

Waldemar FLORCZAK

Produktywność czynników wzrostu PKB

Pytanie o determinanty łącznej produktywności czynników produkcji jest pytaniem o perspektywy długookresowego wzrostu dobrobytu społeczeństw. Zgodnie z ustaleniami neoklasycznej teorii wzrostu, akumulacja bezpośrednich czynników produkcji — pracy i kapitału rzeczowego — nie może prowadzić do permanentnego przyrostu produkcji *per capita*. Również według podstawowych ustaleń rozwoju zrównoważonego, jedynie z sekularnym wzrostem efektywności procesów produkcyjnych można wiązać nadzieję na rozwiązanie palących problemów ekologicznych świata współczesnego (Florczak, 2007a).

W artykule dokonano kwantyfikacji wpływu łącznej produktywności czynników produkcji (*total factor productivity* — *TFP*), na długookresowy wzrost gospodarczy. Ponadto podjęto próbę objaśnienia wariancji *TFP* poprzez wykorzystanie ekonometrycznego modelu regresji wielorakiej. W celu zapewnienia interpretowalności wyników w kategoriach długookresowej relacji podaźowej, przy wyznaczaniu wielkości *TFP* wykorzystano efektywne nakłady pracy i kapitału. Konieczny okazał się przy tym szacunek produkcji potencjalnej, która pośrednio — poprzez współczynnik wykorzystania mocy wytwórczych — posłużyła do wyznaczenia efektywnej wielkości kapitału.

PRODUKCJA POTENCJALNA A ŁĄCZNA PRODUKTYWNOŚĆ CZYNNIKÓW PRODUKCJI

Łączną produktywność czynników produkcji można utożsamiać z długookresową makroekonomiczną efektywnością produkcji, jeśli założyć, że cykliczne wahania produktywności dają się wyjaśnić poprzez modyfikację intensywności wykorzystania bezpośrednich czynników produkcji. Natomiast pominięcie skutków zmian w stopniu wykorzystania czynników produkcji prowadzi do sytuacji, w której *TFP* — wyznaczone w sposób klasyczny jako reszta Solowa — skupia w sobie trudne do rozszczepienia efekty oddziaływania czynników krótko- (zwykle popytowych) i długookresowych (zwykle podażowych). W konsekwencji uzyskiwane oszacowania *TFP* mogą charakteryzować się zarówno bardzo wysoką zmiennością, przewyższającą nawet zmienność produkcji/PKB, jak i występowaniem licznych obserwacji o bardzo wysokich spadkach/wzrostach. Jednakże w długim okresie należałoby się spodziewać trwałego wzrostu makroekonomicznej efektywności gospodarowania, głównie za sprawą akumulacji kapitału wiedzy. Z kolei fakt, że makroekonomiczną efektywność gospodarowania determinują również inne czynniki, poza kapitałem wiedzy, sprawia, iż długookresowy wzrost łącznej produktywności czynników produkcji nie jest przesądzony. Kluczową kwestią pozostaje ustalenie stopnia wykorzystania mocy wytwórczych.

Pomimo że pojęcie produkcji potencjalnej jest często wykorzystywane w analizach ekonomicznych wśród ekonomistów nie ma jednomyślności ani co do definicji, ani sposobu pomiaru tej kategorii. Generalnie, w zakresie definicyjnym wyróżnić można trzy podejścia (Gibbs, 1995): pierwsze utożsamia produkcję potencjalną z maksymalną wielkością produkcji, możliwą do wytworzenia przy założeniu pełnego wykorzystania wszystkich czynników produkcji. Definicji tej odpowiada ukryte założenie, że gospodarka rozwija się permanentnie poniżej swoich możliwości wytwórczych, a produkcja potencjalna jest zawsze wyższa albo co najmniej równa, produkcji zrealizowanej.

Według podjęcia drugiego produkcja potencjalna oznacza produkcję uzyskiwaną nie przy pełnym, ale przy przeciętnym wykorzystaniu czynników produkcji. W tym rozumieniu stopień wykorzystania mocy wytwórczych może w krótkim okresie przekraczać nawet 100%, gdyż wybrane czynniki produkcji mogą być przejściowo wykorzystane powyżej swego długookresowego trendu.

I wreszcie trzecie, zgodnie z definicją przyjętą przez instytucje finansowe, produkcja potencjalna to maksymalny, możliwy do uzyskania poziom produkcji nieprowadzący do presji inflacyjnej, a w konsekwencji do wzrostu bądź to inflacji (*NAIRU*, *non-accelerating inflation rate of unemployment*), bądź płac (*NAWRU*, *non-accelerating wages rate of unemployment*), przy ustalonej stopie tzw. bezrobocia naturalnego. Również w tym przypadku stopień wykorzystania mocy wytwórczych może przekraczać 100%.

Kardynalna zatem różnica pomiędzy podejściem pierwszym a drugim i trzecim zasadza się na postrzeganiu w nich tzw. luki produkcyjnej, czyli różnicy

pomiędzy produkcją potencjalną a faktyczną. W pierwszym przypadku luka ta jest zawsze nieujemna, co stanowi uzasadnienie dla podejmowania odpowiednich działań z zakresu polityki makroekonomicznej, tym bardziej zdecydowanych, im owa luka jest wyższa. Przypadkom drugiemu i trzeciemu odpowiada natomiast założenie, że gospodarka w długim okresie rozwija się w sposób efektywny, oscylując wokół, nie zaś permanentnie pozostając poniżej swojej długookresowej krzywej możliwości produkcyjnych. O ile w pierwszym przypadku, w wyniku trafnych decyzji i działań z zakresu polityki makroekonomicznej, można uzyskać trwały wzrost produkcji, o tyle w przypadku drugim analogiczne działania mogą co najwyżej zmniejszyć wariancję (cykliczność), nie zaś podwyższyć na trwałe poziom produkcji.

Fakt występowania i stosowania w badaniach empirycznych aproksymant produkcji potencjalnej według jednej z tych koncepcji świadczy o tym, że żadna z nich nie uzyskuje w stosunku do pozostałych statusu koncepcji wiodącej. W praktycznych zastosowaniach kwantyfikacja wpływu zmian produkcji potencjalnej na kształtowanie się określonego regresanta (np. inflację, produkcję faktyczną czy łączną produktywność czynników produkcji) jest najczęściej dokonywana poprzez szacunki odpowiedniej elastyczności. W rezultacie, dla oszacowań wartości teoretycznych zmiennych objaśnianych, w takich regresjach bardziej istotny okazuje się nie tyle sam poziom produkcji potencjalnej, ile jej dynamika. Ta ostatnia zaś może być zbliżona w aproksymantach produkcji potencjalnej, uzyskiwanych według odmiennych definicji i procedur pomiaru.

