x_{t-1}, t-1)}} \cdot \frac{\psi(p_{t,D}, h_t, o_t, x_t, t)}{\psi(p_{t,D}, h_t, o_t, x_t, t)}, \quad (22)$$

który można obliczyć bezpośrednio z danych statystycznych w następujący sposób:

$$O_{t,t-1} = \exp\left\{\frac{1}{2}(-s_{t,M} - s_{t-1,M}) \ln \frac{o_t}{o_{t-1}}\right\}. \quad (23)$$

$O_{t,t-1}$ mierzy wpływ zmian *terms of trade* na wzrost nominalnego PKB. Mogą one wynikać ze wzrostu cen eksportu lub spadku cen importu. Oznacza to, że przy danym wyjściowym saldzie bilansu handlowego kraj może bądź importować więcej za to, co eksportuje lub eksportować mniej za to, co importuje. Krótko mówiąc, umożliwia to „uzyskanie więcej w zamian za mniej”. Dlatego też poprawa *terms of trade*, podobnie jak postęp techniczny, generuje realne efekty. W przypadku obliczania realnego PKB, w rachunkach narodowych, tylko postęp techniczny traktowany jest jako efekt realny. Zmiany *terms of trade* uważane są za zjawisko cenowe i zostają włączone do deflatora PKB. W rezultacie, w warunkach poprawy *terms of trade*, tradycyjnie mierzony wzrost realnego PKB zaniża wzrost realnego dochodu krajowego i dobrobytu. To samo dotyczy efektu bilansu handlowego obliczonego następująco:

$$H_{t,t-1} = \sqrt{\frac{\psi(p_{t-1,D}, h_t, o_{t-1}, x_{t-1}, t-1)}{\psi(p_{t-1,D}, h_{t-1}, o_{t-1}, x_{t-1}, t-1)}} \cdot \frac{\psi(p_{t,D}, h_t, o_t, x_t, t)}{\psi(p_{t,D}, h_{t-1}, o_t, x_t, t)}. \quad (24)$$

$H_{t,t-1}$ odzwierciedla efekt dźwigni, który powstaje w przypadku nie zrównoważonego bilansu handlowego. Załóżmy, że ceny importu i eksportu zmieniają się w jednakowych proporcjach, tak więc nie zmienia się *terms of trade*. Taki ruch cen wywołuje jednak zjawisko, które można przyrównać do efektu dźwigni, o ile saldo bilansu handlowego nie jest zerowe (w takim przypadku dodatkowe przychody z eksportu dokładnie wyrównają dodatkowe koszty importu). W przypadku nadwyżki handlowej wyższe ceny towarów importowanych i eksportowanych przyniosą krajowi większe korzyści, natomiast w przypadku deficytu będzie odwrotnie. Tego rodzaju efekt dźwigni jest zwykle ukryty

w deflatorze PKB. Nawet jeśli efekt ten ma niewielkie rozmiary, ma on charakter zmiany realnej i powinien zostać wyodrębniony.

Kalkulacja tego indeksu na podstawie danych przedstawia się następująco:

$$H_{t,t-1} = \exp \left\{ \frac{1}{2} (s_{t,B} + s_{t-1,B}) \ln \frac{h_t}{h_{t-1}} \right\}. \quad (25)$$

gdzie $s_B = s_x - s_M = 1 - s_I - s_G - s_C$.

W ten sposób za pomocą sześciu indeksów (9), (13), (23), (25) i (18) można dokonać pełnej dekompozycji wskaźnika wzrostu nominalnego PKB:

$$\Gamma_{t,t-1} = R_{t,t-1} \cdot X_{t,t-1,L} \cdot X_{t,t-1,K} \cdot O_{t,t-1} \cdot H_{t,t-1} \cdot P_{t,t-1,D}. \quad (26)$$

Z wyjątkiem indeksu mierzącego zmianę cen wydatków krajowych, wszystkie wskaźniki opisują zmiany realne, a ich iloczyn można zinterpretować jako zmianę realnego dochodu krajowego:

$$\check{Y}_{t,t-1} = \frac{\Gamma_{t,t-1}}{P_{t,t-1,D}} = R_{t,t-1} \cdot X_{t,t-1,L} \cdot X_{t,t-1,K} \cdot O_{t,t-1} \cdot H_{t,t-1}. \quad (27)$$

Tak zdefiniowany indeks realnego dochodu krajowego, $\check{Y}_{t,t-1}$, zawierający wyłącznie zjawiska realne, jest lepszy od indeksu Törnqvista realnego PKB zadane go przez (16). $\check{Y}_{t,t-1}$ można również w prosty sposób obliczyć deflując zmiany nominalnego PKB indeksem mierzącym zmiany cen wydatków krajowych. Innymi słowy, nie są potrzebne dane dotyczące cen lub nakładu pracy i kapitału.

Wreszcie, dzieląc indeks realnego dochodu narodowego przez indeks Törnqvista realnego PKB, $\hat{\Gamma}_{t,t-1}$, otrzymujemy indeks Törnqvista korzyści związanych ze zmianą cen dóbr handlowych, obejmujący indeks wpływu zmian *terms of trade* oraz efekt salda bilansu handlowego.

$$Q_{t,t-1} = \frac{\check{Y}_{t,t-1}}{\hat{\Gamma}_{t,t-1}} = O_{t,t-1} \cdot H_{t,t-1}. \quad (28)$$

Ten indeks Törnqvista dotyczący korzyści związanych ze zmianą cen dóbr handlowych można również obliczyć bezpośrednio, dzieląc indeks Törnqvista cen komponentów PKB przez indeks cenowy wydatków krajowych.

Dane

Aby przeanalizować wzrost gospodarczy według modelu przedstawionego w poprzednich rozdziałach, potrzebujemy danych dotyczących:

- komponentów PKB (spożycie indywidualne, spożycie zbiorowe, akumulacja, eksport i import) – w ujęciu ilościowym i cenowym,
- nakładu czynników produkcji (praca i kapitał),
- wynagrodzenia pracy i kapitału.

Głównym źródłem danych o PKB i jego komponentach były rachunki narodowe publikowane przez główne urzędy statystyczne Polski, Czech i Węgier. Metodologia rachunków narodowych w zakresie obliczania realnych zmian nie jest jednak identyczna we wszystkich trzech krajach. W Polsce zastosowano łańcuchowy indeks Laspeyresa⁴, natomiast w Czechach i na Węgrzech – indeks Laspeyera o stałej podstawie.

