

Michał MACKIEWICZ*

Podażowe czynniki wzrostu gospodarczego w RFN w latach 1960-1991

Wprowadzenie¹

Przedmiotem artykułu jest próba analizy długookresowego wpływu wybranych czynników podażowych na wzrost gospodarczy. W szczególności rozważania dotyczyć będą wpływu inwestycji dokonywanych w gospodarce na tempo wzrostu gospodarczego, rozumiane jako tempo wzrostu produktu krajowego brutto w przeliczeniu na pracującego. Pod pojęciem inwestycji można tu natomiast rozumieć zarówno nakłady na powiększenie kapitału rzeczowego, jak i inwestycje w szeroko pojęty kapitał ludzki. Artykuł zawiera część teoretyczną oraz empiryczną – część empiryczna oparta została na danych dla Republiki Federalnej Niemiec w latach 1960-1991.

W światowej literaturze napotkać można wiele przykładów podobnych badań – por. np. R.J. Barro [1991], N. Mankiw, D. Romer, D.N. Weil [1992], E. Podrecca, G. Carmeci [1999]. W Polsce temat ten został podjęty między innymi przez B. Liberdę, T. Tokarskiego [1999] i W. Welfe [2000]. W analizie empirycznej autorzy w większości analizują wpływ stóp oszczędności i inwestycji na tempo wzrostu gospodarczego w oparciu o dane przekrojowe lub przekrojowo-czasowe dla różnych krajów, w tym również dla Niemiec. Autor nie spotkał się natomiast z przykładem podobnego badania przeprowadzonego w oparciu o długie szeregi czasowe, wyłącznie dla jednego kraju.

W części teoretycznej niniejszego artykułu zaprezentowano dwa wybrane modele wzrostu. Obydwa opisują długookresowy rozwój gospodarki, celowo pomijają natomiast wpływ czynników krótkookresowych. Bardziej szczegółowo przedstawiony zostanie drugi z tych modeli, uwzględniający inwestycje w dwóch sferach: kapitału rzeczowego oraz kapitału ludzkiego. W części tej skoncentrujemy się na teoretycznej analizie wpływu stóp oszczędności (inwestycji) na stopę wzrostu produktu *per capita*. Analiza dotyczyć będzie przede wszystkim inwestycji w kapitał rzeczowy, jednak na przykładzie drugiego z modeli spróbujemy również pokazać, że podobne znaczenie ma stopa inwestycji w kapitał ludzki.

* Autor jest pracownikiem naukowym Uniwersytetu Łódzkiego.

¹ Autor pragnie podziękować za uwagi wniesione w trakcie pracy nad artykułem dr. Tomaszowi Tokarskiemu z Katedry Ekonomii oraz mgr. Robertowi Kelmowi z Katedry Modeli i Prognoz Ekonometrycznych Uniwersytetu Łódzkiego.

W drugiej części pracy prezentowane są wybrane metody ekonometryczne, które umożliwiają jak najdokładniejsze zmierzenie wpływu analizowanych czynników podażowych na wzrost gospodarczy. Szczególna uwaga poświęcona jest metodzie wielomianowego rozkładu opóźnień (zwanej metodą Almon), która w przekonaniu autora szczególnie nadaje się do modelowania badanego zjawiska.

Przedmiotem trzeciej części jest próba ekonometrycznej analizy wpływu stóp inwestycji w kapitał rzeczowy i ludzki na wzrost gospodarczy, który miał miejsce w Republice Federalnej Niemiec w latach 1960-1990. W procesie estymacji wykorzystano wspomnianą metodę Almon.

Na zakończenie artykułu podjęta zostanie próba podsumowania i wyciągnięcia wniosków.

Wybrane modele teoretyczne

Model Harroda-Domara

Jedne z pierwszych prób opisanego procesu długookresowego wzrostu gospodarki zostały podjęte przez R.F. Harroda (1939) i E.D. Domara (1946). Zgodnie z ich modelami (przycyżanymi tutaj za S. Cesarato [1999] i T. Tokarskim [1999b]), jeżeli jako s oznaczymy stopę inwestycji (oszczędności), natomiast v jest stałym współczynnikiem kapitałochłonności w gospodarce, to w długim okresie stopa wzrostu produktu wyniesie

$$(1) \quad g_w = s/v$$

co implikuje

$$(2) \quad \frac{\delta g_w}{\delta s} = \frac{1}{v} > 0,$$

a zatem stopa wzrostu powinna być rosnącą funkcją stopy oszczędności. Ponieważ jednak ścieżka wzrostu gospodarki opisanej modelem Harroda-Domara nie jest stabilna (tj. niewielkie odchylenie od tej ścieżki wzrostu wyzwała procesy zmierzające do dalszego pogłębiania się tego odchylenia), nie można stwierdzić, że wzrost krańcowej skłonności do oszczędzania (a tym samym skłonności do inwestycji) spowoduje w sposób jednoznaczny podniesienie stopy wzrostu PKB.

S. Cesarato [1999] proponuje inną interpretację równania (1) pozwalającą na uniknięcie tej trudności. Mianowicie, jeżeli podmioty w analizowanej gospodarce chcą uzyskać wyższą stopę wzrostu gospodarczego, to muszą spełnić warunek konieczny, jakim jest podniesienie krańcowej skłonności do oszczędzania, a zatem i stopy oszczędności. Na podstawie powyższego modelu teoretycznego można zatem oczekiwać, że stopy inwestycji będą dodatnio skorelowane ze stopą wzrostu gospodarczego, jakkolwiek związek ten nie jest dokładnie związkiem przyczynowo-skutkowym.

Model Mankiwa-Romera-Weila

Model zaproponowany przez R.M. Solowa [1956] i T. Swana [1956] jest bez wątpienia zaliczany do klasyki modeli wzrostu (por. D. Romer [1996]). Jednym z jego rozszerzeń jest model zaproponowany przez N.G. Mankiwa, D. Romera, D.N. Weila [1992]. Jest on w tym sensie rozszerzeniem modelu Solowa, że obok kapitału rzeczowego uwzględnia również wpływ kapitału ludzkiego na procesy gospodarcze. Przy przyjęciu odpowiednich restrykcji daje się on sprowadzić do modelu Solowa.

W tym miejscu zajmiemy się analizą wpływu stóp inwestycji na tempo wzrostu gospodarczego w tym właśnie modelu gospodarki. Za T. Tokarskim [1999a] (por. również D. Romer [1996]) przedstawić można podstawowe założenia modelu Mankiwa-Romera-Weila²:

- Powstawanie zagregowanego produktu w gospodarce opisane jest funkcją produkcji $Y = F(K, H, \bar{L})$, charakteryzującą się stałymi efektami skali oraz malejącymi produktywnościami krańcowymi względem czynników produkcji: zasobu kapitału rzeczowego K oraz ludzkiego H , oraz strumienia jednostek efektywnej pracy $\bar{L} = AL$, gdzie L jest strumieniem pracy (w sensie liczby przepracowanych godzin), natomiast A jest poziomem zaawansowania technicznego procesu produkcji. W omawianym modelu dla uproszczenia przyjmuje się funkcję typu Cobba-Douglasa:

$$(3) Y = K^\alpha H^\beta \bar{L}^{1-\alpha-\beta}$$

- Zagregowany popyt oraz zagregowana podaż w tej gospodarce są sobie równe na poziomie, który zapewnia pełne wykorzystanie czynników produkcji: kapitału K , H i pracy L . Rozważamy gospodarkę zamkniętą (tj. bez kontaktów z innymi systemami gospodarczymi), w której ponadto pomijamy rolę państwa. Wynika stąd, że produkt Y w całości przeznaczany jest na konsumpcję C oraz oszczędności S . Zakłada się, że oszczędności w całości przeznaczane są na inwestycje w kapitał rzeczowy oraz ludzki (oznaczane jako S_K i S_H): $S = S_K + S_H$. Stanowią one stałe części dochodu (symbolami s_K i s_H oznaczamy stopy oszczędności/inwestycji w kapitał odpowiednio rzeczowy i ludzki): $I_K = S_K = s_K Y$, $I_H = S_H = s_H Y$.
- A jest w modelu czynnikiem wyrażającym poziom zaawansowania technicznego procesu produkcji. Występujące w funkcji produkcji wyrażenie AL określane jest jako ilość dostępnej siły roboczej w ujęciu efektywności-

² Poza założeniami „ekonomicznymi”, przyjmujemy na wstępie szereg założeń o charakterze „technicznym”. Zakładamy, że omawiane zmienne w czasie wielkości ekonomiczne (dla prostoty zapisu pomijając będziemy subskrypt t) wyrażone są w jednostkach realnych, ponadto są one ciągle i przynajmniej jednokrotnie różniczkowalne względem czasu t . W dalszej części pracy

przyjmujemy zapis $X = \frac{dX}{dt}$.

wym lub inaczej, jako ilość jednostek efektywnej pracy, biorących udział w procesie produkcji.

