

Waldemar FLORCZAK  
Władysław WELFE\*

## Wyznaczanie potencjalnego PKB i łącznej produktywności czynników produkcji

### Wprowadzenie

*W empirycznej analizie rozwoju gospodarczego podstawowe pytania dotyczą roli głównych źródeł tego rozwoju. W warunkach gospodarki rynkowej, a także transformowanej, gdy chodzi o Polskę, można przyjąć, iż tempo wzrostu gospodarczego zależy od tempa wzrostu popytu na produkcję krajową (PKB). Jednakże, wzrost ten staje się możliwy, gdy w odpowiednim stopniu rośnie krajowy potencjał produkcyjny. Ma to m.in. szczególne znaczenie w analizach strategii rozwojowej. Zwróćmy także uwagę na to, iż w analizach średniookresowych wahania w stopniu wykorzystania potencjalnego PKB mają istotne znaczenie dla objaśnienia procesów inflacyjnych.*

Pierwszym zadaniem, jakie stawiamy sobie w tym opracowaniu jest odpowiedź na pytanie, jak należy mierzyć wielkość potencjalnego PKB, a następnie, jak kształtowała się jego dynamika nie tylko w okresie transformacji ustrojowej, ale także w latach wcześniejszych. Podejmujemy zarazem próbę określenia roli recesji podażowej z lat 1980-81 i popytowej z lat 1990-91, gdy chodzi o kształtowanie się dynamiki potencjału produkcyjnego w kontekście nieprzerwanej dynamiki wolumenu środków trwałych.

Po wtóre, zamierzamy poddać analizie kolejny dylemat, sprowadzający się do odpowiedzi na pytanie, w jakiej mierze przyrost potencjału gospodarczego w okresie transformacji, a także w latach poprzednich był uwarunkowany wzrostem inwestycji i przyrostem środków trwałych oraz towarzyszącym mu przyrostem miejsc pracy, w jakiej zaś efektem szeroko rozumianego postępu technicznego, tj. przyrostu łącznej produktywności środków trwałych (*total factor productivity TFP*). Czy w okresie minionych dziesiątków lat rozwój potencjału gospodarczego Polski był zbliżony do krajów dalekowschodnich, w których to efekty nie przekraczały 1/3 przyrostu PKB, zaś zdaniem niektórych ekspertów w ogóle były bez znaczenia [Lau 1998], czy też zbliżał się do krajów zachodnioeuropejskich, w których to krajach uboższych udział ten kształtował się w granicach 30-40%, czy też najbardziej rozwiniętych, w których udział TFP przekraczał 50% przyrostu PKB.

\* Autorzy są pracownikami naukowymi Uniwersytetu Łódzkiego.

Odpowiedź na powyższe pytania zostanie oparta na analizie funkcji produkcji, skonstruowanej dla potrzeb długookresowego modelu gospodarki polskiej W8D. Parametry tej funkcji były estymowane na podstawie szeregów czasowych, obejmujących okres ponad 20-letni 1966-1988. Wyniki tych analiz przedstawiamy w kolejności niżej naszkicowanej<sup>1</sup>.

### Funkcje produkcji w modelu W8D gospodarki narodowej Polski

W ramach prac nad długookresowym modelem W8D gospodarki polskiej dokonano estymacji parametrów funkcji produkcji według zasad przedstawionych w [W. Welfe, 2000]. Została ona oparta na próbie obejmującej lata 1966-1998, nawiązując do wcześniejszych wersji modelu W8 [R. Courbis, W. Welfe, eds, 1999].

Funkcje produkcji stosowane w ekonometrycznych analizach wzrostu mają zwykle postać funkcji Cobb-Douglasa, opierając się na założeniach przyjętych przez [R. Solowa, 1957], a w szczególności, iż funkcja produkcji odznacza się stałymi korzyściami skali oraz malejącymi krańcowymi produktywnościami środków trwałych i pracy, a także ograniczoną substytucyjnością powyższych czynników produkcji. Mamy więc:

$$X_t = A_t K_t^\alpha N_t^{(1-\alpha)} e^{\varepsilon_t} \quad (1)$$

gdzie:  $X_t$  – PKB lub wartość dodana w cenach stałych,  $K_t$  – zasób środków trwałych (w cenach stałych),  $N_t$  – liczba pracujących,  $A_t$  – łączna produktywność czynników produkcji (*TFP*),  $\varepsilon_t$  – składnik losowy.

Estymacji parametrów funkcji (1) dokonuje się, korzystając z założenia o braku efektów skali, przy użyciu wyprowadzonych z tej funkcji – funkcji wydajności pracy bądź funkcji produktywności środków trwałych, po uprzednim zlogarytmowaniu zmiennych i ewentualnym przejściu na pierwsze ich różnice dla uwzględnienia niestacjonarności zmiennych. W funkcji (1) wprowadzono jednak następujące modyfikacje.

Dla uniknięcia błędów specyfikacji wynikających z pominięcia efektów zakłóceń wywołanych czy to gwałtownymi zmianami popytu (np. spadek w latach 1991-92), czy to szokami podaźowymi (np. ograniczenia dewizowe rzucające na import zaopatrzeniowy w latach 1980-81) stosowane są różne metody. W badaniach dotyczących krajów Dalekiego Wschodu próbowano rozbudować funkcję produkcji (1) o składniki popytu zagranicy [Fagerberg, 1987], [Gapiński, 1996]. Konstrukcja mieszanych popytowo-podaźowych funkcji produkcji nasuwa jednak wiele zastrzeżeń dotyczących identyfikacji parametrów tych funkcji. Stąd też uważamy za bardziej poprawną rozbudowę funkcji produkcji (1), przez uwzględnienie charakterystyk stopnia wykorzystania czynników

<sup>1</sup> Powstały one w wyniku realizacji projektu KBN nr 1H02 B 01914.

produkcji tym więcej, że odwzorowują one również efekty szoków podażyowych [W. Welfe, 1999].

W analizach dla Polski wprowadzono dwie takie charakterystyki – wykorzystania zmian ( $WKZ_t$ ) i czasu pracy ( $WN_t$ ). Okazało się to niewystarczające, w związku z czym dla lat, w których wystąpiły wspomniane wyżej szoki, wprowadzono odpowiednie zmienne sztuczne.

