

Egzogeniczność mierników szoków technologicznych na przykładzie Polski w latach 2005-2009**

Wprowadzenie

Postęp technologiczny jest jednym z powszechnie przyjmowanych czynników wzrostu gospodarczego. Badania nad naturą i wpływem nowych metod produkcji na wzrost gospodarczy i wahania koniunkturalne, mają długą historię, ale mimo to nie istnieje spójna teoria tłumacząca mechanizmy oddziaływania zmiany technologicznej na gospodarkę. W jednym z bardziej znaczących artykułów na ten temat, Solow [1957], stwierdził, że wpływ postępu technologicznego na gospodarkę jest bezpośrednio niemierzalny, ale może być oznaczony pośrednio jako niewytłumaczony w inny sposób wzrost gospodarczy. Doprowadziło to do upatrywania w technologii tzw. czarnej skrzyni („black box”), w której można umieścić niemal wszystkie niewytłumaczalne procesy gospodarcze, a sam postęp technologiczny stał się „miarą naszej niewiedzy”, według sformułowania Abramovitza.

Celem artykułu jest przedstawienie sposobów pomiaru szoku technologicznego oraz porównanie tzw. pośrednich miar szoków technologicznych, tzn. różnych wersji rozpowszechnionych przez Solowa wartości rezydualnych. Poza konwencjonalną wartością rezydualną przedstawiono skorygowane wartości rezydualne, w których, w celu ujęcia zmiennego wykorzystania czynników produkcji stosuje się aproksymację wykorzystania mocy produkcyjnych za pomocą zużycia energii elektrycznej (kapitał) oraz liczby przepracowanych godzin i liczbę wypadków w pracy (zasób pracy). Jako kryterium poprawności miary szoku technologicznego przyjęto jej niezależność (egzogeniczność) od szoków pozatechnologicznych, które mogą pojawić się w gospodarce, takich jak szoki monetarne, fiskalne oraz zewnętrzne.

Artykuł podzielony jest na kilka części: w pierwszej wskazano na teoretyczne kwestie związane z wartością rezydualną, następna prezentuje dane statystyczne wykorzystane do obliczenia różnych wersji wartości rezydualnej dla Polski w latach 2005-2009, w kolejnej części przedstawione zostały wyniki testów przyczynowości Grangera, wykorzystanych do określenia, która wer-

* Autor jest pracownikiem Katedry Międzynarodowych Stosunków Gospodarczych na Wydziale Gospodarki Międzynarodowej Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, e-mail: szymon.truskolaski@ue.poznan.pl. Artykuł wpłynął do redakcji w marcu 20120 r.

** Artykuł przygotowano w ramach grantu Ministerstwa Nauki i Informatyzacji pt.: „Szoki technologiczne w Polsce i na świecie – identyfikacja, źródła, pomiar, dyfuzja”, nr 1202031/1719.

sja wartości rezydualnej jest lepszym miernikiem zmiany technologicznej, to znaczy cechuje się nieskorelowaniem z tzw. szokami nietechnologicznymi, takimi jak zmiany podaży pieniądza, wysokości stóp procentowych, poziomu wydatków budżetowych, a także szoków zewnętrznych reprezentowanych przez PKB głównego partnera handlowego Polski, tj. Niemiec. Artykuł kończy podsumowanie.

Wartość rezydualna

Konwencjonalna wartość rezydualna

Postęp technologiczny jest powszechnie uważany za kluczowy czynnik wzrostu gospodarczego w długim okresie. W jednym z pierwszych modeli, studiujących wpływ zmiany technologicznej na wzrost gospodarczy, tj. w podstawowym modelu neoklasycznym Solowa [1956], wpływ postępu technologicznego na wzrost gospodarczy jest do tego stopnia wiodący w porównaniu do innych czynników wzrostu, że bez postępu technologicznego wzrost gospodarczy w długim okresie jest niemożliwy do osiągnięcia. W kolejnym empirycznym artykule, Solow [1957] wskazał, w jaki sposób można rozdzielić tempo wzrostu gospodarczego na dwa podstawowe źródła – postęp technologiczny i akumulację kapitału, oraz w jaki sposób można mierzyć tempo postępu technologicznego.