- Zakłada się, że strumień pracy oraz poziom zaawansowania technicznego rosną ze stałymi, danymi egzogenicznymi stopami wzrostu, odpowiednio n i g : $\dot{L} = nL$, $\dot{A} = gA$.
- Zasób kapitału rzeczowego jest w sposób ciągły powiększany o inwestycje I_K , a pomniejszany o wielkość deprecjacji równą $\delta_K K$, gdzie δ_K jest stopą deprecjacji. Analogicznie, w przypadku kapitału ludzkiego wielkości te wynoszą odpowiednio I_H i $\delta_H H$. Stąd:

$$(4) \dot{K} = I_K - \delta_K K$$

$$(5) \dot{H} = I_H - \delta_H H$$

(Warto w tym miejscu zauważyć, że jeżeli poprzez przyjęcie $\beta = 0$ wyeliminujemy wpływ kapitału ludzkiego na proces produkcji, to otrzymamy model Solowa).

W celu wyznaczenia ścieżki wzrostu modelu opisanego tak zadaniem układem równań, wygodnie jest przeprowadzić analizę w kategoriach jednostek

efektywnej pracy. Oznaczmy zatem zmienne: $\tilde{y} = \frac{Y}{AL}$, $\tilde{k} = \frac{K}{AL}$, $\tilde{h} = \frac{H}{AL}$,

będące odpowiednio wielkością produktu oraz kapitału rzeczowego i ludzkiego na jednostkę pracy w ujęciu efektywnościowym. Funkcję produkcji F można przedstawić również w tych kategoriach:

$$(6) \tilde{y} = f(\tilde{k}, \tilde{h}) = \tilde{k}^\alpha \tilde{h}^\beta$$

Na podstawie powyższych założeń wyprowadzić możemy następujące równania ruchu modelu Mankiwa-Romera-Weila (por. T. Tokarski [1999a]):

$$(7) \dot{\tilde{k}} = s_K \tilde{k}^\alpha \tilde{h}^\beta - (n + g + \delta_K) \tilde{k}$$

$$(8) \dot{\tilde{h}} = s_H \tilde{k}^\alpha \tilde{h}^\beta - (n + g + \delta_H) \tilde{h}$$

Jedną z możliwości rozwiązania układu równań różniczkowych (7)-(8) jest wykorzystanie diagramu fazowego (por. D. Romer [1996] lub T. Tokarski [1999a]). Wskazuje on, że równanie to ma dla $\tilde{k} > 0$ i $\tilde{h} > 0$ dokładnie jedno stabilne rozwiązanie $(\tilde{k}^*, \tilde{h}^*)$, dane zależnościami:

$$(9) \tilde{h}^* = \left(\frac{s_H}{n + g + \delta_H} \right)^{\frac{1-\alpha}{1-\alpha-\beta}} \left(\frac{s_K}{n + g + \delta_K} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha-\beta}}$$

$$(10) \tilde{k}^* = \left(\frac{s_K}{n + g + \delta_K} \right)^{\frac{1-\beta}{1-\alpha-\beta}} \left(\frac{s_H}{n + g + \delta_H} \right)^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}}$$

Określenie „stabilne” oznacza tutaj, że jeżeli gospodarka znajdzie się w dowolnym punkcie różnym od $(\tilde{k}^*, \tilde{h}^*)$ (ale spełniającym warunek $\tilde{k} > 0, \tilde{h} > 0$), to istniejące w modelu mechanizmy (wyrażone równaniami ruchu) będą działały w kierunku doprowadzenia gospodarki do punktu równowagi $(\tilde{k}^*, \tilde{h}^*)$.

Otrzymane rozwiązanie wyznacza ścieżkę zrównoważonego wzrostu (*steady-state growth path*) gospodarki opisaną analizowanym modelem. Można pokazać, że dla gospodarki, która znajduje się na takiej ścieżce zachodzą następujące zależności:

$$(11) \dot{\tilde{k}} = 0; \dot{\tilde{h}} = 0; \dot{\tilde{y}} = 0$$

Na podstawie zależności (11) oraz wcześniejszych założeń łatwo jest pokazać, że jeżeli oznaczymy $y = \frac{Y}{L}$, $g_y = \frac{\dot{y}}{y}$, $k = \frac{K}{L}$, $g_k = \frac{\dot{k}}{k}$ to w gospodarce takiej zachodzi:

$$(12) g_y = g_k = g,$$

a zatem tempo wzrostu produktu na pracującego g_y jest w długim okresie równe tempu postępu technicznego g . Pozornie zatem produkt w gospodarce opisaną modelem Mankiwa-Romera-Weila rośnie w tempie, które jest nie jest uzależnione od stóp oszczędności/inwestycji s_K i s_H .

Należy jednak pamiętać, że tempo wzrostu produktu na pracującego równe g charakteryzuje jedynie taką gospodarkę, która znalazła się już dokładnie na ścieżce zrównoważonego wzrostu. Zastanówmy się zatem co nastąpi, gdy gospodarka znajdzie się w punkcie, który nie leży na tej ścieżce. Oznacza to że $\dot{\tilde{k}} \neq 0$ lub $\dot{\tilde{h}} \neq 0$. Przekształcając równania ruchu (7) i (8) otrzymujemy:

$$(13) g_{\tilde{k}} = \frac{\dot{\tilde{k}}}{\tilde{k}} s_K \tilde{k}^{\alpha-1} \tilde{h}^{\beta} - (n + g + \delta_K)$$

$$(14) g_{\tilde{h}} = \frac{\dot{\tilde{h}}}{\tilde{h}} s_H \tilde{k}^{\alpha} \tilde{h}^{\beta-1} - (n + g + \delta_H)$$

Logarytmując stronami i różniczkując względem czasu funkcję produkcji w ujęciu efektywnościowym (6), a następnie korzystając z równań (13)-(14) można pokazać, że dla gospodarki, która nie znajduje się na ścieżce zrównoważonego wzrostu zachodzi:

$$(15) \quad g_{\bar{y}} = \alpha g_{\bar{k}} + \beta g_{\bar{h}} = \alpha (s_K \bar{k}^{\alpha-1} \bar{h}^{\beta} - (n + g + \delta_K)) + \beta (s_H \bar{k}^{\alpha} \bar{h}^{\beta-1} - (n + g + \delta_H))$$

Różniczkując równanie (15) względem stóp oszczędności/inwestycji s_K i s_H otrzymujemy dla $(\bar{k}, \bar{h}) \neq (\bar{k}^*, \bar{h}^*)$:

$$(16) \quad \frac{\partial g_{\bar{y}}}{\partial s_K} = \alpha \bar{k}^{\alpha-1} \bar{h}^{\beta} > 0$$

$$(17) \quad \frac{\partial g_{\bar{y}}}{\partial s_H} = \beta \bar{k}^{\alpha} \bar{h}^{\beta-1} > 0$$

Ponieważ procesy „sprowadzające” gospodarkę na ścieżkę zrównoważonego wzrostu działają zazwyczaj bardzo powoli (por. D. Romer [1996]), to można przyjąć, że w realnie funkcjonujących gospodarkach prawie zawsze zachodzić będą zależności (16)-(17). Należy zauważyć, że wartość pochodnej danej wzorem (16) jest tym wyższa, im niższy jest poziom kapitału na jednostkę efektywnej pracy. Zatem można oczekiwać, że dodatnia zależność pomiędzy stopą wzrostu produktu a stopą inwestycji w kapitał rzeczowy s_K będzie najsilniejsza dla krajów o niskim poziomie rozwoju gospodarczego, a zatem i niskim poziomie uzbrojenia technicznego pracy. Analogiczny wniosek wyciągnąć można na podstawie równania (17): można oczekiwać, dodatnia zależność pomiędzy stopą wzrostu gospodarczego a stopą inwestycji w kapitał ludzki s_H będzie najsilniejsza w krajach, gdzie nagromadzenie tego kapitału jest niewielkie.