Charakterystyki środków trwałych dotyczą na ogół łącznej ich wielkości. W analizach dotyczących Polski wyróżniono dwa warianty – maszyny i urządzenia ( $KM_t$ ), pełniące aktywną rolę w produkcji oraz środki trwałe ogółem ( $K_t$ ), preferując pierwszy z tych wariantów.

Dane o środkach trwałych dotyczą na ogół średnich stanów w ciągu roku. Ich zmiany nie są więc symetryczne do zmian zatrudnienia, gdyż nie uwzględniają m.in. wahań zmienności. Przeto w analizach dla Polski – średnie stany środków trwałych były modyfikowane przez uwzględnienie współczynnika wykorzystania zmian ( $WKZ_t$ ).

W efekcie szacowano parametry funkcji wydajności pracy i produktywności środków trwałych w dwóch wariantach – dla technicznego uzbrojenia pracy w maszyny i urządzenia oraz dla środków trwałych ogółem. W dalszych analizach wykorzystano jedynie funkcje produktywności środków trwałych (oceny parametrów tych funkcji, jak zobaczymy niżej, nie różnią się istotnie od ocen parametrów funkcji wydajności pracy). Oszacowania przeprowadzono na podstawie próby z lat 1966-1998.

Przedstawiamy poniżej wszystkie otrzymane wyniki z tym, że funkcje wydajności pracy i produktywności środków trwałych przedstawiono w taki sposób, by wyraźnie wyodrębnić efekty TFP tj.  $A_t^2$ .

Dla technicznego uzbrojenia pracy w maszyny i urządzenia otrzymano następujące wyniki,

Funkcja wydajności pracy:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(X_t/N_t) = & 0.495 \Delta \ln(KM_t WKZ_t/N_t) + 0.518 \Delta \ln WN_t + \Delta \ln A_t - 0.091 U7981_t + \\ & (5.0) \qquad \qquad \qquad (1.7) \qquad \qquad \qquad (7.5) \\ & + 0.0444 U8384_t - 0.111 U90_t \qquad \qquad \qquad (2) \\ & (2.9) \qquad \qquad \qquad (4.1) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.857 \qquad DW = 2.0 \qquad \bar{R}_L^2 = 0.974 \qquad DW_L = 2.1$$

<sup>2</sup> W procesie estymacji korzystano z dekompozycji  $A_t$  na efekty ucieleśnione w środkach trwałych, a zależne od krajowych nakładów na B+R oraz transferów efektów zagranicznych nakładów na B+R, a także ucieleśnione w zatrudnionych tj. efekty kapitału ludzkiego. Mianowicie efekty kapitału ludzkiego na pracującego połączono z liczbą pracujących, używając w procesie estymacji zmiennej wyrażającej kapitał ludzki, a nie liczbę pracujących.

funkcja produktywności maszyn i urządzeń:

$$\Delta \ln (X_t/KM_t) = \underset{(4.7)}{-0.501} \Delta \ln (KM_tWKZ_t/N_t) + \underset{(4.8)}{1.075} \Delta \ln WKZ_t + \underset{(1.6)}{0.558} \Delta \ln WN_t + \underset{(6.8)}{\Delta \ln A_t} - \underset{(6.8)}{0.0900} U7981_t + \underset{(2.7)}{0.0448} U8384_t - \underset{(3.4)}{0.107} U90_t \quad (3)$$

$$\bar{R}^2 = 0.848 \quad DW = 2.0 \quad \bar{R}_L^2 = 0.998 \quad DW_L = 1.6$$

gdzie  $A_t = TFP$  – efekty postępu technicznego, których specyfikacja została podana w [W. Florczak i in., 2000a i 2000b], oznacza charakterystyki obliczone dla poziomów zmiennych. W nawiasach podano wartości bezwzględne statystyki  $t$ -Studenta.

Zmienne zero-jedynkowe wprowadzono dla wyodrębnienia szoków popytowych i podaźowych, których to efekty nie zostały należycie odwzorowane przez zmienne wyrażające zmiany stopnia wykorzystania czynników produkcji.

Dla technicznego uzbrojenia pracy w środki trwałe ogółem otrzymano następujące rezultaty:

funkcja wydajności pracy:

$$\Delta \ln (X_t/N_t) = \underset{(.)}{0.6} \Delta \ln (K_tWKZ_t/N_t) + \underset{(3.1)}{1.0546} \Delta \ln WN_t + \Delta \ln AK_t - \underset{(6.2)}{-0.0814} U7982_t - \underset{(2.4)}{-0.0761} U90_t \quad (2')$$

$$\bar{R}^2 = 0.771 \quad DW = 1.8 \quad \bar{R}_L^2 = 0.959 \quad DW_L = 2.1$$

funkcja produktywności środków trwałych ogółem:

$$\Delta \ln (X_t/K_t) = \underset{(1.4)}{-0.0133} - \underset{(1.3)}{0.381} \Delta \ln (K_tWKZ_t/N_t) + \underset{(4.4)}{1.226} \Delta \ln WKZ_t + \underset{(2.1)}{0.722} \Delta \ln WN_t + \Delta \ln A_t - \underset{(7.4)}{0.0999} U7981_t + \underset{(2.10)}{0.0348} U8384_t - \underset{(3.1)}{0.0934} U90_t \quad (3')$$

$$\bar{R}^2 = 0.870 \quad DW = 2.5 \quad \bar{R}_L^2 = 0.994 \quad DW_L = 2.2$$

gdzie  $AK_t$  TFP dla wariantu z technicznym uzbrojeniem pracy w środki trwałe

Tak więc, dla gospodarki polskiej otrzymano następujące oszacowania elastyczności produkcji względem środków trwałych ( $a$ ) dla dwóch wariantów – technicznego uzbrojenia w maszyny i urządzenia  $\alpha = 0.50$  oraz w środki trwałe ogółem  $\alpha = 0.62$ . Elastyczności otrzymane dla pierwszego wariantu są bliższe otrzymanym w badaniach międzynarodowych.