Zbiór dostępnych procedur wyznaczania produkcji potencjalnej jest zależny od przyjętej definicji i obejmuje m.in. takie metody, jak (Gibbs, 1995; St-Amant, van Norden, 1997):

- a) dla produkcji potencjalnej według definicji pierwszej: metodę trendu przez szczyty, metodę współczynnika kapitałochłonności (metoda Whartona) czy metody funkcji produkcji,
- b) dla produkcji potencjalnej według definicji drugiej: metodę trendu, filtr Hodricka-Prescotta czy metody filtrowania wielowymiarowego (Laxton, Tetlow, 1992),
- c) dla produkcji potencjalnej według definicji trzeciej: metodę Okuna, metody filtrowania wielowymiarowego (Butler, 1996), metodę VAR czy metodę VECM (Gradzewicz, Kolasa, 2004).

W naszym badaniu do wyznaczenia wielkości produkcji potencjalnej wykorzystano metodę Whartona według procedury zaproponowanej przez Oguchiego (2004). Zdecydowano się więc na przyjęcie koncepcji produkcji potencjalnej według definicji pierwszej. Za taką decyzją przemawiają następujące argumenty:

- po pierwsze, według teorii wzrostu endogenicznego istnieje możliwość ustawicznego zwiększania makroekonomicznej efektywności gospodarowania dzięki akumulacji kapitału wiedzy (Florczak, 2009a). W ramach teorii neoklasycznych możliwości sekularnego zwiększenia efektywności makroekonomicznej upatrywać należy zaś w dążeniu do ograniczania/eliminacji zawodności rynku oraz negatywnych efektów zewnętrznych lub/i intensyfikacji

działań na rzecz stymulacji procesów wywołujących pozytywne efekty zewnętrzne;

- po drugie, w większości badań nad realną sferą gospodarki dominują miary produkcji potencjalnej konstruowane według definicji pierwszej.

Ponadto, z punktu widzenia procesów realnych, trudno uznać poziom naturalnej stopy bezrobocia rzędu dwudziestu kilku procent za wyznaczający długookresowy poziom równowagi, co *implicite* jest czynione, jeśli koncepcję produkcji potencjalnej oprzeć na definicji drugiej lub trzeciej.

EFEKTYWNE CZYNNIKI PRODUKCJI A WZROST GOSPODARCZY

W odniesieniu do sposobu szacunku produkcji potencjalnej zdecydowano się na metodę wskaźnika kapitałochłonności przede wszystkim ze względu na przejrzystość procedury pomiaru. Ponadto, w odróżnieniu od metody trendu przez szczyty, wyniki uzyskiwane metodą Whartona są mało wrażliwe na zmiany długości próby, zaś zastosowanie metody funkcji produkcji wiąże się z podjęciem kilku arbitralnych decyzji. Co więcej, zastąpienie liczby pracujących liczbą przepracowanych roboczogodzin pozwala *explicite* uwzględnić stopień efektywnego zaangażowania tego czynnika w procesie produkcyjnym. Fakt ten sprawia, że wyznaczając wielkość łącznej produktywności czynników produkcji według standardowej formuły reszty Solowa:

$$TFP = \frac{Y}{K^{\alpha} L^{1-\alpha}} \quad (1)$$

gdzie:

TFP — łączna produktywność czynników produkcji,

Y — produkcja (PKB),

K — kapitał rzeczowy,

L — praca,

α — elastyczność produkcji względem kapitału rzeczowego,

eliminuje się obciążenie wynikające z wykorzystania „surowych” (zakładających niezmienność stopnia ich wykorzystania) agregatów pracy i kapitału rzeczowego.

Zastosowanie metody Whartona obejmuje kilka etapów (Oguchi, red., 2004):

1. Utworzenie szeregu czasowego opisującego kształtowanie się kapitałochłonności produkcji w okresie nie krótszym niż objęty analizą (K/Y , K — majątek produkcyjny, Y — wielkość produkcji).
2. Oszacowanie parametrów równania trendu:

$$K_t / Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 T_t + \varepsilon_t$$

gdzie:

T — trend liniowy,
 ε — składnik losowy.

3. Zamianę wartości wyrazu wolnego w równaniu z punktu 2, tak aby uzyskać linię trendu styczną do empirycznej krzywej kapitałochłonności jedynie w jednym, dolnym, punkcie (wykr. 1).
4. Obliczenie wartości potencjalnych współczynników kapitałochłonności, które leżą na prostej wyznaczonej w punkcie 3, przy wykorzystaniu funkcji trendu:

$$K_t^* / Y_t^* = \hat{\alpha}_0^* + \hat{\alpha}_1 T_t$$

gdzie:

K_t^* / Y_t^* — potencjalne współczynniki kapitałochłonności,
 $\hat{\alpha}_0^*$ — oszacowanie wyrazu wolnego, uzyskane w punkcie 2.

5. Wyznaczenie wielkości produkcji potencjalnej według wzoru:

$$Y_t^* = K_t / (K_t^* / Y_t^*)$$

6. Obliczenie współczynnika wykorzystania mocy wytwórczych, $WWM_t = Y_t / Y_t^*$ oraz wyznaczenie efektywnej wielkości kapitału rzeczowego:

$$KE_t = WWM_t \cdot K_t$$

Przyjmując standardowe założenie o jednorodności bezpośrednich czynników produkcji oraz zakładając, że $\alpha = 0,5$ (Welfe, red., 2001, 2009; Gradzewicz, Kolasa, 2004), oszacowanie łącznej produktywności czynników produkcji otrzymano według wzoru:

$$TFPE_t = \frac{Y_t}{KE_t^{0,5} LE_t^{0,5}} \quad (2)$$

gdzie:

$TFPE_t$ — efektywny poziom łącznej produktywności czynników produkcji,
 Y_t — PKB,
 KE_t — efektywny wolumen kapitału rzeczowego: $KE_t = WWM_t \cdot K_t$
(WWM_t — współczynnik wykorzystania mocy produkcyjnych wyznaczony metodą Whartona, K_t — księgowa wartość kapitału rzeczowego),

LE_t — efektywne nakłady pracy: $LE_t = L_t \cdot AVH_t$ (L_t — liczba pracujących, AVH_t — przeciętny przepracowany czas na pracującego).

Na wyk. 1 przedstawiono kształtowanie się empirycznych i potencjalnych współczynników kapitałochłonności uzyskanych metodą Whartona, zaś wyk. 2 przedstawia wartość produkcji potencjalnej i stopień wykorzystania mocy wytwórczych.