W powyższych rozważaniach spróbowaliśmy pokazać, że również w modelu Mankiwa-Romera-Weila (a zatem m.in. i w modelu Solowa), przy pewnych założeniach, można spodziewać się dodatniej korelacji pomiędzy stopami inwestycji (zarówno w kapitał rzeczowy, jak i ludzki) oraz tempem wzrostu gospodarczego.

Należy w tym miejscu zauważyć, że do zupełnie nowych wniosków prowadziłoby podważenie neoklasycznego założenia o stałych efektach skali w funkcji produkcji, tak jak to zostało dokonane m.in. przez P.M. Romera [1986] i [1990] oraz R.E. Lucasa [1988]. W otrzymanych w ten sposób tzw. modelach wzrostu endogenicznego zaobserwować można również długookresową dodatnią zależność pomiędzy stopami wzrostu a stopami inwestycji. Wprowadzenie do podobnych modeli odnaleźć można w pracy D. Romera [1996], natomiast ich krótkiego przeglądu pod kątem wpływu oszczędności na wzrost gospodarczy dokonał S. Cesarato [1999].

Zastosowane metody ekonometryczne

Przy pomocy podstawowych metod ekonometrycznych (klasycznej regresji liniowej) trudno jest empirycznie zweryfikować omawiane zależności. Proble-

mem może być na przykład to, że przedstawione modele teoretyczne zakładają, że poniesione nakłady inwestycyjne w wysokości I_t powodują natychmiast zwiększenie kapitału rzeczowego biorącego udział w procesach produkcyjnych. W rzeczywistości należy sądzić, że pomiędzy jednym a drugim zdarzeniem mogą występować znaczne opóźnienia.

Jeśli chodzi o dostępność informacji, to dokładne dane z systemu rachunków narodowych dotyczą jedynie nakładów inwestycyjnych, a zatem nie mówią o tym, w jakim momencie zakupione urządzenia bądź budynki stają się częściami aparatu produkcyjnego. Istnieją co prawda również dane dotyczące tzw. inwestycji oddanych do użytku, jednak dane te nie są do celów naszej analizy wystarczająco dokładne chociażby z tego względu, że od momentu formalnego oddania do użytku obiektu produkcyjnego do chwili osiągnięcia przez ten obiekt pełnych możliwości produkcyjnych mija często również sporo czasu.

Modele z opóźnionymi zmiennymi objaśniającymi

W opisanym przypadku mamy zatem do czynienia z opóźnieniem pomiędzy wydatkami inwestycyjnymi a wzrostem wydajności pracy spowodowanym powiększeniem kapitału produkcyjnego. Przy tym długość tego opóźnienia może być różna w różnych przypadkach i jest niemożliwa do określenia z góry.

Jedną z możliwych metod rozwiązania tego problemu jest przyjęcie, że nie znamy dokładnej długości opóźnienia i założenie jedynie, że wpływ zmiennej objaśniającej (w tym wypadku stóp inwestycji) x na zmienną objaśnianą (stóp wzrostu PKB na pracującego) y trwa przez *co najwyżej* S okresów. W takim wypadku model ekonometryczny opisujący badaną zależność przybiera postać:

$$(18) y_t = \beta_{const} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_{S-1} x_{t-S+1} + \beta_S x_{t-S} + \xi_t$$

Parametry tak wyspecyfikowanego modelu można próbować oszacować klasyczną metodą najmniejszych kwadratów³. Natrafiamy w tym miejscu jednak na co najmniej dwa ważne problemy (por. A. Welfe [1995] s. 160):

- Wprowadzenie opóźnienia maksymalnie o S okresów skraca szereg czasowy, jakim dysponujemy, o S obserwacji. Jednocześnie, w przypadku modelu (18), musimy w oparciu o posiadany skrócony szereg czasowy oszacować $S+2$ parametrów. Łatwo może się okazać, że jest to niemożliwe z powodu niewystarczającej liczby stopni swobody.
- W wypadku wielu zmiennych makroekonomicznych poszczególne opóźnienia są ze sobą skorelowane. W takim wypadku w modelu postaci (18) występować będzie silna współliniowość, czego efektem będzie mała precyzja uzyskanych oszacowań (por. A. Welfe [1995] s. 123).

³ Przyjmujemy, że składnik losowy spełnia standardowe warunki wzmagane do tego, żeby zarówno estymatory, jak i stosowane testy miały pożądane właściwości (por. A. Welfe [1995]): $\xi : N(0, \sigma^2 I)$.

W pewnych sytuacjach można jednak założyć, że wartości parametrów β_0 , ..., β_5 nie zachowują się zupełnie dowolnie. W analizowanym przez nas przypadku można na przykład oczekiwać, że poniesione wydatki inwestycyjne wywrą dwojaki wpływ na PKB. W tym samym momencie co poniesione w gospodarce wydatki (bądź z niewielkim opóźnieniem) wystąpi prawdopodobnie przyrost zmiennej objaśnianej wywołany wzrostem popytu na dobra inwestycyjne⁴. Następnie spodziewać się można, że wystąpi efekt podażowy związany ze zwiększeniem majątku zaangażowanego w procesie produkcji. W następnych latach efekt ten będzie wygasał w wyniku stopniowej deprecjacji majątku produkcyjnego i związanego z nią wycofywania go z użytkowania.

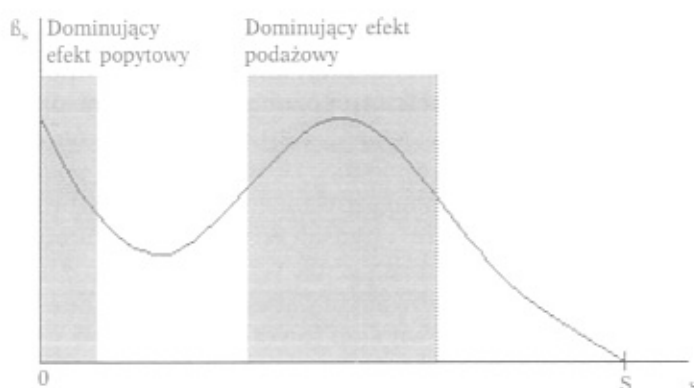
Należy pamiętać, że w analizowanym okresie obserwowane wartości parametrów β_s (mierzących siłę wpływu stóp inwestycji na tempo wzrostu PKB na zatrudnionego) są wynikiem nakładania się dwóch wspomnianych efektów: popytowego i podażowego. Ponieważ w pierwszym okresie dominować będzie prawdopodobnie efekt popytowy, więc spodziewać się można, że parametry β_s przyjmą stosunkowo wysokie wartości dla s bliskich 0. W tym okresie efekt podażowy inwestycji będzie dość słaby, ponieważ stosunkowo mała część nakładów inwestycyjnych poniesionych w okresie $s=0$ zdąży w tak krótkim czasie zostać przekształcona w inwestycje oddane do użytku.

Efekt popytowy będzie prawdopodobnie stosunkowo szybko wygasał, a jego miejsce zajmować zacznie efekt podażowy. Dlatego od pewnego momentu (dla odpowiednio wyższych s) β_s przyjmą ponownie wyższe wartości, co jest efektem wprowadzania do produkcji majątku, na który wydatki poniesiono w okresie $s=0$. Wartości te powinny następnie wygasać do wartości bliskich 0 dla s zbliżających się do maksymalnej długości opóźnienia S . Trudno natomiast coś wstępnie powiedzieć o wartościach β_s dla s odpowiadających okresowi pomiędzy wystąpieniem efektu popytowego a podażowego. Są one wynikiem złożenia tych dwóch efektów i zależą od tego, jak szybko wygasać będzie efekt popytowy oraz z jakim opóźnieniem wystąpi efekt podażowy. Spodziewany rozkład parametrów β_s przedstawiony został na rys. 1⁵.