Na podstawie powyższych funkcji wyznaczono potencjalne wielkości PKB, w dwu wariantach. W wariantcie 1 przyjęto, iż w okresach recesji lat 1980-81 oraz 1990-91, w których to odnotowano systematyczny wzrost środków trwałych następował odpowiedni, nieprzerwany przyrost potencjału produkcyjnego (XMT1). Należało więc z efektywnego przyrostu produkcji potrącić nie tylko efekty wahań zmianowości, ale także te efekty szoków, które zostały uchwycone za pomocą zmiennych sztucznych. Tak więc przyjęto, iż  $WKZ_t = 1$  oraz przyrównano zmienne zero-jedynkowe U do zera.

W wariantcie 2 założono natomiast, iż w okresach recesji i okresach po nich następujących miało miejsce trwale zmniejszenie stopnia użytkowania posiadanych środków trwałych, czy na skutek braku odpowiednich urządzeń, co powodowało wąskie gardła w ciągach technologicznych (w wyniku ograniczeń importowych w latach 1980-81), czy to trwałego braku rentowności, gdy chodzi o ich eksploatację (recesja transformacyjna). Ograniczono się więc w wariantcie tym do przyjęcia  $WKZ_t = 1$ . Tak wyznaczoną produkcję potencjalną oznaczono XMT2. Dynamikę tych wielkości przedstawiono dla okresów pięcioletnich w tablicy 1 oraz rocznych na rys. 1 (wariant 2, produktywność maszyn).

Wykres 1. Dynamika efektywnego PKB (X) oraz potencjalnego PKB (XMT2) dla technicznego uzbrojenia w maszyny (mln zł 1995) oraz stopnia wykorzystania potencjalnego PKB (WMT2) w %



Tablica 1

Średnie tempa wzrostu (w %) PKB obserwowanego oraz potencjalnego i stopnia wykorzystania potencjału produkcyjnego w latach 1981-2000

PKB	Lata			
	1981-85	1986-90	1991-95	1996-2000
- Rzeczywisty ( <i>X</i> )	-0.20	-0.88	2.21	5.38
- Potencjalny na podstawie funkcji produktywności maszyn				
wariant 1 ( <i>XMT1</i> )	1.94	2.46	2.13	5.65
wariant 2 ( <i>XMT2</i> )	1.92	0.30	2.13	5.66
- stopień wykorzystania potencjału				
wariant 1 ( <i>WMT1</i> )	-2.10	-3.27	0.08	-0.26
wariant 2 ( <i>WMT2</i> )	-2.10	-1.18	0.08	-0.26
- potencjalny na podstawie funkcji produktywności środków trwałych ogółem				
wariant 1 ( <i>XKT1</i> )	3.00	3.26	2.34	4.87
wariant 2 ( <i>XKT2</i> )	2.37	1.35	2.34	4.87
- stopień wykorzystania potencjału				
wariant 1 ( <i>WKT1</i> )	-3.10	-4.02	-0.13	0.49
wariant 2 ( <i>WKT2</i> )	-2.52	-2.21	-0.13	0.49

Źródła: Roczniki statystyczne dla roku 1999-2000, prognoza LIFEA [2000] oraz obliczenia własne

Wariant drugi wydaje się bardziej realistyczny. Zgodnie z tym wariantem w latach 80. produkcja potencjalna wykazywała nieznacznie dodatnie średnie tempa wzrostu przy niewielkim średnim spadku PKB, czemu towarzyszył systematyczny spadek stopnia wykorzystania mocy produkcyjnych. W okresie pierwszej połowy lat 90. potencjał produkcyjny wyznaczony na podstawie produktywności maszyn rósł nieco wolniej, niż efektywna produkcja – w następstwie wystąpiła nieznaczna poprawa stopnia wykorzystania mocy wytwórczych. Nie potwierdza tego rachunek oparty na produktywności środków trwałych ogółem. Natomiast w drugiej połowie tych lat sytuacja uległa odwróceniu, gdyż wysokiemu przyrostowi PKB towarzyszył szybszy przyrost potencjału, w wyniku znaczącego przyrostu inwestycji oraz maszyn i urządzeń. W efekcie nastąpiło powolne zmniejszenie stopnia jego wykorzystania. Natomiast stosując miernik potencjału oparty na analizie produktywności środków trwałych ogółem dochodzimy do przeciwnego wniosku. Ponieważ zmiany stopnia wykorzystania są w obu przypadkach niewielkie, możemy przyjąć, iż nastąpiła w tym okresie stabilizacja stopnia wykorzystania mocy produkcyjnych.

Porównania te mogą być mylące ze względu na występowanie z początkiem lat 90. recesji transformacyjnej i spowolnienie wzrostu począwszy od 1998 r. Bardziej adekwatna byłaby periodyzacja uwzględniająca te zakłócenia. Daje to nieco odmienny obraz. Mianowicie, na podstawie bardziej szczegółowych szacunków opartych na wariancie 2 (dla produktywności maszyn) możemy przyjąć, iż w wyniku recesji transformacyjnej spadkowi PKB w latach 1989-1991

o 20% towarzyszyło – mimo nieprzerwanego wzrostu środków trwałych – zmniejszenie efektywnego potencjału produkcyjnego o ponad 9%. Było to świadectwem trwałej rezygnacji z użytkowania odpowiedniej jego porcji. Nastąpił znaczący spadek stopnia wykorzystania mocy produkcyjnych z 77% w 1989 r. do 68% w 1991.

W początkowym okresie ożywienia potencjalny PKB rósł w zbliżonym tempie do zrealizowanego, podobnie też w latach 1994-97 z tym, że tempa były wówczas wysokie (PKB 6.3% zaś potencjał 6.4%), w wyniku czego stopień wykorzystania potencjału nie uległ zasadniczo zmianie. Sytuacja odwróciła się w latach 1998-2000, kiedy to potencjał – na skutek efektu inwestycji z lat 1995-97 – rósł nadal w wysokim tempie (6.5%), podczas gdy tempo efektywnego przyrostu PKB zmalało do 4.7%, co pociągnęło za sobą spadek stopnia wykorzystania mocy produkcyjnych (do 72%).