Czynniki produkcji można podzielić na obserwowalne – kapitał, pracę i materiały oraz nieobserwowalne – technologię produkcji. Technologia produkcji ma charakter tzw. parametru przesunięcia neutralnego według Hicksa, tzn. odpowiada za zmiany poziomu produkcji mimo braku zmian poziomów obserwowalnych czynników produkcji. Późniejsza krytyka dotycząca obliczania i wykorzystania wartości rezydualnej sugeruje jednak, że parametr przesunięcia nie jest dobrą miarą wielkości zmiany technologicznej. Np. Hulten [2000] jako główne powody niezgodności parametru przesunięcia z rzeczywistymi rozmiarami zmiany technologicznej wymienia, po pierwsze, że parametr przesunięcia może „uchwycić” tylko taki wzrost jakości technologii, który nie wymaga poniesienia żadnych kosztów oraz, po drugie, że zmiany w instytucjonalnej organizacji produkcji także wpływają na wartość parametru Hicksa [Hulten, 2000, s. 11].

Zdecydowanie najważniejszym elementem krytyki utożsamiania parametru przesunięcia wyłącznie ze zmianą technologiczną jest nieuwzględnienie zmiany stopy wykorzystania obserwowalnych czynników produkcji. Wzrost produkcji może nastąpić nie tylko w wyniku wzrostu ilości lub jakości (zmiana technologiczna) wykorzystywanych środków produkcji, ale także poprzez zwiększenie intensywności wykorzystania istniejących zasobów [Basu, Fernald, 1998, s. 12].

$$dy_i = \mu_i dx_i + \mu_i (1 - s_{Mi}) du_i + dt_i. \quad (1)$$

Przedsiębiorstwo i ustala wartość produktu marginalnego obserwowalnych czynników produkcji jako marżę μ_i powyżej ich ceny. W równaniu (1) x_i oznacza średnią ważoną obserwowalnych czynników produkcji, u_i określa średnią ważoną zmiennej stopy wykorzystania czynników wytwórczych. W obu przypadkach wagami są przychody poszczególnych środków produkcji w produkcie narodowym. Parametr t oznacza technologię, a s_{Mi} udział zużytych w procesie produkcji materiałów i energii, Wyraz $(1 - s_{Mi})$ wskazuje, że udział obserwowalnych czynników produkcji (tj. kapitału i pracy) sumuje się do 1.

Aby w pełni wyjaśnić tempo wzrostu gospodarczego dy_i , poza stosunkowo łatwymi do określenia x_i oraz s_{Mi} należy także obliczyć μ_i , u_i oraz t_i . Ponieważ parametry te są nieobserwowalne, przyjmuje się, że przedsiębiorstwo minimalizujące koszty w warunkach konkurencji doskonałej zrówna krańcowy przychód środków wytwórczych z ich ceną, którą traktuje jako daną – marża μ_i wynosi więc 1 dla każdego czynnika produkcji. Dodatkowo zakłada się brak możliwości zmiany stopy wykorzystania czynników produkcji – du_i wynosi 0. Taki przypadek koresponduje z założeniami Solowa – w równaniu (1) wszystkie zmienne są obserwowalne, oprócz technologii, którą można obliczyć jako resztę – $dt_i = dy_i - dx_i$. Uzyskana różnica nazywana jest także wartością rezydualną Solowa i jest miarą wpływu postępu technologicznego na wzrost PKB.

Solow [1957] ustalił, że zaledwie 1/8 wzrostu gospodarczego może być skutkiem akumulacji kapitału, a pozostałe 7/8 powinno być przypisane wzrostowi produktywności Wartości rezydualne, oszacowane przez innych autorów, wahają się od 86-88% wzrostu gospodarczego *per capita* w badaniach Abramovitz i Schmooklera do nawet 100% w przypadku badania Tinbergena¹. Ponieważ zdecydowana część wzrostu gospodarczego pozostaje niewyjaśniona, Abramovitz uznał wartość rezydualną raczej za „miarę naszej ignorancji” niż faktyczną miarę znaczenia postępu technologicznego [Jaffe, Newell, Stavins, 2000, s. 9]. Taka „ignorancja” obejmuje wiele składników – efekty zmiany technologicznej czy organizacyjnej – ale także błędy pomiarów, pominięte zmienne, błędną specyfikację modelu oraz zniekształcenia wynikające z agregacji danych.