Ponadto, o ile czeskie dane o PKB za cały okres 1992-2002 są spójne (wszystkie wielkości są wyrażone w cenach stałych 2000 r.), w danych węgierskich nastąpiła zmiana podstawy indeksu wolumenu PKB (dane dotyczące PKB w latach 1992-1994 ujęte są w cenach stałych 1991 r., a w latach 1995-2002 – w cenach stałych 1995 r.). Aby uzyskać dane o wolumenie PKB dla Polski (z całego badanego okresu) i Węgier (sprzed 1994 r.), wykorzystaliśmy metodę nawiązania łańcuchowego.

Indeksy cenowe zostały obliczone poprzez podzielenie danych wyrażonych w cenach bieżących przez wolumeny. Jak zauważył [Zienkowski, 2001], deflatory otrzymane w taki sposób nie mogą być uważane za indeksy cenowe w ścisłym znaczeniu tego słowa. Ponadto w latach 1991-2002 we wszystkich trzech krajach wprowadzono kilka zmian metodologicznych wpływających na wartości w cenach bieżących. W Polsce było to np. wprowadzenie podatku VAT w 1993 r. lub uwzględnienie „szarej strefy”. Ponadto, brak odpowiednich danych uniemożliwia skorygowanie cen komponentów PKB o podatki pośrednie i subwencje produktowe w całym badanym okresie. Problemy te dotyczą głównie wydatków krajowych (np. w rachunkach narodowych eksport i import ujmowany jest w cenach bazowych, tak więc wprowadzenie podatku VAT nie miało wpływu na wartość tych kategorii). Wobec powyższych uwag, dokładna interpretacja indeksu cen wydatków krajowych obliczonych w poprzednim rozdziale zgodnie z (18) nie jest więc możliwa, chociaż w niektórych przypadkach ostrożne wnioski dotyczące tendencji mogą być uzasadnione.

Nakład pracy zdefiniowany jest jako liczba pracujących, zgodnie z rachunkami narodowymi każdego z krajów. Ze względu na brak spójnych i porównywalnych danych dotyczących średniej liczby przepracowanych godzin dla poszczególnych krajów, zmiany przeciętnego czasu pracy nie zostały uwzględnione.

Przyjęto standardowe założenie, że strumień usług kapitału jest proporcjonalny do średniego rocznego zasobu kapitału, obliczonego na podstawie wartości środków trwałych w gospodarce. Dane dotyczące środków trwałych w poszczególnych krajach zaczerpnięto z publikacji Głównego Urzędu Statystycznego Polski, Ministerstwa Finansów Czech oraz szacunków dokonanych przez [Pulę, 2003].

Udział wynagrodzenia czynnika praca obliczono jako udział kosztów związanych z zatrudnieniem w wartości dodanej brutto. Udział wynagrodzenia kapitału został obliczony rezydualnie.

⁴ Łańcuchowe indeksy Laspeyresa są ogólnie uważane za lepsze miary niż indeksy o wspólnej podstawie.

Rezultaty

Wyniki dla Polski

W tabelicy 1 umieszczono zestawienie wyników uzyskanych dla Polski. Z powodów przedstawionych w poprzednim rozdziale interpretacja indeksu cen wydatków krajowych jest utrudniona, skupimy się więc na pierwszych pięciu kolumnach tabelicy.

Tablica 1

Rachunek wzrostu dla Polski (roczne wskaźniki: 1992-2002 oraz średnie geometryczne: 1992-2002; 1995-2002)

	$R_{t,t-1}$	$X_{t,t-1,L}$	$X_{t,t-1,K}$	$O_{t,t-1}$	$H_{t,t-1}$	$P_{t,t-1,D}$	$\Gamma_{t,t-1}$	$Q_{t,t-1}$
1992	1.025	0.990	1.006	1.013	0.999	1.366	1.412	1.012
1993	1.044	0.988	1.009	1.014	1.000	1.284	1.356	1.014
1994	1.036	1.005	1.012	0.997	0.999	1.289	1.353	0.996
1995	1.050	1.009	1.010	0.995	0.997	1.286	1.365	0.992
1996	1.028	1.009	1.023	0.994	1.000	1.194	1.259	0.993
1997	1.036	1.014	1.017	0.996	1.000	1.145	1.218	0.996
1998	1.020	1.009	1.018	1.007	0.999	1.111	1.172	1.006
1999	1.036	0.985	1.018	0.996	1.001	1.072	1.112	0.997
2000	1.028	0.990	1.020	0.981	1.005	1.088	1.113	0.985
2001	0.999	0.997	1.013	1.000	1.002	1.040	1.052	1.002
2002	1.015	0.990	1.009	0.996	1.001	1.013	1.025	0.998
92-02	1.029	0.999	1.014	0.999	1.000	1.166	1.215	0.999
95-02	1.027	1.000	1.016	0.996	1.001	1.116	1.160	0.996

$R_{t,t-1}$: indeks produktywności

$X_{t,t-1,L}$: efekt zmiany nakładu pracy

$X_{t,t-1,K}$: efekt zmiany nakładu kapitału

$O_{t,t-1}$: efekt zmian terms-of-trade

$H_{t,t-1}$: efekt salda bilansu handlowego

$P_{t,t-1,D}$: indeks zmiany cen wydatków krajowych

$\Gamma_{t,t-1}$: indeks nominalnego PKB

$Q_{t,t-1}$: indeks korzyści związanych ze zmianami cen dóbr handlowych

Analizując średnie geometryczne dla okresu 1992-2002 można stwierdzić, że głównymi czynnikami realnego wzrostu gospodarczego w Polsce były wzrost produktywności oraz akumulacja kapitału, a ich średni roczny wkład do wzrostu realnego dochodu krajowego wynosił odpowiednio 2,9 pkt. proc. i 1,4 pkt. proc. Wkład korzyści związanych ze zmianą cen dóbr handlowych oraz zmian nakładu pracy wyrażał się niewielką wartością ujemną.