Tablica 2

Średnie roczne tempa wzrostu (w %) czynników produkcji w latach 1981-2000

Czynnik produkcji	Lata			
	1981-85	1986-90	1991-95	1996-2000
Nakłady inwestycyjne brutto na środki trwałe	-2.63	0.49	6.46	14.12
Środki trwałe	2.56	2.67	1.82	4.93
Nakłady inwestycyjne brutto na maszyny i urządzenia	-5.14	0.90	12.41	18.55
Maszyny i i urządzenia	2.82	4.08	3.60	9.65
Pracujący	-0.22	-1.35	-1.97	1.02

Źródła: Roczniki Statystyczne, dla roku 2000, prognoza LIFEA [2000] oraz obliczenia własne

Przyrost potencjału produkcyjnego był głównie uwarunkowany przyrostem kapitału rzeczowego, wynikającym z rosnących inwestycji w środki trwałe, połączonym z realizacją postępu technicznego, płynącego głównie z zagranicy, ale także z przyrostem kapitału ludzkiego, towarzyszącym fluktuacjom liczby pracujących. Będzie o tym mowa w odrębnych opracowaniach [W. Florczak i in., 2000a oraz 2000b].

Tak więc, w pierwszej połowie lat 90. przyrosty środków trwałych były kompensowane przez spadek liczby pracujących – w efekcie przyrosty potencjalnego PKB zależały w znacznej mierze od poprawy efektywności gospodarowania. W drugiej połowie przyrosty potencjalnego PKB nieznacznie przekraczają ważoną sumę stóp wzrostu czynników produkcji (zwłaszcza gdy brać pod uwagę maszyny i urządzenia), wskazując na decydującą rolę tych czynników wzrostu i mało znaczącą rolę przyrostu efektywności gospodarowania. Będzie to przedmiotem bardziej szczegółowej analizy w punkcie następnym. Dynamikę powyższych wielkości przedstawiono w tablicy 2 oraz na rys. 2 i 3.

## Szacunki dynamiki łącznej produktywności czynników produkcji

W latach 90. przeprowadzono liczne badania, mające na celu wyodrębnienie łącznych efektów postępu technicznego zarówno w krajach Dalekiego Wschodu, OECD, a następnie krajów rozwijających się. Początkowo były one prowadzone w celu ustalenia, w jakiej mierze przyczyniły się one do znacznego podniesienia stóp wzrostu krajów Dalekiego Wschodu, w jakiej zaś mierze było to rezultatem akumulacji kapitału rzeczowego i połączonego z nim wzrostu zatrudnienia<sup>3</sup>. Dynamikę łącznej produktywności otrzymano bądź stosując makroekonomiczny rachunek wzrostu, bądź w wyniku estymacji parametrów funkcji produkcji (1).

Makroekonomiczny rachunek wzrostu polega na tym, iż elastyczności produkcji względem środków trwałych ( $\alpha$ ) są kalibrowane, zwykle na poziomie bliskim udziałowi nadwyżki brutto w wartości dodanej. Były to na ogół wartości z przedziału 0.3-0.4<sup>4</sup>. Następnie szacowano wartości wskaźników dynamiki TFP, tj. zmiennej  $A_t$ . Uzyskiwano je drogą dzielenia wskaźników dynamiki zaobserwowanej produkcji przez wskaźniki dynamiki rozmiarów potencjalnej produkcji wyznaczonej z funkcji (1), przy uwzględnieniu jedynie podstawowych czynników produkcji tj. środków trwałych ( $K$ ) i liczby pracujących ( $N$ ), a więc

$$(A_t \hat{=} A_{t-1}) = (X_t / X_{t-1}) / [(K_t / K_{t-1})^\alpha (N_t / N_{t-1})^{1-\alpha}], \quad (4)$$

co jest równoważne

$$\Delta \ln \hat{A}_t = \Delta \ln X_t - (\alpha \Delta \ln K_t + (1 - \alpha) \Delta \ln N_t),$$

Łatwo zauważyć, iż oszacowanie przyrostu TFP na podstawie (4) zawiera w sobie błędy szacunku (także nielosowe), na przykład efekty szoków popytowych.

W drugim przypadku bezpośrednio estymowano parametry funkcji produkcji (1), przyjmując, iż  $A_t$  jest pewną (zwykle wykładniczą) funkcją czasu<sup>5</sup>. Należy jednak zwrócić uwagę, iż w obu przypadkach przyjmowano na ogół mało realistyczne założenie, że produkcja potencjalna generowana przez funkcję produkcji zrównuje się z produkcją faktycznie obserwowaną. Jak wspomniano wyżej, w nielicznych badaniach [Fagerberg, 1987], [Gapiński, 1996] starano się wprowadzić korekty przez uwzględnienie popytu zagranicy, jako zmiennej generującej efektywny przyrost produkcji.

<sup>3</sup> W nielicznych badaniach dokonywano wyodrębnienia kapitału ludzkiego (zwykle na pracującego) jako dodatkowej zmiennej. Jest to równoważne wyłączeniu tego efektu z efektów postępu technicznego, reprezentowanego przez TFP w ujęciu wyżej przedstawionym.

<sup>4</sup> Jest interesujące, iż oszacowane dla 22 krajów OECD przeciętne elastyczności produkcji względem kapitału rzeczowego były znacznie wyższe  $\alpha = 0.458$  [Coe, Helpman, 1995] tabl. B2, niezbyt odległe od ocen przez nas otrzymanych dla Polski.

<sup>5</sup> [Kim and Lau, 1994] zastosowali w tym celu translogarytmiczną funkcję produkcji, dekomponując trendy produktywności pomiędzy czynniki produkcji.