⁴ Należy zaznaczyć, że wystąpienie tego efektu wymaga założenia o nie wykorzystanych mo-
cach produkcyjnych bądź o istnieniu zapasów.

⁵ Ze względu na łatwość przedstawienia, na rys. 1 wielkość opóźnienia s pokazana została ja-
ko zmienna ciągła. W rzeczywistości jest to zmienna skokowa o argumentach odpowiadają-
cych długości opóźnień.

Rys. 1. Hipotetyczny rozkład parametrów



Źródło: opracowanie własne

Metoda wielomianowego rozkładu opóźnień

Tak opisany rozkład parametrów równania regresji (18) można spróbować przybliżyć przy pomocy wielomianu zadanego stopnia. Takie postępowanie jest istotą metody wielomianowego rozkładu opóźnień (ang. *polynomial distributed lags – PDL*) zaproponowanej przez S. Almon [1965], zwanej stąd również metodą Almon. W tym miejscu przytaczana jest ona za pracą A. Welfe [1995].

W metodzie Almon zakłada się, że rozkład parametrów β_s można aproksymować przy pomocy wielomianu względnie niskiego stopnia $P < S$:

$$(19) \beta_s = \alpha_0 + \alpha_1 s + \alpha_2 s^2 + \dots + \alpha_p s^p$$

Można pokazać, że po podstawieniu (19) do (18) i wykonaniu odpowiednich przekształceń (por. A. Welfe [1995] s. 160) otrzymamy nową postać modelu (18):

$$(20) y_t = \beta_{\text{const}} + \alpha_0 z_{0t} + \alpha_1 z_{1t} + \dots + \alpha_p z_{pt} + \xi_t,$$

gdzie nowe zmienne z_{0t}, \dots, z_{pt} są liniowymi kombinacjami zmiennych x_t, \dots, x_{t-S} :

$$\begin{aligned} z_{0t} &= x_t + x_{t-1} + x_{t-2} + \dots + x_{t-S} \\ z_{1t} &= x_{t-1} + 2x_{t-2} + 3x_{t-3} + \dots + Sx_{t-S} \\ (21) \quad z_{2t} &= x_{t-1} + 4x_{t-2} + 9x_{t-3} + \dots + S^2 x_{t-S} \\ &\dots \\ z_{pt} &= x_{t-1} + 2^p x_{t-2} + 3^p x_{t-3} + \dots + S^p x_{t-S} \end{aligned}$$

Otrzymane w ten sposób równanie (20) jest równaniem ekonometrycznym z $P+2$ parametrami. Następnym krokiem w metodzie Almon jest oszacowanie

wartości tych parametrów np. klasyczną metodą najmniejszych kwadratów. W wyniku procesu estymacji otrzymuje się oszacowania β_{const} , α_0 , α_1 , ..., α_p parametrów β_{const} , α_0 , α_1 , ..., α_p . Ostatnim etapem jest otrzymanie estymacji wyjściowych parametrów β_0 , ..., β_S . W tym celu należy, wykorzystując wielomian danego równaniem (19), obliczyć wartości β_0 , β_1 , ..., β_S za odpowiednie α_p podstawiając α_p .

Warto zauważyć, że suma oszacowań współczynników dla wszystkich długości opóźnień postaci $\beta^* = \sum_{s=0}^S \beta_s$ może być interpretowana jako miara długookresowego wpływu zmiennej objaśniającej x na zmienną objaśnianą.

Dodatkową możliwością jaką daje metoda PDL jest nałożenie restrykcji na parametry wielomianu (19). W szczególności można a priori założyć, że $\beta_{-1} = 0$, co oznacza, że wpływ zmiennej objaśniającej przyspieszonej o jeden okres na zmienną objaśnianą jest równy 0. Ponieważ rozkład parametrów β_s jest wygładzony poprzez zastosowanie wielomianu, więc w praktyce restrykcja taka oznacza, że β_0 jest bliskie 0, zatem bezpośredni wpływ zmiennej x na zmienną y jest bardzo mały. Restrykcja taka nosi nazwę bliskiej restrykcji brzegowej (ang. *near end constraint*).

Inną możliwością jest założenie, że dla opóźnień zmiennej objaśniającej x większych niż założone S , wpływ tej zmiennej na y wygasa do 0 (czyli $\beta_{S+1} = 0$); założenie takie nazywamy daleką restrykcją brzegową (ang. *far end constraint*).

Uwagi do stosowanej metody

Bezpośrednia korzyść z zastosowania metody Almon polega na tym, że szacując wartości parametrów równania (20) zamiast równania (18), „odzyskujemy” S-P stopni swobody. Ponadto, stosując względnie małe P ograniczamy efekt współliniowości występujący w równaniu (18).

Z drugiej strony, przy stosowaniu metody Almon powstaje ryzyko otrzymania ocen parametrów β_s obciążonych dużym błędem. Może się tak stać w jednym z co najmniej kilku przypadków:

- Przyjęto zbyt małą wartość S , która nie odpowiada rzeczywistemu okresowi wygaśnięcia wpływu zmiennej x na zmienną y .
- Rzeczywiste parametry β_0 , ..., β_S nie mają żadnego regularnego rozkładu (np. zbliżonego do tego na Rys. 1). W takim przypadku nie jest możliwa ich aproksymacja przy pomocy wielomianu stosunkowo niskiego stopnia.
- Parametry β_0 , ..., β_S posiadają regularny rozkład, ale do ich aproksymacji zastosowano wielomian zbyt niskiego stopnia. W takim wypadku również aproksymacja rozkładu parametrów nie będzie dostatecznie dokładna.

Należy jednocześnie pamiętać, że wybór zbyt długiego maksymalnego opóźnienia S lub zbyt wysokiego stopnia wielomianu spowoduje niepotrzebną utratę stopni swobody, a zatem i utratę przynajmniej części korzyści, jakie daje metoda Almon.

Analiza empiryczna

W celu empirycznego zweryfikowania hipotez postawionych w rozdziale o modelach teoretycznych, przeprowadzono ekonometryczną analizę szeregów czasowych. Autor zdecydował się wykorzystać w tym celu historyczne szeregi czasowe dla gospodarki RFN. Wydaje się, że dane dotyczące tego kraju szczególnie nadają się do badania wpływu czynników podażowych na długookresowy wzrost gospodarczy. Przede wszystkim, dla Republiki Federalnej Niemiec zbudować można odpowiednie szeregi czasowe o wysokim stopniu porównywalności, począwszy od lat pięćdziesiątych (kiedy nastąpiło przyłączenie do obszaru RFN Zagłębia Saary) aż do momentu zjednoczenia Niemiec w roku 1990 (dodatkowo dostępne są dla następnych lat zagregowane dane dla landów wchodzących w skład RFN przed rokiem 1990). W okresie tym nie odnotowywano w gospodarce niemieckiej znaczących przełomów systemowych (porównywalnych np. z przełomem na początku lat dziewięćdziesiątych w Polsce), które mogłyby w sposób istotny „zakłócić” przebieg obserwowanych zmiennych.

Wpływ inwestycji w kapitał rzeczowy

W analizie empirycznej wykorzystano dane kwartalne pochodzące z systemu rachunków narodowych RFN, z okresu od pierwszego kwartału 1960 do pierwszego kwartału roku 1990, z usuniętym kwartalnym efektem sezonowym.

Zastosowanie danych o tak wysokiej częstotliwości do badania procesów długookresowych może budzić zdziwienie. Autor wyszedł tu jednak z założenia, że w sytuacji, gdy dostępne są dane kwartalne z usuniętym efektem sezonowości, to ich agregacja do danych rocznych nie wnosiłaby żadnych korzyści, a jedynie spowodowałaby utratę części informacji.