Jak podkreślało wielu autorów, rachunek wzrostu oparty wyłącznie na faktycznie zrealizowanych wartościach PKB bez uwzględniania zmian w wykorzystaniu mocy produkcyjnych prowadzi do uzyskania obciążonych wyników w zakresie wpływu zmian technologicznych. Biorąc pod uwagę wystarczająco długie okresy można skoncentrować się na średnich stopach wzrostu, co znacznie ogranicza ewentualne obciążenia. Analizując wzrost w gospodarkach

przechodzących transformację znajdujemy się w gorszej sytuacji, ponieważ brak jest spójnych i porównywalnych danych sprzed 1991 r. Ponadto na przełomie dekady we wszystkich krajach Europy Środkowej przechodzących transformację ustrojową miało miejsce silne obniżenie popytu, efektem czego był niski stopień wykorzystania mocy produkcyjnych. Obliczenie średnich indeksów za cały okres 1992-2000 może więc wyeliminować wahania cykliczne, ale szokowy efekt transformacji wciąż będzie widoczny (zob. [De Broeck, Koen, 2000]), prowadząc do obciążenia indeksu wpływu zmian technologicznych.

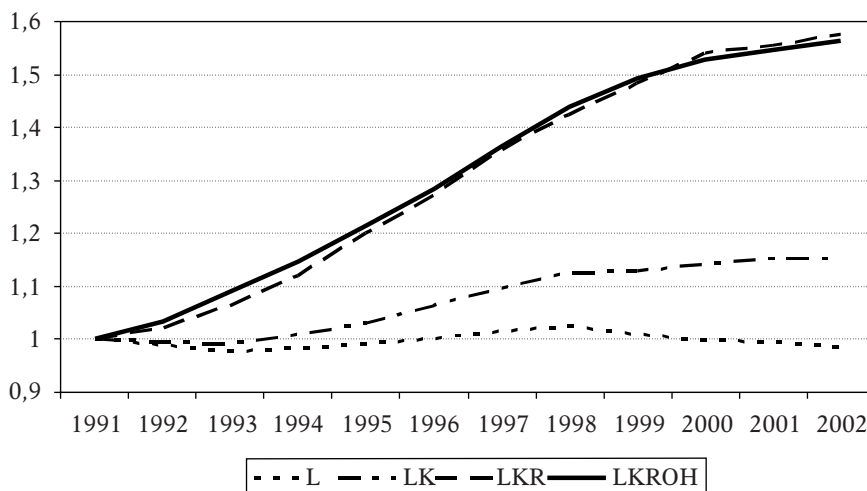
Nie dysponujemy danymi o stopniu wykorzystania mocy produkcyjnych w Polsce na poziomie całej gospodarki. Wpływ początkowego spadku popytu można jednak w przybliżeniu oszacować na podstawie danych z przetwórstwa przemysłowego. Według danych GUS, stopień wykorzystania mocy produkcyjnych w polskim przetwórstwie silnie rósł w latach 1992-1995, a jego poziom w 1994 r. był zbliżony do obserwowanego w 2002 r. Analogiczna sytuacja miała miejsce w pozostałych krajach regionu. Z tego powodu przedstawiamy wyniki uzyskane na podstawie danych z dwóch okresów, tj. z lat 1992-2002 i 1995-2002. Na podstawie przedstawionej powyżej argumentacji można uważać, że wyniki uzyskane na próbie 1995-2002 precyzyjniej opisują wpływ zmian technologicznych i organizacyjnych na wzrost PKB.

Analiza średnich wartości indeksów z lat 1995-2002 przedstawionych w tabelicy 1 wskazuje, że średni roczny wkład akumulacji kapitału do wzrostu PKB wyniósł 1,6 pkt. proc., natomiast wkład zmian produktywności 2,7 pkt. proc. Średni roczny wkład zmian w nakładzie pracy był bliski zeru. Z powodu niekorzystnych zmian *terms of trade* realny dochód krajowy Polski malał średnio o 0,4 pkt. proc. rocznie, natomiast efekt salda bilansu handlowego był znikomy.

Możliwość interpretacji indeksów w poszczególnych latach jest ograniczona, można jednak pokusić się o kilka spostrzeżeń. W całym badanym okresie zarówno zmiany produktywności, jak i akumulacja kapitału wpływały dodatnio na realny wzrost. Jedynym wyjątkiem jest spadek produktywności w 2001 r. Należy jednak pamiętać, że w okresie tym w polskiej gospodarce nastąpiło znaczne spowolnienie, tak więc indeks zmian produktywności za 2001 r. odzwierciedla raczej spadek wykorzystania mocy produkcyjnych. Wpływ zmian w nakładzie pracy był dodatni tylko w latach 1994-1998, zwiększając wówczas PKB średnio o 0,9 pkt. proc. rocznie. Później jednak czynnik ten obniżał tempo wzrostu średnio o 1 pkt. proc. rocznie. Wpływ korzyści związanych ze zmianą cen dóbr handlowych, choć w średnim ujęciu bliski zeru, osiągał w niektórych latach istotne rozmiary. W latach 1992 i 1993 efekt ten był dodatni, wyraźnie zwiększając wzrost PKB, w latach następnych – najczęściej ujemny lub bliski zeru, natomiast w 2000 r. obniżył realną stopę wzrostu aż o 1,5 pkt. proc.

Wahania indeksu opisującego korzyści związane ze zmianą cen dóbr handlowych można w znacznej mierze przypisać zmianom *terms of trade*. Wpływ efektu salda bilansu handlowego był wyższy od 0,1 pkt. proc. lub niższy od -0,1 pkt. proc. tylko w latach 1995, 2000 i 2001.

Wykres 1. Dekompozycja skumulowanego wzrostu realnego dochodu krajowego dla Polski



$$L = X_{t-1,L}$$

$$LK = X_{t-1,L} \cdot X_{t-1,K}$$

$$LKR = X_{t-1,L} \cdot X_{t-1,K} \cdot R_{t-1}$$

$$LKROH = X_{t-1,L} \cdot X_{t-1,K} \cdot R_{t-1} \cdot O_{t-1} \cdot H_{t-1}$$

Aby podsumować uzyskane wyniki graficznie, na wykresie 1 przedstawiono dekompozycję wzrostu realnego dochodu krajowego w Polsce. Najpierw uwzględniono wpływ wzrostu nakładu pracy, następnie dodano do niego wpływ akumulacji kapitału. Trzecią linię, otrzymaną poprzez dodanie wpływu zmian technologii, można interpretować jako skumulowany realny wzrost PKB (jak pokazano w rozdziale 2). Na końcu, po dodaniu korzyści związanych ze zmianą cen dóbr handlowych, otrzymujemy realny skumulowany wzrost dochodu krajowego. Łatwo zauważyć, że w Polsce wzrost ten wynikał głównie z akumulacji kapitału i wzrostu produktywności, podczas gdy średni wpływ pozostałych dwóch czynników był w latach 1992-2002 bardzo mały.