W 1990 r. Hall rozwinął koncepcję Solowa w taki sposób, aby można było obliczyć znaczenie zmiany technologii także w przypadku rosnących korzyści skali i niedoskonałej konkurencji². Marża przedsiębiorstw jest wtedy nieobserwowalna, a ponadto mogą one notować niezerowe zyski, przez co udział obserwowalnych czynników produkcji w produkcie nie musi sumować się do 1, gdyż wynagrodzenie czynnika produkcji, który przynosi zysk, może być wyższe niż koszt jego nabycia. Jak wskazują Basu i Fernald [1998] równanie (1) można wtedy traktować jako równanie regresji. Podstawowym problemem staje się obliczenie zmian wykorzystania czynników produkcji, które z założenia są nieobserwowalne.

¹ [Griliches, 1995, s. 15 – tablica 1]. Wszyscy autorzy badali nieco inne przedziały czasowe.

² Sporną kwestią jest szczególnie występowanie rosnących korzyści skali. Np. Bartelsman [1993] zasugerował, że empiryczna analiza Halla jest silnie zniekształcona przez zbyt małą próbę przedsiębiorstw objętych badaniem. Z kolei Basu i Fernald [1994] podkreślali, że rosnące korzyści skali są wyłącznie wynikiem użycia wartości dodanej.

Przedsiębiorstwo będzie starało się zmienić stopień wykorzystania czynników produkcji tylko wtedy, kiedy przystosowanie wielkości wykorzystywanych zasobów będzie oznaczało konieczność poniesienia kosztów realokacji. Zmiana stopnia wykorzystania czynników produkcji może dotyczyć zarówno siły roboczej, jak i kapitału. W zakresie siły roboczej, Basu i Fernald obliczają *du* zakładając, że dobrym przybliżeniem jest zmiana godzin przepracowanych przez pracownika w ciągu tygodnia. Miernik ten można również stosować do oceny wykorzystania kapitału, gdyż produkcja polega na łączeniu zasobów. Pionierem stosowania przybliżeń w odniesieniu wyłącznie do wykorzystania kapitału był Flux [1913], który postulował wykorzystanie w tym celu pomiaru zużycia energii elektrycznej. Mimo to, że obecnie zużycie energii nie jest dobrym przybliżeniem wykorzystania kapitału (np. komputery w przedsiębiorstwach mogą być włączone przez cały czas bez względu na to, czy ktoś ich używa czy nie) metoda ta jest powszechnie stosowana (por. [King, Rebelo, 2000, s. 50], [Burnside, Eichenbaum, 1996]).

Główną korzyścią wprowadzenia do równania wzrostu zmienności wykorzystania czynników produkcji jest uznanie, że przedsiębiorstwa nie muszą wykorzystywać całości istniejących mocy produkcyjnych. Niesie to ze sobą szerokie implikacje dla modeli tzw. realnego cyklu koniunkturalnego. Podstawową cechą tych modeli jest stwierdzenie, że wahania koniunkturalne są spowodowane pozytywnymi szokami produkcyjności, a następnie są wzmacniane przez cykliczne zmiany w wykorzystaniu mocy produkcyjnych przedsiębiorstw.

Modyfikacje reszty Solowa pozwalają ominąć główne wady „konwencjonalnej” reszty Solowa, tj.: przede wszystkim (a) zniekształcenia reszty Solowa wynikające z braku zmienności wykorzystania czynników produkcji; (b) bardzo duże prawdopodobieństwo regresu technologicznego wyrażonego przez ujemne wartości reszty Solowa; oraz (c) wykazaną przez Halla [1988] podatność wartości rezydualnej na zmienne, niewpływające na ogólny wskaźnik produkcyjności (*TFP*), takie jak wydatki na cele wojskowe.