Wprowadzenie do funkcji produkcji zagregowanych czynników produkcji bez poprawki na efektywność ich wykorzystania niesie za sobą daleko idące następstwa dla szacunku łącznej produktywności tych czynników. Wynika to z różnej dynamiki nieskorygowanych i efektywnych nakładów tych czynników, co ilustruje wyk. 3.

Na wyk. 4 przedstawiono procentowe tempo wzrostu łącznej produktywności czynników produkcji w dwóch wariantach:

- 1) dla nieskorygowanych nakładów czynników produkcji (wzór 1) oraz
- 2) dla efektywnych nakładów czynników produkcji (wzór 2).

Poprawka na stopień wykorzystania czynników produkcji prowadzi do zgodnych z oczekiwanymi skutków dla szacunku łącznej produktywności czynników produkcji. Efektywne *TFP* charakteryzuje się mniejszą zmiennością, wykazując, średnio rzecz biorąc, niższe spadki i jednocześnie niższe wzrosty od *TFP* nieskorygowanego (tabl. 1). Jest to konsekwencją znacznych różnic w tempie wzrostu bezpośrednich czynników produkcji w wariantach bez i z uwzględnieniem stopnia ich efektywnego wykorzystania.

Rozbiór informacji zawartych w tabl. 1 prowadzi do szeregu interesujących wniosków, ograniczonych tutaj jedynie do porównania lat funkcjonowania gospodarki nakazowo-rozdzielczej z okresem gospodarki transformowanej/rynkowej.

Po pierwsze, transformacja systemowa skutkowała jakościowym wzrostem efektywności makroekonomicznej gospodarki polskiej, o czym świadczy ponad dwukrotnie wyższe średnie tempo wzrostu efektywnej łącznej produktywności czynników produkcji (*TFPE*) w latach 1990—2005 w porównaniu z okresem poprzedniego systemu ekonomicznego (1,807, wobec 0,792).

Po drugie, głównym czynnikiem wzrostu w gospodarce centralnie sterowanej były wysokie nakłady inwestycyjne, w efekcie czego następował szybki przyrost majątku rzeczowego. Jednakże stopień jego wykorzystania był znacznie niższy niż w gospodarce rynkowej, co pokazuje średnie tempo wzrostu kapitału rzeczowego, odpowiednio dla wariantu A i B. Dla gospodarki rynkowej tempo wzrostu efektywnego kapitału — wariant B — jest bowiem o blisko 0,5 p.proc. wyższe od tempa wzrostu kapitału „zaksięgowanego” (1,778, wobec 1,300), podczas gdy dla poprzedniego systemu tempo jest nieomal identyczne (2,262, wobec 2,236).

**TABL. 1. ŚREDNIOROCZNE, PROCENTOWE TEMPO WZROSTU PKB
ORAZ BEZPOŚREDNICH CZYNNIKÓW PRODUKCJI I TFP^a**

L a t a	Wariant A				Wariant B			
	PKB	TFP	K	L	PKB	TFPE	KE	LE
1971—1975	8,816	4,855	2,868	0,885	8,816	2,976	5,226	0,423
1976—1980	0,771	-2,691	3,156	0,390	0,771	-0,527	1,191	0,112
1981—1984	-1,133	-2,120	1,256	-0,244	-1,133	-0,564	0,177	-0,748
1985—1989	2,803	1,389	1,481	-0,085	2,803	1,049	2,103	-0,360
1990—1995	-0,633	0,273	0,852	-1,740	-0,633	1,483	0,333	-2,409
1996—2000	5,296	3,549	2,009	-0,317	5,296	2,070	3,237	-0,074
2001—2005	3,008	2,412	1,133	-0,545	3,008	1,934	2,075	-1,000
1971—2005	2,668	1,132	1,807	-0,283	2,668	1,254	2,040	-0,631
1971—1989	2,956	0,443	2,236	0,261	2,956	0,792	2,262	-0,112
1990—2005	2,327	1,956	1,300	-0,924	2,327	1,807	1,778	-1,244

^a Opracowanie stanowi fragment badania związanego z modelowaniem zrównoważonego rozwoju gospodarki polskiej w aspektach społeczno-ekonomicznych i demograficznych. Efektem tych prac są liczne autorskie publikacje, w których zakres próby statystycznej obejmuje jednolicie lata 1970—2005. Umożliwia to spojrzenie na problematykę rozwoju zrównoważonego poprzez pryzmat wzajemnych powiązań pomiędzy kluczowymi jego aspektami. W ramach grantu MNiSW prowadzone są badania nad rozwojem zrównoważonym, w których uwzględnione zostaną najnowsze dostępne dane statystyczne.

U w a g a. Wariant A bez poprawek na stopień wykorzystania czynników produkcji (wzór 1). Wariant B z poprawkami na stopień wykorzystania czynników produkcji (wzór 2).

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Po trzecie, w całym okresie analizy mieliśmy do czynienia ze spadkiem efektywnych nakładów pracy, chociaż w okresie gospodarki nakazowo-rozdziałowej spadek ten był nieznaczny, zaś dla okresu gospodarki transformowanej — bardzo wysoki. Ponadto w gospodarce socjalizmu realnego spadek wynikał z redukcji średniego czasu pracy, nie zaś zmniejszenia liczby pracujących. Natomiast w latach 1990—2005 odnotowano zarówno zmniejszenie liczby pracujących, jak i średniej długości przepracowanego czasu.

DETERMINANTY ŁĄCZNEJ PRODUKTYWNOŚCI CZYNNIKÓW PRODUKCJI — PRÓBA KWANTYFIKACJI

Pośrednie czynniki produkcji, które wpływają na wielkość produkcji poprzez łączną produktywność, a zatem decydują o efektywności gospodarowania w skali makro, są bardzo liczne (Welfe, red., 2007; Zienkowski, red., 2003; Sala-i-Martin, 1997).

W artykule zrezygnowano zarówno z teoretycznego uzasadnienia doboru konkretnych zmiennych objaśniających długookresową łączną produktywność czynników produkcji, jak i z przedstawienia szczegółów metodologicznych związanych z konstrukcją wybranych zmiennych. Komentarz wraz z opisem niuansów metodologicznych znajduje się w pozycjach literatury cytowanych przy poszczególnych zmiennych. Nadmienić tu należy jedynie, że zaproponowana lista jest wyrazem kompromisu pomiędzy koniecznością uwzględnienia jak najszerszego spektrum adekwatnych czynników determinujących łączną produktywność czynników produkcji a obiektywnymi ograniczeniami związanymi z dostępnością danych dla gospodarki narodowej w okresie objętym analizą (Florczak, 2003, 2006a).