Wyniki badań empirycznych, których obszernie omówienie można znaleźć w [Fagerberg, 1994], [Felipe, 1997], wskazują na występowanie na ogół znaczących efektów postępu technicznego tj. przyrostu łącznej produktywności czynników produkcji w krajach Dalekiego Wschodu, zwłaszcza w latach 80. i pierwszej połowie lat 90. Wyniki te były wysoce zróżnicowane. Dla Singapuru według [Younga, 1995] tempo wzrostu TFP w latach 1966-1990 średnio ledwie przekraczało 0%, wskazując, iż o wzroście decydowała akumulacja kapitału rzeczowego. Z drugiej strony, dla Korei Płd. i Tajwanu w latach 80. tempa wzrostu TFP wynosiły odpowiednio 2.5% oraz 3.3 %, co oznaczało udział w tworzeniu PKB w ponad 1/4 w przypadku Korei Płd., zaś ponad 40% odnośnie Tajwanu [Young, 1995]. Średnie dla lat 1965-90 są o ponad połowę niższe [Kim and Lau, 1994], co wskazuje na rosnące w czasie znaczenie postępu technicznego mierzonego TFP<sup>6</sup>. Bardziej pełny obraz tych efektów podajemy w tab. 3.

W połowie lat 90. zostało opublikowane obszernie studium traktujące o stopach wzrostu TFP oraz o roli nakładów na R+D w ich wyjaśnieniu, dotyczące początkowo krajów OECD w latach 1971-1990 [Coe, Helpman, 1995], a następnie krajów rozwijających się [Coe, Helpman, Hoffmaister, 1997]. Wskaźniki dynamiki TFP oszacowano na podstawie makroekonomicznego rachunku wzrostu, korzystając z (4). W późniejszym badaniu skorzystano z modelu gospodarki światowej MULTIMOD [Bayoumi, Coe, Helpman, 1999].

Stopy wzrostu TFP przedstawiamy dla krajów będących głównymi partnerami handlowymi Polski oraz krajów, które w ostatnich dziesięcioleciach postawiły na postęp techniczny w rozwoju gospodarczym (tabl. nr 4). Wyniki dla krajów tych, w porównaniu z krajami Dalekiego Wschodu, wskazują na niższe tempa wzrostu TFP połączone z niższymi tempami wzrostu gospodarczego.

Jednakże udział postępu technicznego we wzroście był w krajach OECD w latach 1971-1990 znacznie wyższy. Sięgał ok. 60% w najbardziej nowoczesnych krajach Europy Zachodniej. W krajach wchodzących na drogę nowoczesności udział ten utrzymywał się w granicach 30-40%. W krajach tych decydującą rolę odgrywał przyrost inwestycji w środki trwałe (investment driven growth). Niski udział TFP (14%) w USA wydaje się przejściowy.

Zasługuje na uwagę, iż w okresach recesji (szoków naftowych) stopy wzrostu TFP dla największych krajów świata były niższe, niż w okresach pozostałych, co częściowo jest efektem „statystycznym” wynikającym z użycia do obliczeń zaobserwowanego PKB, a nie PKB potencjalnego.

Na tym tle zaskakują wyniki dla Polski uzyskane według analogicznej metodologii. Z wyjątkiem pierwszej połowy lat 70. otrzymano ujemne tempa wzrostu TFP. Jest to głównie wynikiem głębokiego spadku produkcji, a przez to łącznej faktycznej produktywności w latach 1980-81 oraz 1990. Eliminacja tych efektów przez odniesienie TFP do potencjalnego PKB zmienia obraz zasadniczo, wskazując, iż ok. 1/4 przyrostu potencjału produkcyjnego zostało osiągnięte w rezultacie postępu technicznego, przy czym efekty te przypadają głównie na lata 70-te.

<sup>6</sup> Obszerniejsze ich omówienie przedstawiono w pracy [W. Florczak, W. Welfe, 2000].

Tabela 3  
Średnioroczne tempa wzrostu TFP (pierwsza liczba w komórce); udział procentowy TFP w przyroście PKB wybranych krajów Dalekiego Wschodu (druga liczba w komórce); zakres próby, którą objęto badaniem (podano w nawiasach)

Kraj	Autor badania; rok w którym przeprowadzono badanie									
	Young [1992]	Young [1995]	Kim, Lau [1994]	Ikemoto [1986]	Bank Światowy [1993]	Fischer [1993]	Marti [1996]	Bosworth Collins, [1995]		
	(5)	(5)	(5)	(5) <sup>*</sup>	(7)	(5)	(5)	(7) <sup>ee</sup>		
	Metoda szacunku TFP zgodna ze wzorem (1); różnice w porównaniu z (1)									
Indonezja	-	-	-	2.4 31.5 (1970-80)	1.6 -	-	-0.47 -9.57 (1970-90)	0.9 24.32 (1984-94)		
Malezja	-	-	-	1.8 21.5 (1975-80)	1.5 -	-	0.44 12.90 (1970-90)	1.4 36.84 (1984-94)		
Filipiny	-	-	-	1.1 17.4 (1975-80)	-	-	-0.42-37.83 (1970-90)	-		
Singapur	-6.0 -20 (1980-85)	0.2 2.29 (1966-1990)	1.9 23 (1966-1990)	1.6 18.6 (1975-80)	1.6 -	-2.82	1.45 27.93 (1970-90)	3.1 51.66 (1984-94)		
Tajlandia	-	-	-	1.7 23 (1975-80)	2.4 -	-	1.65 42.52 (1970-90)	3.3 47.83 (1984-94)		
Korea Południowa	-	1.7 16.5 (1966-1990)	1.2 14 (1966-1990)	2 48.7 (1970-75)	3.2 -	-	-	2.1 33.87 (1984-94)		
Tajwan	-	2.6 27.65 (1966-1990)	1.2 15 (1966-1990)	5.2 51.1 (1975-80)	3.9 -	1.69	2.09 35.72 (1970-90)	2.8 50.00 (1984-94)		
Hongkong	7.4 25 (1981-86)	2.3 31.50 (1966-1990)	2.4 35 (1966-1990)	3.6 29.0 (1975-80)	3.8 -	-	2.4 48.09 (1970-90)	-		
Japonia	-	-	2.9 46 (1966-1990)	2.6 50.1 (1975-80)	3.7 -	-	0.87 25.81 (1970-90)	-		

\* Zgodnie ze wzorem (5), ale z uwzględnieniem dywersyfikacji kapitału na kapitał krajowy oraz zagraniczny

\*\* Zgodnie ze wzorem (11), ale z uwzględnieniem jedynie efektywności siły roboczej