Porównania międzynarodowe

Wyniki uzyskane dla Polski warto porównać z wynikami uzyskanymi dla dwóch innych nowych krajów członkowskich UE, tzn. Węgier i Czech. Wszystkie trzy kraje jako pierwsze w Europie Środkowej i Wschodniej wdrożyły reformy rynkowe po upadku reżimu komunistycznego, a po kilku latach udanej transformacji zostały uznane za liderów regionu i pewnych kandydatów do członkostwa w UE.

Tablica 2

Rachunek wzrostu PKB dla Polski, Węgier i Czech (średnie geometryczne: 1995-2002)

	Polska	Węgry	Czechy
$R_{t,t-1}$	1.027	1.019	1.008
$X_{t,t-1,L}$	1.000	1.002	0.996
$X_{t,t-1,K}$	1.016	1.014	1.019
$O_{t,t-1}$	0.996	1.003	1.007
$H_{t,t-1}$	1.001	0.999	1.001
$\hat{\Gamma}_{t,t-1}$	1.044	1.035	1.024
$Q_{t,t-1}$	0.996	1.002	1.008
$\hat{Y}_{t,t-1}$	1.040	1.037	1.032

$R_{t,t-1}$: indeks produktywności

$X_{t,t-1,L}$: efekt zmiany nakładu pracy

$X_{t,t-1,K}$: efekt zmiany nakładu kapitału

$O_{t,t-1}$: efekt zmian terms-of-trade

$H_{t,t-1}$: efekt salda bilansu handlowego

$\hat{\Gamma}_{t,t-1}$: indeks Törnqvista realnego PKB

$Q_{t,t-1}$: indeks korzyści związanych ze zmianami cen dóbr handlowych

$\hat{Y}_{t,t-1}$: indeks realnego dochodu krajowego

Wyniki dla Polski, Węgier i Czech za okres 1992-2002 przedstawiono w tablicy 2. Z przyczyn opisanych powyżej analiza będzie dotyczyć głównie średnich wskaźników za okres 1995-2002.

W latach 1995-2002 tempo wzrostu gospodarczego w Polsce na tle krajów regionu było wysokie. Średnia roczna stopa wzrostu realnego PKB obliczona według indeksu Törnqvista była o 0,9 pkt. proc. wyższa niż na Węgrzech i o 2 pkt. proc. wyższa niż w Czechach. W przypadku wskaźników realnego dochodu rozbieżności okazały się znacznie mniejsze. Średnia roczna stopa wzrostu realnego dochodu krajowego w Polsce była tylko o 0,3 pkt. proc. wyższa niż na Węgrzech i o 0,8 pkt. proc. wyższa niż w Czechach.

We wszystkich trzech krajach głównymi czynnikami wzrostu realnego dochodu krajowego były wzrost produktywności i akumulacja kapitału. Zmiany produktywności były szczególnie istotne w Polsce, gdzie zwiększały wzrost PKB średnio o 2,7 pkt. proc. rocznie. Na Węgrzech wskaźnik ten był niższy, lecz również stosunkowo wysoki (1,9 pkt. proc.), natomiast w Czechach wyniósł on tylko 0,8 pkt. proc. Wpływ akumulacji kapitału był zbliżony we wszystkich trzech krajach i osiągnął wartość od 1,4 pkt. proc. na Węgrzech do 1,9 pkt. proc. w Czechach.

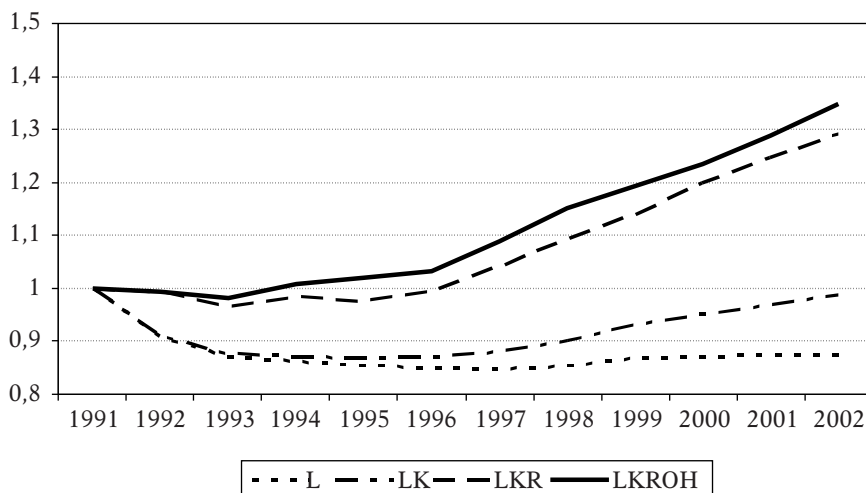
Wyraźnie widać, że wpływ wzrostu nakładu pracy na wzrost gospodarczy był znacznie mniejszy. Jedynie na Węgrzech wzrost zatrudnienia powodował zwiększenie średniej stopy wzrostu PKB. W Polsce efekt ten był znikomy, a w Czechach przyczynił się do zmniejszenia realnej stopy wzrostu PKB średnio o 0,4 pkt. proc. rocznie.