Warto podkreślić, że zaproponowana lista potencjalnych determinantów *TFPE* wychodzi poza spektrum tradycyjnych czynników ekonomicznych, obejmując uwarunkowania społeczne i demograficzne (kapitał społeczny czy nierówności ekonomiczne). Nie ulega bowiem wątpliwości, iż w długim okresie wzrost gospodarczy jest również funkcją licznych uwarunkowań pozaekonomicznych (Putnam, 1993; Bjoernskov, 2006; Kołodko, 2008). Wykorzystanie szerokiego zbioru regresorów pozwala na precyzyjną ocenę rzeczywistego oddziaływania analizowanych zmiennych na wzrost gospodarczy, gdyż trudno w takim przypadku mówić o obciążoności estymatorów, spowodowanej pominięciem potencjalnie istotnych zmiennych. Dodajmy również, że w badaniu celowo nie dokonano gradacji znaczenia poszczególnych czynników dla objaśnienia łącznej produktywności czynników produkcji, wychodząc z założenia, iż przesądzić o tym powinno badanie empiryczne. W konsekwencji do szacunku parametrów strukturalnych efektywnej łącznej produktywności czynników produkcji (*TFPE*) zastosowano metodę regresji krokowej w wersji *backward*, której procedura postępowania jest analogiczna do strategii modelowania od ogółu do szczegółu.

W badaniu ograniczono się do szacowania parametrów relacji długookresowej. Uzyskane rezultaty poddano pełnej weryfikacji statystycznej. W doborze narzędzi diagnostycznych kierowano się koniecznością sprawdzenia podstawowych własności statystycznych uzyskanych oszacowań, z uwzględnieniem realizacji tzw. schematu Gaussa-Markowa (Welfe, 2003). Ze względu na ograniczenia natury technicznej pominięto szczegóły metodologiczne związane z konstrukcją odpowiednich miar i testów. Ich opis Czytelnik znajdzie w każdym współczesnym podręczniku do teorii ekonometrii (Greene, 1993; Welfe, 2003).

W celu pomiaru stopnia objaśnienia wariancji zmiennej regresanta posłużono się wartością $\bar{R}^2$ skorygowanego współczynnika determinacji. Wartość *MAPE*, średniego absolutnego błędu procentowego, informuje o dokładności dopasowania wartości teoretycznych do wartości empirycznych zmiennej objaśnianej modelem. Hipotezę o sferyczności składnika losowego zweryfikowano wykorzystując test Durbina-Watsona oraz test White'a, obliczając odpowiednią wartość statystyki testu D-W oraz krytyczny poziom istotności dla testu White'a. Hipoteza normalności rozkładu zweryfikowana została przy użyciu testu Jarque-Bera, dla którego wyznaczono krytyczny poziom istotności.

Do weryfikacji hipotezy o stabilności parametrów strukturalnych wykorzystano test Harveya-Colliera, dodatkowo zaś obliczono krytyczny poziom istotności testu RESET. Stacjonarność składnika losowego zweryfikowana została przy użyciu rozszerzonego testu Dickey-Fullera, ADF. I wreszcie, stosując statystykę *F*, zweryfikowano hipotezę o braku istotności wpływu zmiennych objaśniających występujących w wersjach wyjściowych równań, ale pominiętych w równaniach końcowych, tzn. w równaniach z restrykcjami zerowymi nałożonymi na odpowiednie parametry.

Lista regresorów równania długookresowej (wzór 2) łącznej produktywności czynników produkcji objęła następujące czynniki (w nawiasach podano oczeki-

wany, zgodny z przesłankami teoretycznymi, kierunek zależności pomiędzy daną zmienną objaśniającą a regresantem):

- X_1 — kapitał ludzki, *HLEXP* (+), obejmujący wszystkie kluczowe cechy tej kategorii, a zatem przeciętny poziom wykształcenia, doświadczenia zawodowego i kondycji zdrowotnej pracujących (Florczak, 2006b, 2007b, 2009d);
- X_2 — skumulowane krajowe nakłady na badania i rozwój (w skrócie B+R), *BIRKS* (+), utworzone według metodologii omówionej w *Postęp techniczny* (Florczak, Sabanty, Welfe 2001);
- X_3 — skumulowane zagraniczne nakłady na B+R, *BIRMS* (+), utworzone według metodologii zaproponowanej przez Coego-Helpmana (1995), a także Florczak, Welfe, Sabanty (2001);
- X_4 — udział sektora usług w PKB, *XIPXP* (–), w celu neutralizacji wpływu zmian struktury produkcji na jej efektywność (Oguchi, 2004);
- X_5 — udział eksportu w PKB, *EXPP* (+), jako miara otwartości i konkurencyjności gospodarki polskiej (Miller, Upadhyay, 2000);
- X_6 — udział bezpośrednich inwestycji zagranicznych w PKB, *FDIXP* (+), aproksymujący napływ zagranicznego *know how* (Borensztein, Gregorio, Lee, 1998);
- X_7 — relacja krajowego PKB *per capita* do PKB *per capita* w USA, *XPLUSA* (–), jako miara odległości technologicznej gospodarki Polski do światowego lidera, odpowiadająca za efekt konwergencji (Engelbrecht, 1997, 2002);
- X_8 — społeczne koszty przestępczości *per capita* (Florczak, 2009b; Sztaudynger, 2009), *VCRIME* (–), jako aproksymanta oddziaływania kapitału społecznego na efektywność gospodarczą;
- X_9 — relacja liczby rozwodów do liczby nowo zawieranych małżeństw, *ROZW* (–), jako uzupełniająca aproksymanta oddziaływania kapitału społecznego na efektywność gospodarczą (Sztaudynger, 2009);
- X_{10} — współczynnik nierówności ekonomicznych, *GINI* (?), mierzony nierównomiernością rozkładu płac (Kumor, 2008);
- X_{11} — jednopodstawowy indeks ogólnego poziomu cen, *PX* (–), w celu pomiaru efektów inflacji na efektywność gospodarczą (Miller, Upadhyay, 2000);
- X_{12} — udział osób w wieku produkcyjnym do ogólnej liczby ludności, *DEP* (+), w celu objaśnienia wpływu struktury demograficznej na aktywność gospodarczą (Florczak, 2008);
- X_{13} — udział osób zmieniających miejsce zamieszkania w liczbie osób ogółem, *RMS* (+), jako miara mobilności przestrzennej siły roboczej (Roszkowska, 2009);
- X_{14} — skala interwencjonizmu państwowego, aproksymowana udziałem dochodów budżetu państwa w PKB, *BYPXP* (?) (Temple, 1998; Borensztein, Gregorio, Lee, 1998; Barro, 2001).