W celu oszacowania wpływu stopy inwestycji w kapitał rzeczowy na tempo wzrostu PKB, na pracującego, wyspecyfikowano następujące równanie:

$$(22) \text{TYWSD}_t = ck_0 + ck_1 \ln(\text{YWSD}_t) + \sum_{s=0}^{40} bk_s \frac{\text{IBS}_{t-s} + \text{IMS}_{t-s}}{\text{YKS}_{t-s}} + \xi_t,$$

gdzie odpowiednio:

YWSD_t – produkt krajowy brutto na pracującego w cenach stałych z 1985 roku⁶,

TYWSD_t – tempo wzrostu YWSD_t , obliczane w stosunku do analogicznego

$$\text{kwartału poprzedniego roku: } \text{TYWSD}_t = \frac{\text{YWSD}_t - \text{YWSD}_{t-4}}{\text{YWSD}_{t-4}}$$

⁶ Litera S w nazwie zmiennej oznacza, że z przebiegu zmiennej usunięto sezonowość, natomiast litera D oznacza, że zmienna wyraża wartości realne w cenach stałych z 1985 roku.

- IBS_t - wydatki inwestycyjne na budynki i budowle,
 IMS_t - wydatki inwestycyjne na maszyny i urządzenia,
 YKS_t - produkt krajowy brutto.

W równaniu (22) przyjęto maksymalną wartość opóźnienia wpływu tak zdefiniowanej stopy inwestycji na tempo wzrostu PKB, na pracującego, na poziomie $S=40$ (czyli 10 lat). Założono ponadto, że wpływ dokonanych inwestycji na zmienną objaśnianą wygasa po tym okresie. Założenie to równoznaczne jest z nałożeniem dalekiej restrykcji brzegowej, czyli przyjęciem, że $bk_{41} = 0$.

W charakterze zmiennej objaśniającej użyto dodatkowo logarytmu naturalnego z PKB na pracującego. Wpływ tej zmiennej na $TYWSD_t$ wynika z efektu tzw. konwergencji, który szerzej opisany został m.in. przez D. Romera [1996].

Przyjęto, że rozkład współczynników bk_s można wystarczająco dokładnie przybliżyć (stosując metodę Almon) przy pomocy wielomianu stopnia $P=5$.

Tabl. 1

Wyniki estymacji

Zmienna objaśniana: Zakres próby: ⁷	TYWSD 1970:1 – 1991:4		
Parametr	Wartość	Odch. std.	t-Student
$ck0^{*8}$	1,058	0,435	2,433
$ck1^*$	0,156	0,060	2,582
$PDL01^*$	0,076	0,017	4,588
$PDL02$	-0,002	0,003	-0,875
$PDL03^*$	-0,000755	0,000275	-2,740
$PDL04$	0,0000204	3,27E-05	0,625
$PDL05^*$	1,87E-06	8,74E-07	2,142
R^2	0,367		
kor. R^2	0,320		
D-W(4) ⁹	1,601		
statystyka F	7,827		

Źródło: opracowanie własne

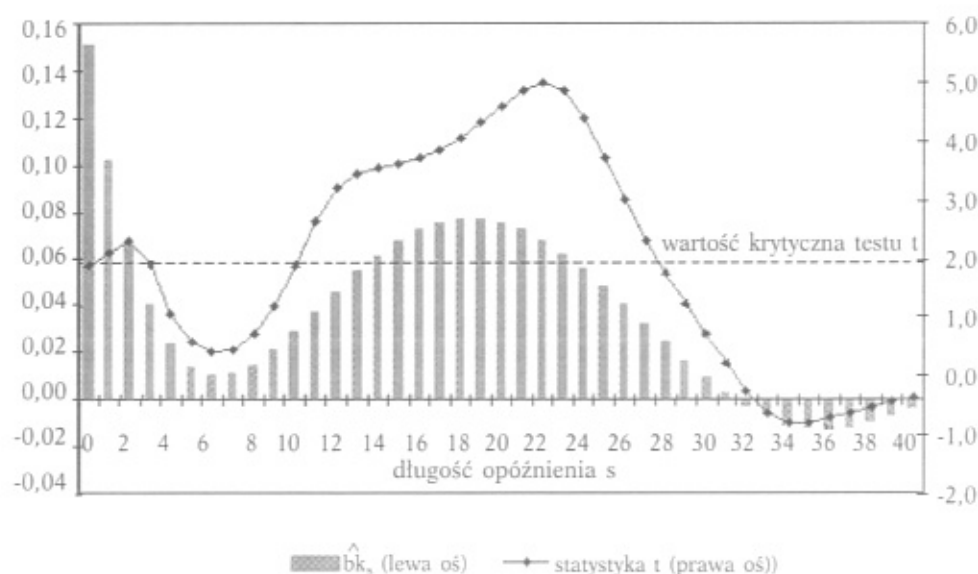
Wartości współczynników bk_0, \dots, bk_{40} , obliczone na podstawie oszacowanych wartości parametrów wielomianu $PDL01, \dots, PDL05$, pokazane zostały na Rys. 2¹⁰.

⁷ Zmodyfikowany o początkowe kwartały potrzebne do obliczenia odpowiednich opóźnień.

⁸ Gwiazdkami oznaczono zmienne statystycznie istotne na przyjętym poziomie istotności 0,05.

⁹ Ponieważ parametry równania estymowane są na podstawie danych kwartalnych, statystyka Durбина-Watsona obliczana jest przy wykorzystaniu opóźnień nie o 1, a o 4 okresy.

¹⁰ Wartości wyrazów $PDL01, \dots, PDL05$ nie odpowiadają dokładnie oszacowaniom wyrazów α_p w równaniu (20). Wynika to z faktu, że pakiet komputerowy stosowany przy estymacji zawiera zmodyfikowaną procedurę Almon, z inną postacią wielomianu (19). Przyjęta modyfikacja nie ma jednakże wpływu na oszacowania parametrów b_s .

Wykres 1. Rozkład oszacowanych wartości parametrów bk_0, \dots, bk_{40} równania (22)

Źródło: opracowanie własne

Warto zwrócić uwagę na fakt, że wprowadzenie do szacowanego równania dalekiej restrykcji brzegowej spowodowało dodatkowe zmniejszenie liczby szacowanych parametrów wielomianu z 6 do 5, a co za tym idzie, zyskanie jednego stopnia swobody.

W oparciu o wyniki estymacji przedstawione w tabelicy 1 można wyciągnąć następujące wnioski:

- Opisujący model charakteryzuje się stosunkowo niskimi współczynnikami R^2 (zarówno zwykłym, jak i skorygowanym). Jest to przede wszystkim związane z tym, że prezentowane równanie nie ma na celu wskazania wszystkich zmiennych, które mają wpływ na tempo wzrostu gospodarczego (jest to zresztą niezwykle trudne zadanie, por. np. S.N. Durlauf, D.T. Quah [1998] lub E. Ley, M.F.J. Steel [1999]). W związku z tym pominięto w nim wiele zmiennych oddziałujących na zmienną objaśnianą (jak chociażby zmienne opisujące popytową stronę gospodarki).
- Otrzymana wartość statystyki $DW = 1,6$ należy do przedziału niekonkluzywności. Oznacza to, że na podstawie testu Durбина-Watsona nie można jednoznacznie wnioskować o wystąpieniu bądź niewystąpieniu autokorelacji składnika losowego.
- Ponieważ parametr ck_1 jest różny od zera w sposób statystycznie istotny, wnioskować można, że poziom PKB na pracującego wywiera istotny wpływ na zmienną objaśnianą. Jego dodatnia wartość równa 0,15 wskazuje, że wzrost PKB na pracującego o 1% spowoduje przyrost tempa wzrostu tej

zmiennej o 0,15 p. proc. Wynik taki jest jednak sprzeczny z wynikami otrzymanymi na podstawie modeli teoretycznych, które przewidują efekt konwergencji. Mówi on, że należy oczekiwać spadku tempa wzrostu w miarę wzrostu produktu i zbliżania się gospodarki do długookresowej równowagi (por. D. Romer [1996]). Można sądzić, że ten zaskakujący wynik jest raczej skutkiem wystąpienia współliniowości pomiędzy wspomnianą zmienną a pozostałymi zmiennymi objaśniającymi lub innymi zmiennymi, które nie zostały uwzględnione w modelu.