Tablica 4

Średnie stopy wzrostu łącznej faktycznej produktywności czynników produkcji  
(w %) w wybranych krajach OECD w latach 1971-1990

Kraje	Średnie stopy wzrostu (w %) w latach					Średni udział TFP w stopach wzrostu PKB
	1971-75	1976-80	1981-85	1986-90	1971-90	1971-90
Finlandia	2.31	1.49	1.57	2.53	1.96	62
Francja	1.43	1.96	1.22	2.07	1.68	59
Grecja	1.96	2.11	-0.78	0.75	0.95	36
Hiszpania	1.17	0.15	1.05	1.19	0.88	30
Holandia	1.78	1.09	1.10	0.61	1.11	51
Irlandia	2.18	1.02	0.67	1.92	1.53	.
Japonia	2.18	2.50	2.27	3.45	2.72	58
Niemcy Zach.	0.76	1.72	0.40	2.07	1.02	45
Portugalia	-0.28	3.50	-0.86	2.71	1.33	43
St. Zjedn. AP	0.05	0.35	0.63	0.44	0.39	14
W. Brytania	0.87	2.61	0.63	1.08	1.32	58
Włochy	1.46	3.47	0.63	1.61	1.80	71
Polska <sup>a)</sup>	3.71 <sup>a</sup>	-2.69	-1.36	-1.52	0.50 <sup>b</sup>	.
**)	3.00 <sup>a</sup>	1.41	-0.45	0.36	0.73 <sup>b</sup>	26

\* faktyczna produktywność,

\*\* potencjalna produktywność środków trwałych ogółem,

a) w latach 1974-75,

b) w latach 1974-90

Źródło: [Coe, Helpman, 1995], tabl. 4.1 oraz obliczenia własne dla Polski

Wspomniane wyniki badań TFP dla Polski zostały oparte na funkcjach produkcji, których parametry zostały bądź skalibrowane, bądź oszacowane na podstawie funkcji produktywności środków trwałych (3) oraz (3').

Kalibrując elastyczność produkcji względem środków trwałych lub maszyn i urządzeń przyjęto, iż jest ona równa udziałowi nadwyżki operacyjnej brutto w globalnej wartości dodanej. Dla połowy lat 90. była ona równa  $\alpha = 0.5$ . Przyjęto dwa warianty – bez uwzględnienia zmian w stopniu wykorzystania środków trwałych oraz z poprawką na te zmiany, reprezentowane przez zmiany współczynnika zmianowości (WKZ). Należy podkreślić, iż w obu tych wariantach dynamika TFP reprezentuje zmiany faktycznej, łącznej produktywności czynników produkcji, a więc także wynikające z szoków podażowych lub popytowych. W okresach, w których szoki te występowały nastąpił wynikający z powyższych szoków spadek TFP, nie mający wiele wspólnego z efektami postępu technicznego.

W przypadku natomiast oparcia się na funkcji produktywności środków trwałych, skorzystano z wzoru (4), z oszacowanej wartości PKB ( $\hat{X}_t$ ) eliminując efekty zmian w stopniu wykorzystania czynników produkcji oraz efekty szoków podażowych i popytowych. Dla wariantu z technicznym uzbrojeniem w maszyny i urządzenia, na podstawie (3) mamy

$$\Delta \ln \hat{A}_t = \Delta \ln \hat{X}_t - (0.499 \Delta \ln(KM_t / WKZ_t) + 0.501 \Delta \ln N_t + 1.075 \Delta \ln WKZ_t + 0.558 \Delta \ln WN_t - 0.090 U_{7981_t} + 0.0448 U_{8384_t} - 0.107 U_{090_t}) \quad (5)$$

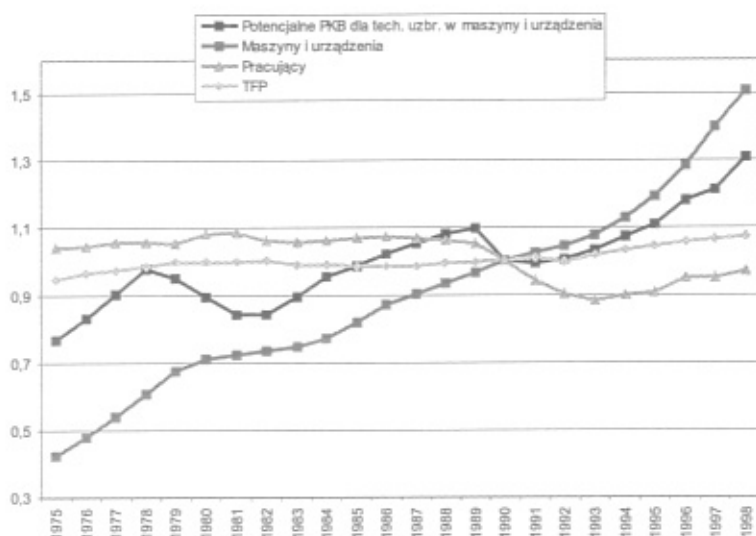
Tabela 5

Średnie tempa wzrostu łącznej produktywności czynników produkcji (a)  
oraz udział % w tempie PKB (b)