W literaturze ekonomicznej zaproponowano wiele wersji zmodyfikowanych reszt Solowa. Modyfikacje dotyczą przede wszystkim aproksymowania zmiennej stopy wykorzystania czynników produkcji za pomocą, jak wskazano wyżej, liczby przepracowanych godzin lub zużycia energii elektrycznej. Wśród innych aproksymant na uwagę zasługuje koncepcja przybliżania wielkości nakładu pracy przez liczbę wypadków, która pochodzi z pracy Shea [1999] i jest uzasadniona w taki sposób, że jeśli podczas pracy pracownicy ulegają wypadkom, to zwiększona liczba wypadków oznacza większy wysiłek w pracy w danym okresie.

Zwyczajowo poprawność zmodyfikowanych wartości rezydualnych bada się poprzez porównanie wskaźników dotyczących tempa wzrostu gospodarczego z rzeczywistymi zmianami PKB lub szacowanie prawdopodobieństwa regresu technologicznego. W niniejszym artykule jako kryterium poprawności modyfikacji reszt Solowa przyjęto ich statystyczną niezależność od zmiennych niezwiązanych z postępem technologicznym à la Hall [1988], z tym, że wydatki na cele wojskowe zastąpiono przez zmiany wielkości podaży pieniądza $M1$

wysokości stopy referencyjnej NBP, poziomu wydatków budżetowych oraz zmian PKB Niemiec.

Dane statystyczne

W artykule skonstruowano wartości rezydualne dla każdego sektora wchodzącego w skład przetwórstwa przemysłowego. Z uwagi na niedostępność niektórych danych w przekroju sektorowym (w szczególności opisujących zużycie energii oraz liczbę wypadków w pracy sprzed 2005 r.) do skonstruowania wartości rezydualnych wykorzystano dane kwartalne z okresu 2005q1-2009q2 uzyskane z GUS. Dodatkowym ograniczeniem związanym z sektorowymi danymi, związanymi z zużyciem energii oraz wypadkami w pracy, było publikowanie ich w „zbitkach” sektorów, co spowodowało, że pełna dezagregacja danych nie była możliwa i 19 sektorów, stanowiących przetwórstwo przemysłowe według PKD, przedstawiono w 12 grupach sektorów³, dla ułatwienia określanych w artykule jako sektory. Zagregowane wartości dla przetwórstwa przemysłowego stanowi „sektor” trzynasty.

W poniżej opisanych wartościach rezydualnych dla określenia nakładów kapitałowych użyto wartości brutto środków trwałych w przemyśle, bezpośrednio wykorzystywanych w procesach produkcji, tj. maszyn i urządzeń. Skorzystano w ten sposób z koncepcji, że wpływ kapitału na produkcję zależy bezpośrednio od wielkości tego zasobu [Albergaria de Magalhães, 2005, s. 6]. Nakład pracy ludzkiej jest obliczony jako wielkość zatrudnienia. Miarą efektu y_t w równaniu (1) jest wartość sprzedana przemysłu. Tak obliczona wartość rezydualna została określona jako $TFPst$.

$TFPst$ została skonfrontowana ze skorygowanymi wartościami rezydualnymi w celu uchwycenia zmiennego wykorzystania czynników produkcji. W artykule wykorzystano przedstawione poniżej sposoby korekty prowadzące do ustalenia wartości następujących wersji wartości rezydualnych:

- $TFPh$ – dane dotyczące zatrudnienia zostały zastąpione danymi, określającymi liczbę przepracowanych godzin, wg. metody przybliżeniowej zaproponowanej przez Basu i Fernalda,
- $TFPe$ – zasób kapitału został skorygowany danymi dotyczącymi tzw. bezpośredniego zużycia energii elektrycznej w przemyśle, tak jak w równaniu (1). Jak wskazano w punkcie 2, jest to najbardziej typowy sposób aproksymowania zmiennego wykorzystania kapitału.