Według naszych obliczeń, realny dochód krajowy Polski zmniejszał się rocznie średnio o 0,4% z powodu niekorzystnych zmian *terms of trade*. W innych krajach regionu nie odnotowano podobnej tendencji. W Czechach zmiany *terms of trade* zwiększyły roczną stopę wzrostu PKB o 0,7 pkt. proc., natomiast

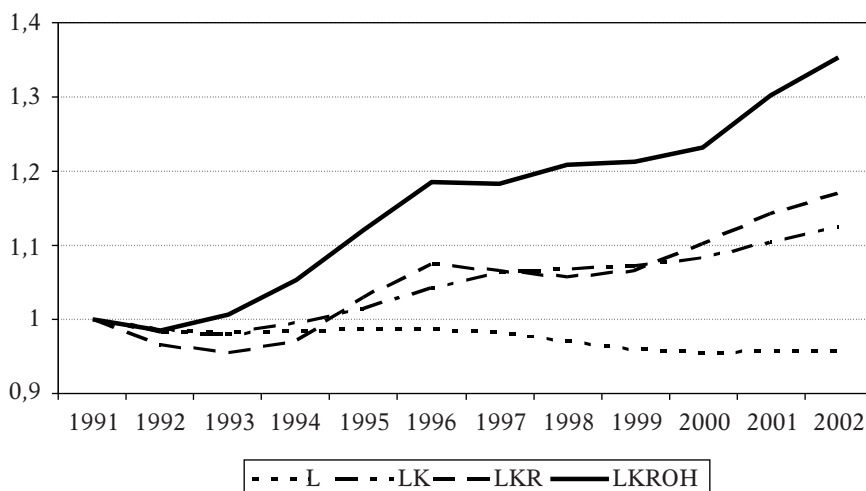
na Węgrzech – o 0,3 pkt. proc. We wszystkich trzech krajach wpływ zmian *terms of trade* był znacznie większy niż wpływ efektu salda bilansu handlowego.

Podobnie jak w poprzednim rozdziale podsumujemy wyniki dla Węgier i Czech, przedstawiając graficznie dekompozycję wzrostu realnego dochodu krajowego odpowiednio na wykresach 2 i 3.

Wykres 2. Dekompozycja skumulowanego wzrostu realnego dochodu krajowego dla Węgier



Wykres 3. Dekompozycja skumulowanego wzrostu realnego dochodu krajowego dla Czech



$$L = X_{t,t-1,L}$$

$$LK = X_{t,t-1,L} \cdot X_{t,t-1,K}$$

$$LKR = X_{t,t-1,L} \cdot X_{t,t-1,K} \cdot R_{t,t-1}$$

$$LKROH = X_{t,t-1,L} \cdot X_{t,t-1,K} \cdot R_{t,t-1} \cdot O_{t,t-1} \cdot H_{t,t-1}$$

Na zakończenie tej części porównamy uzyskane przez nas rezultaty z wynikami [Kohliego, 2003] dla krajów rozwiniętych za okres od 1967 do 1996 (zob. tablica 3). Potwierdzają one, że średni roczny wpływ zmian technologicznych na wzrost PKB w Polsce, który w okresie 1992-2002 wyniósł 2,9 pkt. proc. był stosunkowo wysoki. Jedynym krajem wysoko rozwiniętym, w którym Kohli odnotował podobnie wysoki wskaźnik, była Irlandia (2,6 pkt. proc. rocznie). Uwzględniając nieefektywności odziedziczone po poprzednim systemie oraz zakres reform wdrożonych w Polsce, uzyskane wyniki nie powinny być zaskoczeniem i można je wyjaśnić np. zjawiskiem konwergencji lub teorią relatywnych wydajności (zob. [Parente i Prescott, 2000]).

Tablica 3

Rachunek wzrostu – porównania międzynarodowe (średnia geometryczna: 1967-1996)

	$R_{t,t-1}$	$A_{t,t-1}$	$X_{t,t-1,L}$	$X_{t,t-1,K}$	$P_{t,t-1,D}$	$\Gamma_{t,t-1}$
USA	1.004	0.999	1.013	1.013	1.050	1.080
Kanada	1.002	1.002	1.012	1.018	1.051	1.088
Japonia	1.010	0.998	1.002	1.035	1.039	1.086
Australia	1.008	0.999	1.010	1.016	1.071	1.107
Nowa Zelandia	0.999	0.999	1.010	1.013	1.087	1.110
Austria	1.014	0.999	1.000	1.018	1.044	1.076
Belgia	1.017	1.000	0.996	1.014	1.049	1.077
Dania	1.015	0.998	0.998	1.011	1.065	1.088
Finlandia	1.019	1.001	0.999	1.011	1.072	1.105
Francja	1.011	1.000	0.999	1.017	1.066	1.095
Niemcy	1.020	1.002	0.999	1.009	1.037	1.068
Grecja	1.001	0.989	1.002	1.030	1.151	1.176
Islandia	1.006	0.999	1.012	1.017	1.251	1.293
Irlandia	1.026	0.990	1.003	1.023	1.089	1.135
Włochy	1.014	0.999	1.000	1.014	1.102	1.132
Luksemburg	1.021	1.001	1.009	1.012	1.044	1.089
Holandia	1.011	0.999	1.005	1.013	1.041	1.071
Norwegia	1.018	0.997	1.003	1.016	1.061	1.097
Portugalia	1.013	0.991	1.002	1.023	1.140	1.172
Hiszpania	1.007	0.999	0.998	1.028	1.099	1.135
Szwecja	1.015	0.999	0.997	1.009	1.068	1.090
Szwajcaria	0.999	1.003	1.004	1.012	1.037	1.056
Turcja	0.995	0.987	1.005	1.047	1.439	1.487
Wielka Brytania	1.011	0.999	1.000	1.011	1.082	1.105

$R_{t,t-1}$: indeks produktywności

$A_{t,t-1}$: indeks zmian terms-of-trade lub indeks zmian cen towarów handlowych

$X_{t,t-1,L}$: efekt zmiany nakładu pracy

$X_{t,t-1,K}$: efekt zmiany nakładu kapitału

$P_{t,t-1,D}$: indeks zmiany cen wydatków krajowych

$\Gamma_{t,t-1}$: indeks nominalnego PKB

Źródło: [Kohli, 2003]

Wskaźnik wpływu akumulacji kapitału na wzrost PKB w Polsce, na Węgrzech i w Czechach w latach 1992-2002 wyniósł od 1,1 pkt. proc. do 1,5 pkt. proc. Był on zbliżony do wyników uzyskanych przez Kohliego dla najbardziej rozwiniętych krajów Europy, lecz znacznie niższy niż w przypadku gospoda-

rek „doganiających” bogatsze kraje UE (Hiszpania, Portugalia, Grecja i Irlandia), gdzie przekroczył 2,3 pkt. proc. Może to sugerować, że wbrew powszechnemu przekonaniu kraje Europy Środkowej inwestują zbyt mało, aby utrzymać wysokie tempo realnej konwergencji. Jeszcze mniej korzystnie prezentują się wyniki uzyskane dla Polski i innych krajów regionu w zestawieniu z wynikami krajów azjatyckich przeżywających „cud gospodarczy” w drugiej połowie XX wieku. Według [Kohliego, 2003] w Japonii w latach 1967-1996 wzrost zasobu kapitału zwiększał tempo wzrostu PKB średnio o 3,5 pkt. proc. rocznie, a w Korei Południowej w latach 1971-1991 – o 3,1 pkt. proc. (zob. [Kohli i Werner, 1998]).