Zakładając logarytmiczną postać funkcyjną, standardowo przyjmowaną w badaniach nad determinantami wzrostu, oszacowano parametry strukturalne równania:

$$\ln TFPE_t = \alpha_0 + \alpha_i \sum_{i=1}^{14} \alpha_i \ln X_{it} + \varepsilon_t \quad (3)$$

gdzie X_i — wymienione zmienne objaśniające.

Ze względu na fakt, że dane dotyczące nakładów na B+R, zarówno krajowych jak i zagranicznych, dostępne były dopiero od roku 1973, estymację parametrów równania (3) przeprowadzono na podstawie danych dla okresu 1973—2005. Ponadto specyfikację uzupełniono o zmienne zero-jedynkowe (dla lat 1980—1983 oraz 1991 i 1992), neutralizujące wpływ występowania „wąskich gardeł” w ciągach technologicznych początku lat 80. oraz trwałego braku rentowności w okresie recesji transformacyjnej na początku lat 90. (Florczak, Welfe, 2001).

Współczynniki korelacji pomiędzy zmiennymi objaśniającymi równania łącznej produktywności czynników produkcji, wraz z przytoczeniem stopnia zintegrowania wszystkich zmiennych użytych w badaniu (test ADF), zawarto w tabl. 2. Wyniki szacunku parametrów równania (3) przedstawiono w tabl. 3 pod nazwą „wariant [1]”. Wariant [2] zawiera natomiast rezultaty specyfikacji z restrykcjami zerowymi względem użytych w wariancie [1] zmiennych zero-jedynkowych.

TABL. 2. WSPÓŁCZYNNIKI KORELACJI ZMIENNYCH RÓWNANIA ŁĄCZNEJ PRODUKTYWNOŚCI CZYNNIKÓW PRODUKCJI

Zmienne	1	2	3	4	5	6	7	8
$\ln TFPE$	1,000	0,905	-0,440	0,822	0,841	-0,114	0,802	0,737
$\ln HLEXP$	0,905	1,000	-0,374	0,604	0,942	-0,468	0,910	0,872
$\ln BIRKS$	-0,440	-0,374	1,000	-0,662	-0,330	-0,073	-0,551	-0,225
$\ln BIRMSW$	0,822	0,604	-0,662	1,000	0,532	0,283	0,581	0,418
$\ln XIPXP$	0,841	0,942	-0,330	0,532	1,000	-0,574	0,939	0,741
$\ln XPLUSA$	-0,114	-0,468	-0,073	0,283	-0,574	1,000	-0,573	-0,369
$\ln VCRIME$	0,802	0,910	-0,551	0,581	0,939	-0,573	1,000	0,690
$\ln ROZ$	0,737	0,872	-0,225	0,418	0,741	-0,369	0,690	1,000
$\ln EXPP$	0,755	0,507	-0,423	0,898	0,434	0,282	0,451	0,324
$\ln FDIXP$	0,834	0,833	-0,428	0,713	0,793	-0,208	0,791	0,673
$\ln RMS$	-0,686	-0,897	0,275	-0,307	-0,931	0,769	-0,923	-0,764
$\ln GINI$	0,921	0,903	-0,536	0,770	0,895	-0,253	0,888	0,750
$\ln DEP$	0,895	0,801	-0,274	0,764	0,681	0,051	0,603	0,698
$\ln PX$	0,747	0,913	-0,297	0,406	0,957	-0,722	0,942	0,723
$\ln BYXP$	-0,775	-0,937	0,390	-0,450	-0,904	0,616	-0,905	-0,823

TABL. 2. WSPÓŁCZYNNIKI KORELACJI ZMIENNYCH RÓWNANIA ŁĄCZNEJ PRODUKTYWNOŚCI CZYNNIKÓW PRODUKCJI (dok.)

Zmienne	9	10	11	12	13	14	15	ADF
lnTFPE	0,755	0,834	-0,686	0,921	0,895	0,747	-0,775	I(1)
lnHLEXP	0,507	0,833	-0,897	0,903	0,801	0,913	-0,937	I(1)
lnBIRKS	-0,423	-0,428	0,275	-0,536	-0,274	-0,297	0,390	I(1)
lnBIRMSW	0,898	0,713	-0,307	0,770	0,764	0,406	-0,450	I(1)
lnXIPXP	0,434	0,793	-0,931	0,895	0,681	0,957	-0,904	I(1)
lnXPLUSA	0,282	-0,208	0,769	-0,253	0,051	-0,722	0,616	I(2)
lnVCRIME	0,451	0,791	-0,923	0,888	0,603	0,942	-0,905	I(1)
lnROZ	0,324	0,673	-0,764	0,750	0,698	0,723	-0,823	I(1)
lnEXPP	1,000	0,541	-0,218	0,634	0,703	0,346	-0,312	I(1)
lnFDIXP	0,541	1,000	-0,689	0,815	0,754	0,719	-0,772	I(2)
lnRMS	-0,218	-0,689	1,000	-0,766	-0,480	-0,978	0,934	I(1)
lnGINI	0,634	0,815	-0,766	1,000	0,803	0,800	-0,789	I(1)
lnDEP	0,703	0,754	-0,480	0,803	1,000	0,543	-0,604	I(1)
lnPX	0,346	0,719	-0,978	0,800	0,543	1,000	-0,935	I(2)
lnBYXP	-0,312	-0,772	0,934	-0,789	-0,604	-0,935	1,000	I(1)

Źródło: jak przy tabl. 1.

Jak się okazuje, obecność zmiennych zero-jedynkowych w wariancie [1] znajduje uzasadnienie nie tylko merytoryczne, ale również statystyczne, co potwierdza bardzo niska wartość statystyki F . Zarówno jednak warianty [1], jak i [2] charakteryzują się niedopuszczalnymi znakami, jak i statystyczną nieistotnością licznych regresorów. Dlatego w celu ustalenia ostatecznego zbioru zmiennych objaśniających, których użycie zapewniłoby otrzymanie wyników spełniających wymogi teoretyczne i statystyczne, posłużono się metodą regresji krokowej. Wariant [3] zawiera rezultaty regresji krokowej z restrykcjami zerowymi nałożonymi na parametry następujących zmiennych, obecnych w wariancie [1] bez restrykcji: lnBIRMS, lnXIPXP, lnXPLUSA, lnFDIXP, lnRMS, lnPX.