- Ponieważ spośród pięciu jedynie trzy parametry wielomianowego rozkładu opóźnień okazały się w sposób statystycznie istotny różne od 0, trudno na pierwszy rzut oka ocenić istotność wpływu stopy inwestycji w maszyny i urządzenia oraz budynki i budowle na zmienną objaśnianą. W związku z tym przeprowadzono test następującej hipotezy H_0 względem H_1 :

$$H_0: PDL01 = \dots = PDL05 = 0$$

$$H_1: PDL01 \neq 0 \text{ lub } \dots \text{ lub } PDL05 \neq 0$$

Obliczona wartość statystyki testu Walda $F_{obl} = 6,13$ dla powyższego testu jest wyższa od wartości krytycznej (przy poziomie istotności 0,05) $F_\alpha = 2,33$. Można zatem wnioskować, że stopy inwestycji w kapitał rzeczowy wywierają w opisywanym modelu istotny wpływ na tempo wzrostu PKB na pracującego.

- Kształt otrzymanego rozkładu parametrów stojących przy zmiennych opóźnionych jest zbliżony do oczekiwanego (por. Rys. 1 i Wykres 1). Ponadto z wartości statystyki t-Studenta wynika, że w stopniu statystycznie istotnym występują obydwa oczekiwane efekty: popytowy i podażowy. Można zaobserwować, że działanie efektu popytowego występuje bez opóźnienia i wygasa już po ok. 3 kwartałach. Działanie efektu podażowego staje się statystycznie istotne po upływie ok. 2,5 roku, przy czym najsilniej odznacza się pomiędzy 16 a 20 kwartałem, czyli z opóźnieniem około 4-5 lat¹¹. Po mniej więcej 8 latach oddziaływanie stóp inwestycji w kapitał rzeczowy wygasa, a w następnych latach staje się nawet lekko ujemne (choć efekt ten jest statystycznie nieistotny i wydaje się, że można uznać go za przypadkowy). Należy przy tym zwrócić uwagę na fakt, że bliska 0 wartość parametru w 40 kwartale związana jest z nałożeniem na parametry dalekiej restrykcji brzegowej¹².

¹¹ Warto w tym miejscu zaznaczyć, że podczas podjętych przez autora prób oszacowania różnych wersji modelu (dla stopni wielomianu od 3 do 6 i dla długości maksymalnego opóźnienia od 30 do 70 kwartałów), efekt podażowy był zawsze zauważalny, z największą siłą występując właśnie po 4-5 latach.

¹² Próbowano również oszacować parametry wspomnianego równania, pomijając restrykcję brzegową. Rozkład oszacowań parametrów otrzymanych tą drogą różnił się nieznacznie od prezentowanego. Główna różnica polegała na tym, że oszacowania wartości parametrów b, przyjmowały po raz pierwszy wartości ujemne dopiero po 38-40 kwartałach. Jednak, podobnie jak w prezentowanej wersji modelu, wielkości te nie były istotne statystycznie.

- Dodatkowo na podstawie wyników przedstawionych w Tablicy 1 obliczono sumę współczynników $\hat{b}_{k_s} = 1,48$. Można by zatem wyciągnąć wniosek, że długookresowy, stabilny wzrost stopy inwestycji w kapitał rzeczowy o 1 p. proc. spowoduje przyspieszenie wzrostu odpowiednio o 1,48 p. proc. Należy jednak pamiętać, że zależności zaprezentowane w modelu Mankiwa-Romera-Weila zachodzą jedynie podczas procesów dopasowań, natomiast nie obowiązują dla stanu idealnej długookresowej równowagi. Dlatego na gruncie rozważanego modelu teoretycznego podaną interpretację można przyjąć jedynie ze znacznymi zastrzeżeniami.

Wpływ inwestycji w kapitał ludzki

Do oszacowania wpływu stopy inwestycji w kapitał ludzki na tempo wzrostu produktu krajowego brutto można zastosować podejście podobne do opisanego w poprzednim tytule. Jednak w tym wypadku napotyka się na co najmniej jedną dodatkową trudność. Polega ona na tym, że stopa inwestycji w kapitał ludzki nie jest zmienną bezpośrednio obserwowalną. Jednym z możliwych sposobów rozwiązania tego problemu jest znalezienie zmiennej symptomatycznej, w sposób możliwie dokładny odzwierciedlającej poziom badanych stóp inwestycji. W charakterze zmiennej symptomatycznej dla stopy inwestycji w kapitał ludzki przyjęto stosunek liczby studentów wyższych uczelni do liczby ludności w grupie wiekowej 20-24 lata¹³.

Pozostała część metodologii badania jest taka sama, jak w poprzednim punkcie. Jediną różnicą jest więc inna postać modelu:

$$(23) \text{TYWSD}_t = ch_0 + ch_1 \ln(\text{YWSD}_t) + \sum_{s=0}^{60} bh_s \frac{US_{t,s}}{NS2024_{t-s}} + \xi_t$$

gdzie odpowiednio:

US_t – liczba studentów wyższych uczelni,

$NS2024_t$ – wielkość populacji w grupie wiekowej 20-24.

Pozostałe oznaczenia są takie same, jak w modelu (22).

Można oczekiwać, że podaźowy efekt inwestycji w kapitał ludzki występuje z większym opóźnieniem, niż to miało miejsce w przypadku kapitału rzeczowego. Jednocześnie wydaje się, że w tym przypadku nie wystąpi znaczący efekt popytowy – wpływ np. zwiększonego popytu na usługi edukacyjne jest prawdopodobnie niezauważalny w skali produktu całej gospodarki. Z drugiej strony, wygaśnięcie efektu podaźowego inwestycji w kapitał ludzki może na-

¹³ Przedstawiona metodologia jest zbliżona do zaprezentowanej przez N.G. Mankiwa, D. Romera, D.N. Weila [1992]. W badaniu przekrojowym za stopę inwestycji w kapitał ludzki przyjęli oni średni stosunek liczby ludności w szkołach średnich do liczby ludności w wieku produkcyjnym.

stąpić po znacznie dłuższym okresie, o długości porównywalnej z długością okresu aktywności zawodowej pojedynczej generacji.

Z wymienionych względów zdecydowano się na przyjęcie dla modelu (23) nieco innych założeń niż w przypadku modelu (22):

- Wydłużono maksymalną długość opóźnienia do 15 lat, tj. 60 kwartałów. Prawdopodobnie zasadne byłoby dalsze jego zwiększenie, jednak przy długości próby 30 lat już przyjęcie takich założeń prowadzi do skrócenia długości szeregu czasowego wykorzystywanego w estymacji do zaledwie 15 lat.
- Zrezygnowano z dalekiej restrykcji brzegowej, ponieważ można sądzić, że wpływ inwestycji w kapitał ludzki na zmienną objaśnianą utrzymuje się przez znacznie dłuższy okres niż 15 lat.
- Wprowadzono bliską restrykcję brzegową, co jest odzwierciedleniem przekonania, że w przypadku inwestycji w kapitał ludzki efekt popytowy jest bardzo słaby i można go pominąć.

Wyniki estymacji parametrów równania (23) przy opisanych założeniach przedstawia Tabl. 2.

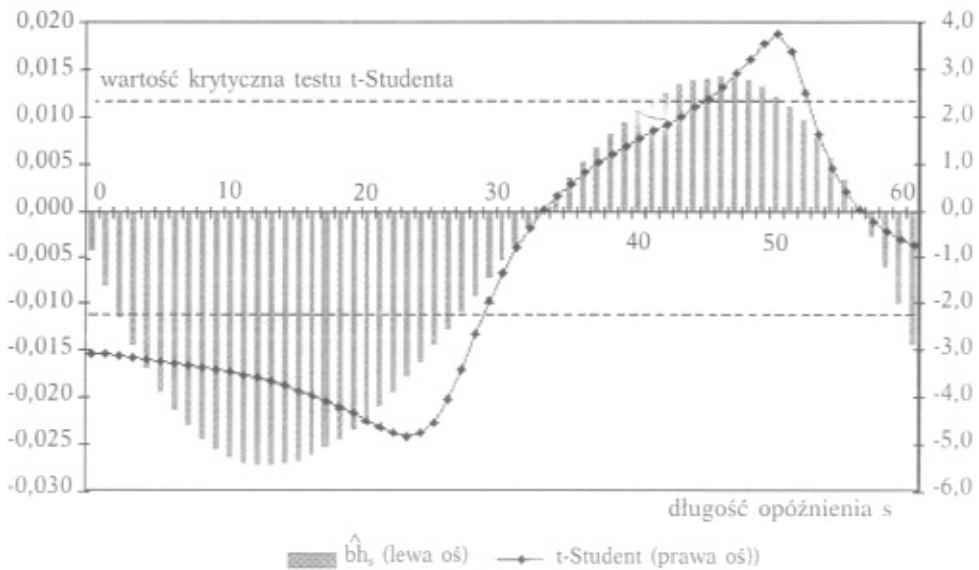
Tabl. 2

Wyniki estymacji

Zmienna objaśniana: Zakres próby:	TYWSD 1966:1 – 1990:4		
Parametr	Wartość	Odch. std.	t-Student
ch0°	1,224	0,406	3,015
ch1°	0,127	0,044	2,893
PDL01°	-0,004	0,001	-3,032
PDL02°	0,000	8,10E-05	2,553
PDL03°	-2,27E-06	1,02E-06	-2,215
R ²	0,372		
kor. R ²	0,345		
D-W(4)	1,397		
statystyka F	14,054		