Ujemny lub minimalnie dodatni wpływ zatrudnienia na realny wzrost gospodarczy odnotowany w Polsce, na Węgrzech i w Czechach był również typowym zjawiskiem dla gospodarek UE analizowanych przez [Kohliego, 2003]. Wyraźnie kontrastuje to z sytuacją obserwowaną w innych wysoko rozwiniętych krajach, takich jak USA, Kanada, Australia i Nowa Zelandia, gdzie wzrost nakładu pracy zwiększał roczny wzrost PKB o 1-1,3 pkt. proc.

Warto zauważyć, że wszystkie cztery wyżej wymienione kraje „doganiające” pozostałe kraje UE odnotowały w latach 1967-1996 niekorzystny wpływ zmian cen dóbr handlowych⁵.

Implikacje dla pomiaru wzrostu produktu i produktywności

Wykorzystując translogarytmiczną funkcję PKB otrzymujemy wyniki, które różnią się od oficjalnych stóp wzrostu realnego PKB. Jak wspomniano w rozdziale 2, indeks obliczony jako iloczyn indeksów wpływu zmian produktywności i nakładu czynników produkcji można *implicite* traktować jako indeks Törnqvista realnego PKB. Różni się on algebraicznie od stosowanego zwykle indeksu Laspeyresa, ponieważ jest indeksem wyższego rzędu. Uwzględniając dodatkowo wpływ zmian *terms of trade* i salda bilansu handlowego na wzrost gospodarczy otrzymujemy indeks realnego dochodu krajowego, który zwykle jeszcze bardziej różni się od oficjalnych stóp wzrostu.

Z teoretycznego punktu widzenia indeksy te mogą lepiej opisywać realny wzrost gospodarczy. Z praktycznego punktu widzenia warto natomiast sprawdzić, jak bardzo różnią się one od danych oficjalnych.

W tablicy 4 porównaliśmy indeks Törnqvista realnego PKB oraz indeks dochodu krajowego z oficjalnymi stopami wzrostu realnego PKB dla Polski, Węgier i Czech.

⁵ Obliczony przez [Kohliego, 2003] indeks wpływu zmian cen dóbr handlowych na PKB przedstawiono w tablicy 3, gdzie jest on oznaczony symbolem $A_{t,t-1}$ i opisany jako indeks wpływu zmian *terms of trade*. Jest to jednak nazwa umowna. Lepszym określeniem byłby wskaźnik wpływu cen towarów eksportowanych i importowanych na PKB. $A_{t,t-1}$ różni się algebraicznie od indeksu opartego na równaniu (28), choć jego koncepcja jest podobna.

Tablica 4

Oficjalny indeks PKB, indeks Törnqvista realnego PKB oraz indeks realnego dochodu krajowego
(indeksy roczne: 1992-2002 i średnie geometryczne: 1992-2002; 1995-2002)

	Polska			Węgry			Czechy		
	Oficjalny PKB	$\hat{\Gamma}_{t,t-1}$	$\tilde{Y}_{t,t-1}$	Oficjalny PKB	$\hat{\Gamma}_{t,t-1}$	$\tilde{Y}_{t,t-1}$	Oficjalny PKB	$\hat{\Gamma}_{t,t-1}$	$\tilde{Y}_{t,t-1}$
1992	1.026	1.021	1.034	0.969	0.993	0.994	0.995	0.967	0.985
1993	1.038	1.041	1.056	0.994	0.974	0.987	1.001	0.987	1.021
1994	1.052	1.054	1.050	1.029	1.017	1.028	1.022	1.018	1.048
1995	1.070	1.071	1.062	1.015	0.993	1.013	1.059	1.059	1.064
1996	1.060	1.061	1.054	1.013	1.017	1.010	1.043	1.044	1.057
1997	1.068	1.068	1.064	1.046	1.048	1.056	0.992	0.994	0.998
1998	1.048	1.048	1.055	1.049	1.050	1.056	0.990	0.990	1.021
1999	1.041	1.040	1.037	1.042	1.043	1.037	1.005	1.008	1.004
2000	1.040	1.038	1.023	1.052	1.053	1.036	1.033	1.035	1.016
2001	1.010	1.010	1.012	1.038	1.038	1.043	1.031	1.036	1.056
2002	1.014	1.014	1.012	1.033	1.036	1.045	1.020	1.025	1.040
92-02	1.042	1.042	1.041	1.025	1.027	1.031	1.017	1.014	1.028
95-02	1.044	1.044	1.040	1.036	1.037	1.039	1.031	1.024	1.032

$\hat{\Gamma}_{t,t-1}$: indeks Törnqvista realnego PKB

$\tilde{Y}_{t,t-1}$: indeks realnego dochodu krajowego

Analizując średnie geometryczne, największe różnice można stwierdzić między stopami wzrostu realnego dochodu krajowego a indeksami PKB (oficjalnymi lub Törnqvista). Różnice te można wyjaśnić wpływem zmian *terms of trade* oraz efektu salda bilansu handlowego. Rozbieżności między indeksem Törnqvista a oficjalnymi wskaźnikami wzrostu PKB są stosunkowo niewielkie, choć również widoczne, zwłaszcza w przypadku Czech⁶.