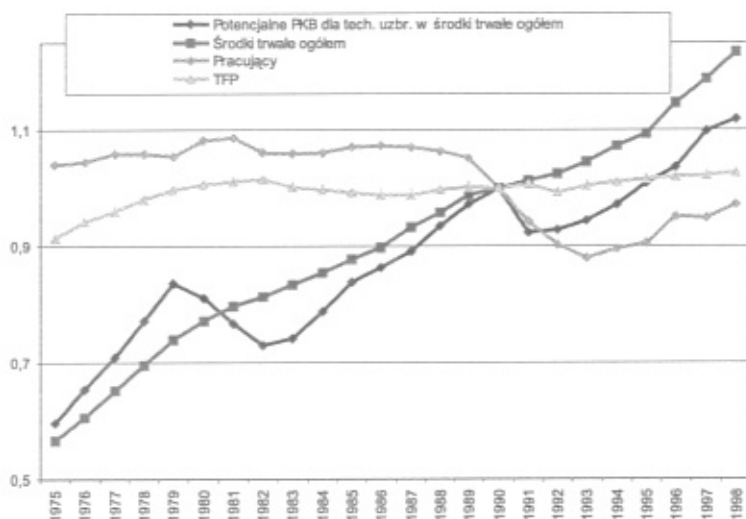
Elastyczność produkcji względem środków trwałych	Lata									
	1982-85	1986-90	1991	1992-94	1995-98	1999-00	1991-95	1996-00		
	Maszyny i urządzenia									
kalibrowana $\alpha = 0.5$	1.04 43	-2.18 .	-5.26 75	3.02 78	1.39 23	-5.70 .	1.42 64	-1.94 .		
kalibrowana $\alpha = 0.5$ z uwzględnieniem WKZ	1.80 75	-1.46 .	-2.90 42	3.13 81	-0.92 15	-1.48 .	1.88 85	-1.48 .		
estymowana a	-0.92	0.51	-1.28	1.6	0.86	0.67	0.88	0.78		
b	-23	173	.	63	17	10	41	14		
Środki trwale ogółem										
kalibrowana $\alpha = 0.5$	1.41 59	-1.52 .	-4.70 67	3.72 96	3.29 53	-9.35 .	2.31 104	-2.35 .		
kalibrowana $\alpha = 0.5$ z uwzględn. WKZ	2.18 91	-0.80 91	-2.22 32	3.84 96	2.82 46	1.14 25	2.73 12	1.14 2.1		
estymowana a	-0.62	0.36	-1.25	0.78	0.37	0.37	0.27	0.38		
b	-0.1	27	.	28	9	8	12	8		

Uwaga: udziały % w tempach PKB policzono dla wariantów z kalibracją względem faktycznych temp wzrostu, zaś dla estymowanych elastyczności PKB względem dynamiki potencjalnego PKB.

Wykres 2. Wskaźniki dynamiki (w %) potencjalnego PKB dla technicznego uzbrojenia w maszyny i urządzenia oraz potencjalnej TFP (1990=1)



Wykres 3. Wskaźniki dynamiki (w %) potencjalnego PKB dla technicznego uzbrojenia w środki trwałe ogółem, czynników produkcji oraz potencjalnej TFP (1990=1)



Równanie to odwzorowuje dynamikę potencjalnej TFP, dając wyobrażenie o łącznych efektach szeroko rozumianego postępu technicznego.

W podobny sposób wyznaczono ( $\hat{AK}_t$ ) dla wariantu z technicznym uzbrojeniem w środki trwałe ogółem.

Tempa wzrostu TFP obliczono dla okresu próby doszacowując je dla lat 1999-2000. W tabl. 5 podajemy ich średnie wartości dla omówionych trzech wariantów zarówno dla okresów pięcioletnich, jak też z wyłączeniem lat, w których to wystąpiły bądź szoki podażowe, bądź popytowe. Por. też rys. 2 i 3, w których podano roczne wartości potencjalnej TFP wyznaczone dla produktywności maszyn i urządzeń oraz środków trwałych ogółem.

Zwraca uwagę, iż wyniki otrzymane w rezultacie kalibracji elastyczności, dotyczące faktycznej produktywności są w wielu przypadkach mylące. W latach 90. znacznie przeszacowują efekty wzrostu wynikające z postępu technicznego, reprezentowane przez potencjalną TFP. Jest to szczególnie widoczne dla lat 1995-98, gdy nastąpił wysoki przyrost PKB, któremu nie towarzyszył odpowiedni przyrost potencjalnej TFP<sup>7</sup>.

W rzeczywistości udział potencjalnej TFP w przyroście potencjalnego PKB w latach 1992-94 przekraczał 60% dla produktywności maszyn i zbliżał się do 30% dla produktywności środków trwałych ogółem, natomiast w latach 1996-2000 spadł do 14% dla produktywności maszyn, zaś do 8% w przypadku środków trwałych ogółem. W obu tych przypadkach udział ten wyraźnie zmalał. Świadczy to, iż w okresie transformacji głównym źródłem wzrostu była akumulacja środków trwałych w wyniku inwestycji modernizacyjnych i nowych w sektorze przedsiębiorstw, zwłaszcza w okresie wzmoczonego ich wzrostu w drugiej połowie lat 90.

### Uwagi końcowe

Nie jest łatwo formułować na podstawie powyższej analizy wnioski odnoszące się do roli omawianych czynników w przyszłym wzroście gospodarczym Polski w latach 2001-2010, kiedy to spodziewamy się wejścia do UE. Zważywszy na spowolnienie tempa wzrostu nakładów inwestycyjnych datujące się od 1998 r. – można przyjąć, iż przewidywana na lata najbliższe ok. 4-5% stopa wzrostu potencjalnego PKB będzie osiągnana w mniejszym niż dotąd stopniu w wyniku przyrostu środków trwałych. Będzie raczej w znaczącym stopniu wynikiem postępu technicznego reprezentowanego przez przyrost potencjalnej TFP, będącej m.in. opóźnionym efektem wysiłku inwestycyjnego, w tym napływu zagranicznych inwestycji bezpośrednich drugiej połowy lat 90. Wyniki analiz symulacyjnych, opartych na prognozach do 2010 r. oraz 2025 r. przedstawimy w oddzielnych opracowaniach.

<sup>7</sup> Podobne, niestety, równie mylące wyniki otrzymał [L. Zienkowski, 2000] dla faktycznej, łącznej produktywności czynników produkcji, korzystając z krótszej próby (1986-1998) i opierając się na globalnej wartości dodanej (a nie PKB) i kalibrując  $\alpha = 0.4$ . Dla lat 1992-94 roczna stopa wzrostu faktycznej TFP wyniosła ok. 4% (wg naszych szacunków 3.7%), gdy stopa wzrostu potencjalnej TFP była równa zaledwie 0.8%; dla lat 1995-98 faktyczna TFP rosła w tempie ok. 3% (wg nas 3.3%), natomiast stopa wzrostu potencjalnej TFP zmalała do 0.4%.