TABL. 3. WYNIKI ESTYMACJI PARAMETRÓW RÓWNANIA OBJAŚNIAJĄCEGO ŁĄCZNĄ PRODUKTYWNOŚĆ CZYNNIKÓW PRODUKCJI; ZMIENNA OBJAŚNIANA lnTFPE

Zmienne objaśniające i statystyka	Oszacowania parametrów strukturalnych i wartości statystyki		
	wariant [1] bez restrykcji zerowych	wariant [2] z restrykcjami zerowymi na zmienne zero-jedynkowe	wariant [3] z restrykcjami zerowymi względem usuniętych zmiennych objaśniających
Wyraz wolny	-6,33973 (4,53)	-3,24625 (1,75)	-7,57422 (5,04)
lnHLEXP	1,15284 (2,02)	1,51838 (1,79)	1,00237 (2,00)
lnBIRKS	0,04818 (0,47)	0,07878 (0,56)	0,07948 (1,62)
lnBIRMS	-0,09927 (2,68)	-0,12338 (2,22)	—
lnXIPXP	0,02784 (0,68)	0,02780 (0,45)	—
lnXPLUSA	0,20403 (3,05)	0,39404 (5,00)	—
lnVCRIME	-0,06216 (1,07)	0,00742 (0,09)	-0,09709 (2,86)
lnROZ	-0,15783 (5,72)	-0,11339 (2,89)	-0,13292 (4,87)
lnEXPP	0,17064 (4,62)	0,17363 (3,18)	0,09335 (4,23)

TABL. 3. WYNIKI ESTYMACJI PARAMETRÓW RÓWNANIA OBJAŚNIAJĄCEGO ŁĄCZNĄ PRODUKTYWNOŚĆ CZYNNIKÓW PRODUKCJI; ZMIENNA OBJAŚNIANA $\ln TFPE$ (dok.)

Zmienne objaśniające i statystyka	Oszacowania parametrów strukturalnych i wartości statystyki		
	wariant [1] bez restrykcji zerowych	wariant [2] z restrykcjami zerowymi na zmienne zero-jedynkowe	wariant [3] z restrykcjami zerowymi względem usuniętych zmiennych objaśniających
<i>FDIXP</i>	0,00169 (0,45)	-0,00022 (0,04)	—
<i>lnRMS</i>	-0,09742 (1,16)	-0,04168 (0,34)	—
<i>lnGINI</i>	0,20429 (2,99)	0,22080 (2,29)	0,19911 (3,28)
<i>lnDEP</i>	0,95529 (1,90)	-0,04902 (0,072)	1,22012 (4,27)
<i>lnPX</i>	-0,00937 (1,45)	-0,00278 (0,30)	—
<i>lnBYPXP</i>	-0,16268 (3,60)	-0,14132 (2,81)	-0,13714 (3,20)
<i>U8083</i>	-0,05184 (4,92)	—	-0,06575 (5,59)
<i>U9192</i>	-0,02303 (1,58)	—	-0,04159 (2,87)
$\bar{R}^2$	0,98992	0,97687	0,98250
<i>MAPE</i>	0,22828	0,37726	0,36594
<i>D-W</i>	2,51552	2,20872	1,79472
Jarque-Bera ^a	0,58165	0,62483	0,96335
White ^a	0,48438	0,37053	0,20366
RESET ^a	0,00176	0,03854	0,45497
Harvey-Collier	1,15695	1,24768	-0,15179
Test F^a	—	0,00051	0,05310
<i>ADF</i>	I(0)	I(0)	I(0)

^a Dla testów Jarque-Bera, White'a, RESET oraz F podano poziomy krytyczne (p -value).

U w a g a. W nawiasach podano wartości absolutne statystyki t -Studenta.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Wariant [3] charakteryzuje się następującymi własnościami: regresory są statystycznie istotne; składnik losowy jest stacjonarny i spełnia wszystkie założenia schematu Gaussa-Markowa; oszacowania parametrów strukturalnych są stabilne, o czym świadczą wartości testów Harveya-Colliera i RESET; stopień objaśnienia wariacji regresanta jest bardzo wysoki; uzyskane oszacowania parametrów strukturalnych są zgodne z postulatami teoretycznymi (wykr. 5).

Warto zastanowić się nad przyczynami, dla których zmienne obecne w wariancie wyjściowym [1] okazały się nieistotne w wariancie [3]. Oczywiście technicznym powodem takiego stanu rzeczy jest silna współliniowość regresorów (tabl. 2). Jednak za faktem tym stoją również względy merytoryczne. I tak wydaje się, że efekty związane z konwergencją (zmienna $\ln XPLUSA$), napływem inwestycji bezpośrednich ($FDIXP$) i rozlewania się wiedzy (*spillovers*) zostały inkorporowane przez zmienne $\ln EXPP$ oraz $\ln LHEXP$. Brak statystycznego wpływu mobilności ekonomicznej siły roboczej ($\ln RMS$) na $TFPE$ łączyć zaś można z niewielką w warunkach polskich skalą tego zjawiska. Natomiast nieistotność oddziaływania inflacji na efektywność gospodarowania tłumaczyć można z jednej strony względną sztywnością cen w okresie gospodarki centralnie sterowanej, z drugiej zaś strony faktem, iż wzrostowi inflacji zwykle towarzyszy pogorszenie wskaźników kapitału społecznego oraz wzrost nierówności ekonomicznych.

Warto również wspomnieć, że wśród wszystkich odrzuconych w wyniku zastosowania regresji krokowej zmiennych znalazły się również *XPLUSA*, *FDIXP* oraz *PX*, które okazały się zintegrowane w stopniu drugim. Zatem obecność w ostatecznym, statycznym, równaniu objaśniającym łączną produktywność czynników produkcji jedynie zmiennych zintegrowanych w stopniu pierwszym sprawia, że równanie to określa relację długookresową.

Chociaż oszacowana elastyczność *TFPE* względem zmiennych objaśniających zawartych w wariancie [3] różni się między sobą znacznie co do wartości bezwzględnej, ukazując zróżnicowaną intensywność oddziaływania regresorów, to jednak ostateczny wpływ danego czynnika na *TFPE* wynika nie tylko z wielkości parametru stojącego przy danej zmiennej objaśniającej, ale również ze zmian wartości tej zmiennej. Dlatego też w celu wskazania kontrybucji danego czynnika w zmiany *TFPE* w okresie objętym analizą konieczna jest dekompozycja zmienności efektywnej łącznej produktywności czynników produkcji. W tabl. 4 przedstawiono kształtowanie się średniorocznego tempa wzrostu łącznej produk-

tywności czynników produkcji oraz jej długookresowych determinant, z pominięciem reszt i efektu multiplikatywnego.