W przypadku Polski średnia roczna stopa wzrostu w latach 1992-2002 obliczona za pomocą wszystkich trzech indeksów jest niemal identyczna. Ma to związek z faktem, że średni wpływ korzyści związanych ze zmianą cen dóbr handlowych na PKB był w tym okresie bliski zeru. Jeżeli badany okres zawężymy do lat 1995-2002, okazuje się, że wpływ korzyści związanych ze zmianą cen dóbr handlowych był ujemny, co oznacza większe rozbieżności między średnim indeksem dochodu krajowego a oficjalną średnią stopą wzrostu PKB. Wpływ korzyści związanych ze zmianą cen dóbr handlowych jest szczególnie silny w Czechach, stąd rozbieżności między oficjalną stopą wzrostu PKB a indeksem realnego dochodu w tym kraju.

W przypadku indeksów z poszczególnych lat rozbieżności są czasem o wiele większe, nawet w Polsce. Wprawdzie od 1994 r. różnica między indeksem Törnqvista a oficjalnym indeksem PKB ani razu nie przekroczyła 0,2 pkt. proc., z drugiej strony jednak wnioski płynące z analizy zmian realnego dochodu krajowego mogą być istotnie różne od wyciąganych na podstawie oficjalnych stóp wzrostu, co jest szczególnie widoczne w przypadku 2000 r.

⁶ W przypadku Węgier największe różnice między tymi dwoma indeksami występują przed 1995 r., co można częściowo wyjaśnić zmianą roku bazowego do wycień w cenach stałych, patrz: Dane.

Uważamy więc, że analiza dokonana za pomocą przedstawionego modelu może być pomocna w ocenie procesu rozwoju gospodarczego.

Na zakończenie, podobnie jak w pracy [Kohliego, 2003], sprawdzimy wpływ wyboru funkcji produkcji na oszacowane wskaźniki postępu technologicznego. Porównujemy uzyskane przez nas rezultaty z resztami Solowa obliczonymi za pomocą standardowej funkcji Cobba-Douglasa w ramach modelu z dwoma czynnikami produkcji i jednorodnym produktem, przy założeniu stałego w czasie udziału wynagrodzenia czynnika pracy i kapitału w produkcji, obliczonego w przybliżeniu jako średnie arytmetyczne dla badanego okresu. Oba indeksy produktywności oraz korelacje między nimi zostały przedstawione w tabelicy 5.

Tablica 5

Reszta Solowa ($S_{t,t-1}$) a wzrost produktywności wg modelu Translog ($R_{t,t-1}$) dla Polski, Węgier i Czech (roczne stopy wzrostu: 1992-2002, średnie geometryczne: 1992-2002 i współczynnik korelacji (ρ))

	Polska		Węgry		Czechy	
	$S_{t,t-1}$	$R_{t,t-1}$	$S_{t,t-1}$	$R_{t,t-1}$	$S_{t,t-1}$	$R_{t,t-1}$
1992	0.029	0.025	0.051	0.090	0.012	-0.017
1993	0.040	0.044	0.027	0.011	0.005	-0.009
1994	0.034	0.036	0.033	0.023	0.006	0.001
1995	0.049	0.050	0.019	-0.003	0.038	0.039
1996	0.026	0.028	0.012	0.015	0.015	0.017
1997	0.036	0.036	0.035	0.037	-0.028	-0.026
1998	0.019	0.020	0.024	0.025	-0.016	-0.014
1999	0.036	0.036	0.007	0.008	0.000	0.003
2000	0.030	0.028	0.030	0.031	0.023	0.025
2001	0.000	-0.001	0.019	0.018	0.011	0.016
2002	0.016	0.015	0.016	0.018	0.002	0.007
Średnia	0.029	0.029	0.025	0.025	0.006	0.004
ρ	0.991		0.843		0.851	

Średnio różnice wydają się niewielkie, ale w przypadku indeksów rocznych są one nieco większe. Dla Polski różnice między wskaźnikami obliczonymi za pomocą modelu Translog i modelu Cobba-Douglasa są nieznaczne, biorąc pod uwagę przybliżony charakter wskaźników postępu technologicznego. Większe rozbieżności można odnotować w przypadku Węgier i Czech⁷. Nasze wyniki są zbliżone z rezultatami Kohliego (2003), który stwierdził niemal całkowitą zgodność między resztami obliczonymi za pomocą modelu Translog i modelu Cobba-Douglasa np. w USA. W niektórych innych krajach różnice były jednak znaczne.

⁷ Należy podkreślić, że w przypadku Węgier największe rozbieżności dotyczą lat 1992-1995. Odzwierciedlają one duże różnice między oficjalnymi stopami wzrostu PKB a indeksami Törnqvista realnego PKB.

Podsumowanie

Po szoku związanym ze zmianą ustroju w 1991 r. Polska osiągała znakomite wyniki gospodarcze, wyprzedzając inne kraje środkowoeuropejskie pod względem średniej stopy wzrostu PKB. Nasza analiza wykazała, że wzrost ten wynikał głównie z wyjątkowo silnego wzrostu produktywności. Nie jest to zaskoczeniem, gdy weźmie się pod uwagę warunki wyjściowe, z ukrytym bezrobociem, przestarzającymi technologiami i niską jakością produktów, a także stosunkowo duży napływ nowych technologii, m.in. poprzez zagraniczne inwestycje bezpośrednie w latach dziewięćdziesiątych.

Drugim ważnym czynnikiem wzrostu PKB w Polsce była akumulacja kapitału, choć miała ona mniejsze znaczenie niż wzrost produktywności. Boom inwestycyjny z lat 1993-1998 rzeczywiście spowodował szybszy wzrost majątku produkcyjnego i zwiększenie mocy wytwórczych. Polska nie była jednak pod tym względem wyjątkiem, o czym świadczą wskaźniki wpływu akumulacji kapitału na PKB w innych krajach regionu, takich jak Węgry i Czechy. Wpływ zmian nakładu pracy na wzrost PKB był w latach 1995-2002 bliski zeru (podobnie jak w większości innych gospodarek europejskich), a od 1999 ujemny.