### Bibliografia

- Barro R.J. [1991], *Economic Growth in a Cross-Section of Countries*, Quarterly Journal of Economics, s. 407-443.
- Bayoumi T., D.T. Coe, E. Helpman [1999], *R&D Spillovers and Global Growth*, Journal of International Economics, 47, s. 399-428.
- Coe D.T., E. Helpman [1995], *International R&D Spillovers*, European Economic Review, s. 859-887.
- Coe D.T., E. Helpman, A. Hoffmaister [1997], *North-South R&D Spillovers*, The Economic Journal, 107, s. 134-149.
- Diao X., T. Roe, E. Yeldan [1999], *Strategic Policies and Growth: an Applied Model of R&D Driven Endogenous Growth*, Journal of Development Economics, 60, s. 343-380.
- Courbis R., W. Welfe (eds.), [1999], *Central and Eastern Europe on its Way to European Union. Simulation Studies Based on Macromodels*, P. Lang, Frankfurt.
- Domański S.R. [1997], *Investycje w człowieka jako czynnik wzrostu i postępu technicznego*, w: *Kapitał ludzki jako czynnik wzrostu gospodarczego Polski*, RCSS, Rada Społeczno-Gospodarcza, Warszawa, s. 3-72.
- Eaton J.E., Gutierrez and S. Kortum [1998], *European Technology Policy*, Economic Policy, European Forum, 97, Blackwell Publ., s. 405-432.
- Fagerberg J. [1987], *A Technology Gap Approach to Why Growth Paths Differ*, Research Policy, 16, (2-4) s. 87-99.
- Fagerberg J. [1994], *Technology and International Differences on Growth Rates*, Journal of Economic Literature, s. 1147-1175.
- Felipe J. [1997], *Total Factor Productivity Growth in East Asia, A Critical Survey*, Paper presented at the Project LINK Meeting, Kuala-Lumpur 1997, Asian Development Bank, Manilla.
- Florczyk W., L. Sabanty, W. Welfe [2000a], *Nakłady na badania i rozwój (B+R) a produktywność czynników produkcji*, Materiały IEiS UE nr 9/2000, Łódź.
- Florczyk W., L. Sabanty, W. Welfe [2000b], *Szacunek kapitału ludzkiego i jego endogenizacja*, Materiały IEiS UE nr 11/2000, Łódź.
- Florczyk W., W. Welfe [2000], *Czynniki wzrostu gospodarczego w świetle badań dotyczących dalekowschodnich rynków wschodzących (na podstawie funkcji produkcji)*, w: W. Ostasiewicz (red.), *Wyzwania i dylematy stytystyki XXI wieku*, Wydawnictwo AE im. Langego, Wrocław, s. 65-83.
- Gapiński J.H. [1996], *Heterogenous Capital, Economic Growth and Economic Development*, Journal of Macroeconomics, 18, s. 561-586.
- Griliches Z. [1994], *Productivity, R&D and the Data Constraint*, The American Economic Review, 84, no 1, s. 1-23.
- Jones C.I. [1995], *R&D Based Models of Economic Growth*, Journal of Political Economy, 103, s. 759-784.
- Keller W. [1998], *International R&D Spillovers Trade-Related?. Analysing Spillovers among Randomly Matched Trade Partners*, European Economic Review, 42, s. 1469-1481.
- Kim J. and L.J. Lau [1994], *The Sources of Economic Growth of the East Asian Newly Industrialized Countries*, Journal of the Japanese and International Economics, 8, s. 235-271.
- Lau L. [1998], *The Sources of East Asian Economic Growth*, w: F.G. Adams, S. Ichimura (eds), *East Asian Development, Will the East Asian Growth Miracle Survive?* Praeger, Westpoint, Conn., London, s. 41-67.
- Lee J.W., [1995], *Capital Goods Imports and Long-run Growth*, Journal of Development Economics, 48, s. 91-110.
- Liberda B., T. Tokarski [1999], *Determinanty oszczędności i wzrostu gospodarczego w Polsce w odniesieniu do krajów OECD*, Ekonomista nr 3, s. 249-268.
- Mankiw N., D. Romer and D.N. Weil [1992], *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*, Quarterly Journal of Economics, 107, s. 407-438.

- Rebelo S. [1991], *Long-run Policy Analysis and Long-run Growth*, Journal of Political Economy, 99, s. 500-521.
- Romer P.M. [1990], *Endogenous Technological Change*, Journal of Political Economy, 98, s. S71-S102.
- Romer P.M. [1994], *The Origins of Endogenous Growth*, Journal of Economic Perspectives, 8, nr 1, s. 3-22.
- Solow R. [1957], *Technical Change and Aggregate Production Function*, Review of Economics and Statistics, 39, s. 312-320.
- Tokarski T. [1995], *Nakłady na badanie i rozwój a wzrost dochodu narodowego i wydajność pracy*, Wiadomości Statystyczne nr 1, s. 33-41.
- Tokarski T. [1997], *Czynniki wzrostu gospodarczego*, Wiadomości Statystyczne, nr 3, s. 1-20.
- Tokarski T. [1999], *Uwagi o modelach wzrostu gospodarczego*, Studia Prawno-Ekonomiczne, 59, s. 111-150.
- Young A. [1995], *The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience*, Quarterly Journal of Economics, s. 641-680.
- Welfe W., A. Welfe [1996], *Ekonometria stosowana*, PWE Warszawa.
- Welfe W. [1998], *Modeling Inflation in Poland*, Przegląd Statystyczny, 45, s. 309-329.
- Welfe W. [1999], *The Macroeconometric Simulation Model W8 of the Polish Economy*, w: R. Corubis, W. Welfe (red.) *Central and Eastern Europe on its Way to European Union. Simulation Studies based on Macromodels*, P. Lang, Frankfurt, s. 507-582.
- Welfe W. [2000], *Empiryczne modele wzrostu gospodarczego*, Ekonomista, z. 4, s. 483-498.
- World Development Report 1998/99, *Knowledge for Development* [1999], World Bank, Oxford University Press, New York
- Zienkowski L. [2000], *Labour and Capital Productivity in Poland*, Research Bulletin, RECESS, 9, no 2, s. 57-66.