Na podstawie informacji zawartych w tabl. 4 wyciągnąć można szereg konkluzji. Po pierwsze, kontrybucja szeroko zdefiniowanego kapitału wiedzy — rozumianego tutaj jako suma oddziaływania kapitału ludzkiego, krajowych nakładów na B+R oraz stopnia otwartości gospodarki polskiej — we wzrost *TFPE* jest znacznie wyższa w obecnym niż w dawnym systemie ekonomicznym (odpowiednio 1,15%, wobec 0,3%). Wynika to z wyższej dynamiki kapitału ludzkiego w systemie rynkowym. Jednak, o ile poprzednio wpływ skumulowanych nakładów na B+R na *TFPE* był istotnie dodatni (0,16% średniorocznie), to teraz efekt ten — za sprawą wyraźnego obniżenia nakładów — jest nieznacznie ujemny.

Po drugie, akumulacja kapitału wiedzy objaśnia jedynie część zmienności łącznej produktywności czynników produkcji. Nie mniej ważne jest oddziaływanie pozostałych czynników, spośród których na czołową pozycję wysuwa się kapitał społeczny. W przeciwieństwie do kapitału wiedzy, jego wpływ na zmiany *TFPE* jest współcześnie znacznie bardziej spowalniający niż miało to miejsce w systemie gospodarki planowanej centralnie (−0,93%, wobec −0,2%). Wynika to przede wszystkim ze znacznego wzrostu przestępczości w okresie funkcjonowania gospodarki transformowanej/rynkowej. W odniesieniu do relacji liczby rozwodów do liczby nowo zawartych małżeństw, to oddziaływanie tej zmiennej na *TFPE* było zbliżone w obydwu systemach. Fakt, że w ostatecznym wariancie równania objaśniającego efektywną łączną produktywność czynników produkcji występują obydwa zmienne aproksymujące wpływ kapitału społecznego na wzrost gospodarczy świadczy pośrednio o złożoności i wielowymiarowości koncepcji kapitału społecznego (Sztaudynger, 2003, 2009).

TABL. 4. ŚREDNIOROCZNE PROCENTOWE TEMPO WZROSTU *TFPE* I JEJ DETERMINANT

L a t a	Zmienne								
	<i>TFPE</i>	<i>HLEXP</i>	<i>BIRKS</i>	<i>DEP</i>	<i>VCRIME</i>	<i>ROZ</i>	<i>EXPP</i>	<i>GINI</i>	<i>BYPXP</i>
1973—1975	3,2586	0,0222	0,6419	0,2245	0,8277	0,0781	1,2660	0,3958	−1,1596
1976—1980	−0,5266	0,0834	0,3550	0,6539	0,3388	−0,1974	−0,1291	−0,1335	−0,0464
1981—1984	−0,5636	0,5728	−0,1224	−0,3429	−0,5414	−1,0683	−1,1376	−0,0656	0,8031
1985—1989	1,0493	0,2667	−0,0009	−0,4258	0,1480	0,0118	0,1560	−0,3876	1,1201
1990—1995	1,4825	0,6402	−0,1231	0,4198	−1,0681	−0,0106	0,4681	1,1693	−0,2982
1996—2000	2,0696	0,7761	−0,0526	0,9030	−0,4862	−0,2645	0,2916	0,2522	0,8524
2001—2005	1,9343	0,7370	−0,0238	1,2410	0,3098	−1,2530	0,5913	0,5186	0,1241
1973—2005	1,1118	0,4838	0,0449	0,4188	−0,1694	−0,3980	0,1651	0,2735	0,2903
1973—1989	0,4216	0,2552	0,1599	0,0125	0,1193	−0,3163	−0,1204	−0,1301	0,3885
1990—2005	1,8068	0,7129	−0,0701	0,8268	−0,4573	−0,4796	0,4514	0,6786	0,1922

Ź r ó ł o: jak przy tabl. 1.

Po trzecie, o ile w okresie funkcjonowania gospodarki nakazowo-rozdzielczej oddziaływanie struktury demograficznej na *TFPE* było marginalne, to w obecnym systemie ekonomicznym był to czynnik oddziałujący najsilniej. Jednakże w kontekście rozważań prognostycznych należy nadmienić, że nieuniknione zmiany struktury demograficznej ludności doprowadzą już w nieodległej przy-

szłości do odwrócenia korzystnych relacji liczby ludności w wieku produkcyjnym do liczby ludności ogółem (Florczak, 2008).

Po czwarte, wpływ zmian nierówności ekonomicznej na *TFPE* okazał się nieznacznie ujemny w poprzednim i znacząco dodatni w obecnym systemie gospodarczym. Było to konsekwencją nieznacznego zmniejszania nierówności w latach gospodarki centralnie sterowanej i ich wyraźnego narastania w dobie gospodarki rynkowej.

Po piąte, ograniczanie roli redystrybucyjnej państwa — w badaniu utożsamianie z jakością instytucjonalnych uwarunkowań gospodarowania — okazało się czynnikiem stymulującym *TFPE* w całym badanym okresie.

Uwagi końcowe

Z przedstawionej analizy wynika, że spektrum czynników oddziałujących na łączną produktywność czynników produkcji w Polsce jest znacznie szersze niż przyjmowano w dotychczasowych badaniach empirycznych. Obok kapitału wiedzy wpływają na nią bowiem również uwarunkowania społeczne, demograficzne i instytucjonalne oraz kapitał społeczny. Wszystkie z wymienionych czynników znajdują mocne uzasadnienie w teorii rozwoju endogenicznego (Aghion, Howitt, 1999). Dlatego też powinny być traktowane w analizach empirycznych nad długookresowym wzrostem gospodarczym w sposób równoprawny do czynników *stricto* ekonomicznych.

dr Waldemar Florczak — Uniwersytet Łódzki

LITERATURA

- Aghion Ph., Howitt P. (1999), *Endogenous Growth Theory*, MIT Press, London
- Barro R. J. (2001), *Human Capital and Growth*, „American Economic Review, Papers and Proceedings”, vol. 91/2
- Bjoornskov Ch. (2006), *The multiple facets of social capital*, „European Journal of Political Economy”
- Borensztein E., Gregorio J., Lee J. (1998), *How does foreign direct investment affect economic growth*, „Journal of International Economics”, No 45
- Butler L. (1996), *A Semi-Structural Method to Estimate Potential Output: Combining Economic Theory with a Time-Series Filter*, The Bank of Canada's New Quarterly Projection Model, Ottawa: Bank of Canada, „Technical Report”, No 77
- Coe D. T., Helpman E. (1995), *International R&D Spillovers*, „European Economic Review”, vol. 39
- Engelbrecht H. J. (1997), *International R&D spillovers, human capital and productivity in OECD economies: An empirical investigation*, „European Economic Review”, No 41
- Engelbrecht H. J. (2002), *Human capital and international knowledge spillovers in TFP growth of a sample of developing countries: a exploration of alternative approaches*, „Applied Economics”, No 34