Z punktu widzenia dobrobytu kraju, od wzrostu PKB istotniejszy jest wzrost realnego dochodu krajowego. Stanowi on bowiem podstawę spożycia, które z kolei wpływa na użyteczność, podczas gdy realny PKB dotyczy raczej możliwości produkcyjnych. Ważne jest więc uwzględnienie zmian cen dóbr eksportowych i importowych oraz efekt salda bilansu handlowego. Podobnie jak [Diewert i Morrison, 1986] uważamy, że poprawa *terms of trade* ma podobne znaczenie jak postęp techniczny, ponieważ ułatwia osiągnięcie lepszych wyników przy wykorzystaniu tych samych nakładów czynników produkcji. Model zastosowany w niniejszym opracowaniu, w odróżnieniu od standardowego rachunku wzrostu, umożliwia uwzględnienie tego właśnie czynnika. Ponadto, zastosowane podejście ułatwia uniknięcie pułapek wynikających ze stosowania indeksu realnego PKB jako wskaźnika realnego dochodu krajowego w przypadku zmian *terms of trade*.

Uwzględnienie wpływu korzyści związanych ze zmianą cen dóbr handlowych jako realnego czynnika wzrostu produktu pozwala spojrzeć na polski sukces gospodarczy z lat 90. z nieco innej perspektywy. Łatwo zauważyć, że od 1994 r. niekorzystne zmiany *terms of trade* w istotnym stopniu hamowały wzrost dochodu krajowego w Polsce. W tym samym okresie zarówno Czechy, jak i Węgry odnotowały znaczny wzrost korzyści związanych ze zmianą cen dóbr handlowych. W przeciwieństwie do oficjalnych danych o wzroście PKB, średnia stopa wzrostu realnego dochodu krajowego w latach 1995-2002 była w Polsce bardzo podobna jak na Węgrzech i wprawdzie znacznie wyższa niż w Czechach, jednakże różnice były w tym przypadku istotnie mniejsze niż w przypadku tempa wzrostu PKB.

Wyjaśnienie różnokierunkowego oddziaływania *terms of trade* na wzrost realnego dochodu krajowego w trzech analizowanych gospodarkach wykracza

poza zakres niniejszej pracy, mogłoby stanowić jednak interesujące jej uzupełnienie. W szczególności warto byłoby zbadać, na ile różnice pomiędzy gospodarkami Polski, Czech i Węgier wynikają z odmiennej ich struktury lub prowadzonej polityki gospodarczej, na ile natomiast pozostają pod wpływem czynników zewnętrznych. Nawiązując do tytułu artykułu [Easterly'ego, Kremera, Pritchetta i Summersa, 1993]: na ile korzystne zmiany *terms of trade* są pochodną dobrej polityki, a na ile szczęśliwym trafem?

Model zastosowany w niniejszym opracowaniu jest z teoretycznego punktu widzenia lepszym narzędziem mierzenia zmian technologicznych niż model standardowy oparty wyłącznie na resztach Solowa, ponieważ ujmuje on je w sposób bardziej elastyczny. Jednakże z praktycznego punktu widzenia różnice między indeksami wzrostu produktywności otrzymanymi za pomocą obu alternatywnych modeli nie są zbyt duże, biorąc pod uwagę przybliżony charakter wszelkich wskaźników postępu technicznego.

Bibliografia

- Arrow K., Chenery B., Minhas B., Solow R., [1961], *Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency*, Review of Economics and Statistics 45, 225-247.
- De Broeck M., Koen V., [2000], *The „Soaring Eagle”, Anatomy of the Polish Take-Off in the 1990s*, IMF Working Paper 00/6.
- Diewert W.E., [1974], *Applications of duality theory*, in: Intriligator M.D., Kendrick D.A. (eds.), *Frontiers of Quantitative Economics*, vol. 2, North-Holland, Amsterdam, 106-171.
- Diewert W.E., Morrison C.J., [1986], *Adjusting Output and Productivity Indexes for Changes in the Terms of Trade*, Economic Journal 96, 659-679.
- Easterly W., Kremer M., Pritchett L., Summers L., [1993], *Good policy or good luck?: Country growth performance and temporary shocks*, Journal of Monetary Economics 32, 459-483.
- Kohli U., [1990], *Growth Accounting in the Open Economy*, Parametric and Nonparametric Estimates, Journal of Economic and Social Measurement 16, 125-136.
- Kohli U., [1991], *Technology, Duality, and Foreign Trade*, The GNP Function Approach to Modeling Imports and Exports. London, Harvester Wheatsheaf and Ann Arbor, MI, University of Michigan Press.
- Kohli U., Werner A., [1998], *Accounting for South-Korean GDP Growth*, Index Number and Econometric Estimates, Pacific Economic Review 3:2, 133-152.
- Kohli U., [2002], *Terms-of-trade changes and real GDP*, Evidence from Switzerland, Quarterly Bulletin 2, Swiss National Bank.
- Kohli U., [2003], *Growth Accounting in the Open Economy*, International Comparisons, International Review of Economics and Finance 12, 417-435.
- Kohli U., [2004a], *An Implicit Törnqvist Index of Real GDP*, Journal of Productivity Analysis.
- Kohli U., [2004b], *Real GDP, real domestic income, and terms-of-trade changes*, Journal of International Economics 62, 83-106.
- Parente S.L., Prescott E.C., [2000], *Barriers to Riches*, MIT Press, Cambridge.
- Pula G., [2003], *Capital Stock Estimation in Hungary*, A Brief Description of Methodology and Results, MNB Working Paper 2003/7, National Bank of Hungary.
- Solow R.M., [1957], *Technical change and the aggregate production function*, Review of Economics and Statistics 39, 312-320.
- Zienkowski L., [2001], *Co to jest PKB? Jego rola w analizach ekonomicznych i prognozowaniu*, Elipsa, Warszawa.

**CHANGES IN THE PRICES OF GOODS AND THEIR EFFECT
ON THE GROWTH OF GROSS DOMESTIC PRODUCT IN POLAND,
THE CZECH REPUBLIC AND HUNGARY**

Summary

The authors analyze the importance of the key factors behind real GDP growth in Poland against the background of two other new EU member states, Hungary and the Czech Republic. The analysis makes use of an „index decomposition method” that directly takes into account the influence of changes in terms of trade. The authors highlight potential traps resulting from the interpretation of real GDP as an indicator of real incomes under changing terms of trade. Notably, average annual GDP growth in Poland in 1995-2002 was much higher than in other new EU member states, but in the case of real GDP growth, that prevalence proved to be much smaller. The most important factors behind GDP growth in the three analyzed countries were an increase in productivity and the accumulation of capital.