Źródło: opracowanie własne

Wartości współczynników $b_{h_0}, \dots, b_{h_{40}}$, obliczone na podstawie oszacowanych wartości parametrów wielomianu PDL01, ..., PDL03, przedstawione zostały na Wykres 2.

Wykres 2. Rozkład oszacowanych wartości parametrów $b_{h_0}, \dots, b_{h_{60}}$ równania (23)

Źródło: opracowanie własne

Na podstawie Tabl. 2 oraz Rys. 1 wyciągnąć można między innymi następujące wnioski:

- Podobnie jak poprzedni model, model (23) charakteryzuje się niskim stopniem objaśnienia – R^2 wynosi zaledwie 0,372. Jednak biorąc pod uwagę, ile zmiennych ekonomicznych nie wystąpiło w równaniu w charakterze zmiennych objaśniających dziwić się raczej należy, że ta statystyka dopasowania jest pomimo to tak wysoka.
- Wartość statystyki Durбина-Watsona równa 1,397 świadczy o wystąpieniu dodatniej autokorelacji składnika losowego. Można sądzić, że efekt ten związany jest przede wszystkim z pominięciem w modelu istotnych zmiennych objaśniających (między innymi opisaną w poprzednim punkcie stopy inwestycji w kapitał rzeczowy).
- Oszacowania wyrazu wolnego oraz współczynnika ch_1 stojącego przy logarytmie PKB na pracującego mają podobne wartości, jak w przypadku równania mierzącego wpływ inwestycji w kapitał rzeczowy. Podobnie, obie są wielkościami istotnymi statystycznie. Parametr ch_1 ma taką samą interpretację jak odpowiedni współczynnik ck_1 z punktu 4.1: można oczekiwać, że wzrost PKB na zatrudnionego o 1% spowoduje wzrost zmiennej objaśnianej o 0,12 p. proc.
- Analogicznie jak w punkcie 4.1, przeprowadzono test mający na celu zwerifikowanie hipotezy o istotności łącznego wpływu opóźnionej stopy inwestycji w kapitał ludzki na zmienną objaśnianą. W związku z tym przeprowadzono test następującej hipotezy H_0 przeciwko H_1 :

$$H_0: PDL01 = PDL02 = PDL03 = 0$$

$$H_1: PDL01 \neq 0 \text{ lub } PDL02 \neq 0 \text{ lub } PDL03 \neq 0$$

Obliczona wartość statystyki $F_{obl} = 6,13$ jest wyższa od wartości krytycznej (przy poziomie istotności 0,05) $F_{\alpha} = 2,70$. Test Walda potwierdza zatem statystyczną istotność siły oddziaływania tak rozumianej stopy inwestycji w kapitał ludzki na tempo wzrostu gospodarczego.

- Z oszacowanych wartości parametrów b_{h_s} wynika, że w ciągu 7 lat inwestycje w kapitał ludzki (tak jak są one rozumiane w niniejszym opracowaniu) wywierają jedynie negatywny wpływ na tempo wzrostu gospodarczego. Wnioskować stąd można, że po ukończeniu studiów absolwent osiąga jeszcze przez kilka lat przeciętnie niższą wydajność pracy niż średnia w gospodarce¹⁴.
- Dodatni wpływ stóp inwestycji w kapitał ludzki na tempo wzrostu gospodarczego występuje dopiero z opóźnieniem 33 kwartałów (tzn. po ok. 8 latach). Miary tego dodatniego efektu podażowego stają się istotne statystycznie dopiero po około 40 kwartałach.
- Dla opóźnień przekraczających 56 kwartałów daje się zauważyć ujemny wpływ stóp inwestycji w kapitał ludzki na tempo wzrostu PKB na pracującego. Ponieważ jednak te ujemne wielkości są nieistotne statystycznie, można przyjąć, że wymieniony efekt jest przypadkowy.
- Obliczono również sumę oszacowań współczynników b_{h_s} , która wyniosła -0,41. Model Mankiwa-Romera-Weila przewiduje natomiast, że wpływ ten powinien być dodatni. Możliwe są co najmniej dwa wytłumaczenia tego zjawiska. Po pierwsze, estymatory parametrów b_s mogą (choć nie muszą) być obciążone, ze względu na pominięcie w równaniu innych zmiennych objaśniających, jak chociażby stóp inwestycji w kapitał rzeczowy (do problemu tego wrócimy jeszcze w uwagach). Po drugie, przyczyną może być wybranie zbyt niskiej wartości S (wynoszącej w tym wypadku 60), która nie obejmuje całego okresu, w którym zmienna objaśniająca wpływa na zmienną objaśnianą. Za możliwością tą przemawia dodatkowo to, że dodatnie wartości estymatorów parametrów b_{h_s} obserwowane są dopiero dla znacznych opóźnień.

Prawdopodobne jest zatem, że wydłużenie badanych opóźnień umożliwiło by obserwację jeszcze dłuższej dodatniej zależności pomiędzy zmiennymi. Jednak dla dostępnych szeregów czasowych podobne wydłużenie mogłoby się odbyć tylko kosztem dalszego, nadmiernego skrócenia dostępnej próby. W tej sytuacji badanie wpływu stóp inwestycji w kapitał ludzki z maksymalnym

¹⁴ Należy pamiętać, że zmienna objaśniająca obejmuje studentów wszystkich lat studiów, a zatem i studentów właśnie immatrykulowanych. Dla tych studentów udział w tworzeniu PKB rozpocznie się dopiero za 4-5 lat. Ponieważ przeciętnemu studentowi pozostały 2-3 lata do zakończenia studiów i wejścia na rynek pracy, to rzeczywisty okres od zakończenia studiów do momentu, kiedy wykształcenie zacznie wywierać dodatni wpływ na wzrost gospodarczy wynosi 4-5 lat.

opóźnieniem np. 25 lat (100 kwartałów) byłoby przeprowadzane w oparciu o próbę 15-letnią (60 kwartałów). Można przypuszczać, że w podobnej sytuacji decydujący wpływ na wartości estymatorów miałyby efekty przypadkowe oraz krótkookresowe.

Ogółem należy stwierdzić, że oszacowanie wpływu inwestycji w sferze kapitału ludzkiego na tempo wzrostu gospodarczego nastęca o wiele większe trudności, niż ocena analogicznego wpływu inwestycji w kapitał rzeczowy. Wiązać się to może zarówno z problemami pomiaru (przyjęcie zmiennej symptomatycznej w miejsce bezpośrednich danych o zjawisku), jak i z samą naturą przewidywanej zależności.

Podczas prób oszacowania różnych wersji modelu (23) również tu występowały jednak konsekwentnie dwa efekty. Po pierwsze, ujemny wpływ zmiennej objaśniającej zawsze występował w początkowym okresie i utrzymywał się przez co najmniej 6 lat. Drugim efektem było wystąpienie dodatniego wpływu inwestycji w kapitał ludzki, jednak moment wystąpienia i długość trwania tego okresu były zmienne w różnych wersjach modelu (jednak nie wcześniej niż po 8 latach). Stosunkowo duża zmienność ocen rozkładów parametrów b_h wskazywać może między innymi na stosunkowo słabe oddziaływanie tej akurat zmiennej objaśniającej w stosunku do pozostałych czynników.