- Florczak W., (2003), *Bazy danych makroekonomicznych modeli gospodarki polskiej*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 6, Warszawa
- Florczak W. (2006a), *Techniki przetwarzania źródłowych danych statystycznych i tworzenia jednorodnych baz danych. Baza danych modeli serii W8*, „Prace Instytutu Ekonometrii i Statystyki UŁ”, nr 149, Łódź
- Florczak W. (2006b), *Miary kapitału ludzkiego w badaniach ekonomicznych i społecznych*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 12/2006, Warszawa
- Florczak W. (2007a), *Koncepcja zrównoważonego rozwoju w naukach społeczno-ekonomicznych*, „Studia Prawno-Ekonomiczne”, tom LXXV, Łódź
- Florczak W. (2007b), *Mikro- i makroekonomiczne korzyści związane z kapitałem ludzkim*, „Ekonomista”, nr 5, Warszawa
- Florczak W. (2008), *Efektywna podaż pracy a wzrost gospodarczy*, „Gospodarka Narodowa”, nr 11 i 12, Warszawa
- Florczak W. (2009a), *Koncepcja wzrostu endogenicznego i gospodarki opartej na wiedzy w naukach ekonomicznych*, „Studia Prawno-Ekonomiczne”, tom LXXX, Łódź
- Florczak W. (2009b), *Zbrodnia i kara. Próba kwantyfikacji makroekonomicznych uwarunkowań przestępczości w Polsce*, „Ekonomista”, nr 4, Warszawa
- Florczak W. (2009c), *Makroekonomiczne uwarunkowania nierówności płacowych*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 1
- Florczak W. (2009d), *Modele kapitału ludzkiego i struktury ludności*, [w:] *Makroekonometryczny model gospodarki opartej na wiedzy*, Welfe W. (red.)
- Florczak W., Sabanty L., Welfe W. (2001), *Postęp techniczny ucieleśniony w środkach trwałych i jego endogenizacja. Rola nakładów na badania i rozwój (B+R)*, [w:] *Ekonometryczny model wzrostu gospodarczego*, Welfe W.
- Florczak W., Welfe W. (2001), *Ekonometryczne modelowanie postępu technicznego, jego efektów oraz źródeł*, [w:] Welfe W. *Ekonometryczny model wzrostu gospodarczego*
- Gibbs D. (1995), *Potential Output: Concepts and Measurement*, „Labour Market Bulletin”, No 1
- Gradzewicz M., Kolasa M. (2004), *Szacowanie luki popytowej dla gospodarki polskiej przy wykorzystaniu metody VECM*, „Bank i Kredyt”, luty 2004
- Greene W. H. (1993), *Econometric Analysis*, Macmillan Publishing Company
- Kołodko G. (2008), *Wędrujący Świat*, Prószyński i S-ka, Warszawa
- Kumor P. (2008), *Modelowanie wpływu nierówności płac na wzrost gospodarczy*, „Gospodarka Narodowa” nr 7 i 8, Warszawa
- Laxton D., Tetlow R. (1992), *A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output*, Ottawa: „Bank of Canada Technical Report”, No 59
- Miller S. M., Upadhyay M. P. (2000), *The effects of openness, trade orientation, and human capital on total factor productivity*, „Journal of Development Economics”, vol. 63
- Oguchi N. (red.) (2004), *Total Factor Productivity Growth*, Asian Productivity Organization, Tokyo
- Putnam R. (1993), *Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy*, Princeton University Press, Princeton, NJ
- Roszkowska S. (2009), *Ekonomiczne uwarunkowania migracji międzywojewódzkich w Polsce*, „Gospodarka Narodowa”, nr 4, Warszawa
- Sala-i-Martin X. (1997), *I just ran two million regressions*, „American Economic Review”, vol. 87/2
- St-Amant P., van Norden S. (1997), *Measurement of the Output Gap: A Discussion of Recent Research at the Bank of Canada*, Ottawa: Bank of Canada, „Technical Report”, No 79
- Sztaudynger J. (2003), *Próby ekonometrycznego określenia wpływu kapitału społecznego na wzrost gospodarczy*, „Gospodarka Narodowa”, Warszawa

- Sztaudynger J. J. (2009), *Rodzinny kapitał społeczny a wzrost gospodarczy w Polsce*, „Ekonomista”, nr 2, Warszawa
- Temple J. (1998), *Robustness tests of the augmented Solow model*, „Journal of Applied Econometrics”, vol. 13
- Welfe A., (2003), *Ekonometria*, PWE, Warszawa
- Welfe W. (red.) (2001), *Ekonometryczny model wzrostu gospodarczego*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź
- Welfe W. (red.) (2007), *Gospodarka oparta na wiedzy*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa
- Welfe W. (red.) (2009), *Makroekonometryczny model gospodarki opartej na wiedzy*, Folia Oeconomica 229, Łódź
- Zienkowski L. (red.) (2003), *Wiedza a wzrost gospodarczy*, Wydawnictwo Naukowe SCHOLAR, Warszawa

SUMMARY

The article quantifies impact of total factor productivity (TFP) on the long term economic growth in Poland in years 1970—2005. The Wharton method was applied to estimate the TFP value (cleaned of short term fluctuations) which, next, was made function of adequate supply factors including social, demographical as well as institutional considerations. A gradation of particular variables explaining effective TFPs equations was purposely not conducted assuming that their importance for secular growth should be fixed in empirical surveys. To estimate structure parameters of the TFP equation the "from a whole to a detail" modeling strategy was applied. Fourteen indirect factors of a GDP growth were identified and analyzed.

РЕЗЮМЕ

В статье была проведена квантификация влияния общей производительности факторов производства (Total factor productivity β — TFP) на долгосрочный экономический рост в Польше в 1970—2005 гг. Для оценки величины (очищенной от краткосрочных колебаний) TFP был использован метод Уортона, который затем был сделан функцией адекватных факторов предложения, охватывающих социальные, демографические и институциональные обусловленности. В статье намеренно не проводится градация значения отдельных переменных объясняющих уравнения эффективной общей производительности факторов производства, исходя из положения, что об их значении для секулярного роста должно предпринять эмпирическое обследование. Для оценивания структурных параметров уравнения общей производительности факторов производства использовалась стратегия моделирования от общего к частному. Идентифицировались и обследовались 14 косвенных факторов роста ВВП.