Uwagi

Po przeanalizowaniu obydwu modeli naturalnym rozwinięciem wydaje się estymacja parametrów modelu, który uwzględniłby wpływ obydwu analizowanych stóp inwestycji na tempo wzrostu PKB na pracującego. Taka próba została podjęta, jednak jej wyniki okazały się mało zadowalające.

W nowym modelu wprowadzono do równania w charakterze zmiennych objaśniających zarówno stopy inwestycji w kapitał rzeczowy, jak i w kapitał ludzki. Do oszacowania wpływu opóźnień tych zmiennych zastosowano metodę Almon.

Estymatory parametrów otrzymanego w ten sposób modelu były bardzo wrażliwe na te wielkości, na które ma wpływ przeprowadzający estymację – długość maksymalnego opóźnienia, stopnie wielomianów i dobór restrykcji brzegowych. Niewielka zmiana jednej z tych wielkości powodowała zasadnicze zmiany w kształcie otrzymanych rozkładów parametrów. Autor przypuszcza, że wynik taki jest skutkiem występowania wysokiej współliniowości w równaniu, występują w nim bowiem skonstruowane dla dwóch rozkładów w podobny sposób zmienne z_p ; nie dysponuje jednak dowodami, które mogłyby tę hipotezę poprzeć.

Podsumowanie i wnioski

W artykule przedstawiono próbę zbadania wpływu czynników podażowych na tempo wzrostu gospodarczego. Rezultaty przeprowadzonej analizy podsumować następująco:

- Istniejące modele długookresowego wzrostu dostarczają wskazówek, że stopy oszczędności (równoważne w ujęciu teoretycznym ze stopami inwestycji) mogą mieć wpływ na kształtowanie się stopy wzrostu gospodarczego, rozumianej jako stopa wzrostu PKB na pracującego. Pod pojęciem inwestycji rozumieć należy nakłady na zwiększenie kapitału zarówno rzeczowego, jak i ludzkiego.
- W niektórych modelach wspomnianą zależność można zaobserwować jedynie w pewnych okresach „nierównowagi” (jak w prezentowanym modelu Mankiwa-Romera-Weila), natomiast w innych zależność między stopami oszczędności a stopą wzrostu występuje również wtedy, gdy gospodarka znajduje się na długookresowej ścieżce zrównoważonego wzrostu (jak w krótko wspomnianym modelu Harroda-Domara bądź w modelach wzrostu endogenicznego).
- Modelowanie opisywanych zależności w oparciu o dane empiryczne napotyka na poważne trudności. Są one związane między innymi z faktem, iż pomiędzy poniesieniem nakładów inwestycyjnych a wystąpieniem pozytywnego wpływu na wzrost gospodarczy występują opóźnienia o nieznanej długości.
- Wydaje się, że nie da się tego problemu rozwiązać poprzez zastosowanie wielu opóźnień zmiennej objaśniającej. Dzieje się tak, ponieważ ze względu na nieznajomość długości opóźnienia musielibyśmy stosować zbyt wiele opóźnionych zmiennych objaśniających, co mogłoby spowodować trudności związane ze współliniowością.
- Jednym z najlepszych sposobów na rozwiązanie wspomnianych problemów jest zastosowanie w procesie estymacji metody wielomianowego rozkładu opóźnień. W omawianym przypadku jej zastosowanie jest możliwe, ponieważ można sądzić, że parametry mierzące opóźnione oddziaływanie inwestycji na wzrost mają rozkład o dość regularnych kształtach. Rozkład ten da się w związku z tym aproksymować przy pomocy wielomianu, co jest istotą metody Almon. Zaletą, która przesądza o jej zastosowaniu, jest możliwość zyskana znacznej liczby stopni swobody.
- Analiza ekonometryczna przeprowadzona na podstawie danych dla RFN w latach 1960-1991 pokazuje, że wpływ opóźnionych stóp inwestycji w kapitał rzeczowy na tempo wzrostu PKB na pracującego jest istotny statystycznie. Ponadto zauważyć można, że wpływ ten jest rozłożony w czasie. Równocześnie z poniesieniem stóp inwestycji zaobserwować można przyrost tempa wzrostu gospodarczego, który może być utożsamiany z tzw. efektem popytowym. Z opóźnieniem 4-6 lat zaobserwować można natomiast dalszy wzrost zmiennej objaśnianej, który można zidentyfikować jako „efekt podaży” poczynionych inwestycji. Wynika stąd, że aż tyle czasu potrzeba, by inwestycje w kapitał rzeczowy przyniosły skutki dla wzrostu gospodarczego.
- Podobna analiza przeprowadzona dla inwestycji w sferze kapitału ludzkiego wykazała statystyczną istotność wpływu opóźnionych stóp inwestycji w kapitał ludzki na tempo wzrostu PKB na pracującego. Jednocześnie

okazało się, że co najmniej w ciągu pierwszych 5 lat zależność ta ma stałe ujemny znak. Jakikolwiek dodatni efekt podażowy zaobserwować można nie wcześniej niż po 7-8 latach od chwili poniesienia nakładów na kapitał ludzki. W dokładniejszym zbadaniu tego efektu przeszkodziła jednak ograniczona długość próby.

- Próba oszacowania łącznego wpływu inwestycji w kapitał rzeczowy i ludzki na tempo wzrostu gospodarczego nie dała pożądanych efektów. Można przypuszczać, że związane to jest w wystąpieniem silnej współliniowości pomiędzy zmiennymi objaśniającymi w modelu wyspecyfikowanym, w oparciu o metodę Almon dla dwóch opóźnionych zmiennych objaśniających.

Bibliografia:

- Almon S. [1965], *The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures*, „Econometrica”, vol. 33
- Barro R.J. [1991], *Economic Growth in a Cross-Section of Countries*, „Quarterly Journal of Economics”, May 1991
- Cesarato S. [1999], *Savings and economic growth in neoclassical theory*, „Cambridge Journal of Economics”, vol. 23
- Durlauf S.N., Quah D.T. [1998], *The New Empirics of Economic Growth*, Working Paper of National Bureau of Economic Research, No 6422, February 1998
- Ley E., Steel M.F.J. [1999], *We Just Averaged Two Trillion Cross-Country Growth Regressions*, Working Paper of the International Monetary Fund
- Liberda B., Tokarski T. [1999], *Determinanty oszczędności i wzrostu gospodarczego w Polsce w odniesieniu do krajów OECD*, „Ekonomista” nr 3
- Lucas R.E. [1988], *On the Mechanics of Economics Development*, „Journal of Monetary Economics”, July 1988
- Mankiw N.G., Romer D., Weil D.N. [1992], *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*, „Quarterly Journal of Economics”, May 1992
- Podrecca E., Carmeci G. [1999], *Fixed Investment and Economic Growth. New Results on Causality*, University of Trieste
- Romer D. [1996], *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill Inc., New York etc.
- Romer P.M. [1986], *Increasing Returns and Long-Run Growth*, „Journal of Political Economy”, October 1986
- Romer P.M. [1990], *Endogenous Technical Change*, „Journal of Political Economy”, October 1990
- Solow R.M. [1956], *A Contribution to the Theory of Economic Growth*, „Quarterly Journal of Economics”, February 1956
- Solow R.M. [1957], *Technical Change and the Aggregate Production Function*, „Review of Economics and Statistics”, August 1957
- Swan T.W. [1956], *Economic Growth and Capital Accumulation*, „Economic Record”, November 1956
- Tokarski T. [1999a], *Optymalne stopy inwestycji w modelu Mankiwa-Romera-Weila*, tekst na zebranie Katedry Ekonomii UŁ
- Tokarski T. [1999b], *Uwagi o modelach wzrostu gospodarczego*, *Studia Prawno-Ekonomiczne UŁ*, tom LIX
- Welfe A. [1995], *Ekonometria*, PWE, Warszawa
- Welfe W. [2000], *Empiryczne modele wzrostu*, materiały z konferencji „Wzrost gospodarczy, restrukturyzacja i rynek pracy w Polsce w okresie transformacji. Podejście teoretyczne i empiryczne.”, Łódź, maj 2000