³ Do omawianych grup należą: 1. Produkcja wyrobów spożywczych, 2. Przemysł odzieżowy i włókienniczy, 3. Produkcja wyrobów z drewna oraz produkcja mebli, 4. Produkcja wyrobów z papieru, 5. Produkcja koksu i produktów rafinacji ropy naftowej, 6. Produkcja wyrobów chemicznych, 7. Produkcja wyrobów gumowych i z tworzyw sztucznych, 8. Produkcja wyrobów z surowców niemetalicznych, 9. Produkcja metali oraz wyrobów z metali, 10. Produkcja wyrobów elektrycznych, optycznych oraz komputerów, 11. Produkcja maszyn i urządzeń, 12. Produkcja samochodów oraz innych środków transportowych.

- TFP_w – dane dotyczące zatrudnienia zmodyfikowano danymi opisującymi liczbę wypadków w pracy w ślad za pracą Shea [1992],
- TFP_{ew} – wartość rezydualna łącząca przybliżenie nakładu kapitału przez zużycie energii elektrycznej i nakładu pracy przez liczbę wypadków.

Każdą z pięciu wersji wartości rezydualnej skonstruowano przy założeniu, że udział kapitału wynosi 0,34. Współczynnik taki przyjęto zgodnie z badaniami Gradzewicza i Kolasy [2004], którzy oszacowali elastyczność produkcji względem nakładu siły roboczej na 0,55 oraz Czyżewskiego [2002] który wskazał, że jeżeli udziały czynników produkcji w funkcji produkcji mierzy się za pomocą udziału kosztów tych czynników w wartości dodanej brutto (52% według Gradzewicza i Kolasy), to w przypadku Polski znaczenie kosztów pracy jest niedoszacowane z powodu dochodów osiąganych przez małe przedsiębiorstwa, które w rachunkach narodowych ujmowane są jako część nadwyżki operacyjnej brutto. Czyżewski postuluje przyjęcie współczynnika elastyczności produkcji względem siły roboczej na poziomie 0,66.

Najniższe przeciętne wartości przyjmuje standardowa wersja wartości rezydualnej – w badanym okresie TFP_{st} wzrasta o 1,43% kwartalnie dla całego przetwórstwa przemysłowego. Najwyższy wzrost produktywności wykazuje produkcja wyrobów elektrycznych, optycznych oraz komputerów – 3,43%, natomiast w przypadku przemysłu odzieżowego wartość rezydualna obniża się przeciętnie o 0,6%. Przemysł odzieżowy wraz z włókiennictwem jest jedynym sektorem, w którym poziom produkcji sprzedanej obniżył się w badanym okresie przy jednoczesnym spadku ilości kapitału i pracy zaangażowanych w produkcję.

Korekta wielkości zasobów o wskaźniki ich wykorzystania zwiększa przyrosty produktywności. Szczególnie istotny jest tu wskaźnik energochłonności maszyn i urządzeń, określony jako stosunek bezpośredniego zużycia energii w poszczególnych sektorach do wartości wykorzystywanych w produkcji maszyn i urządzeń. Korekty wykorzystania czynników produkcji powodują także zwiększenie zmienności wartości rezydualnych. Najwyższa zmienność charakteryzuje TFP_{ew} , co potwierdza badania innych autorów (np. [Paquet, Robidaux, 2001] w odniesieniu do gospodarki kanadyjskiej), w tym sensie że skorygowane wartości rezydualne są bardziej zmienne od miar standardowych.

Test przyczynowości Grangera

Jak powyżej głównym celem artykułu jest zbadanie poprawności poszczególnych wersji wartości rezydualnych, przy czym za wiodące uznano kryterium nieskorelowania parametru przesunięcia funkcji produkcji ze zmianami o charakterze nietechnologicznym. Jeżeli wartość rezydualna zmienia się w wyniku wystąpienia szoku nietechnologicznego, oznacza to, że wzrost produktywności oszacowany na podstawie takiej wartości rezydualnej jest, przynajmniej częściowo, nieprawidłowo przypisany poprawie technologii produkcji.

Szoki nietechnologiczne mogą być podzielone na następujące grupy:

- monetarne – aproksymowane za pomocą danych opisujących wielkość agregatu M1 oraz wysokości stopy referencyjnej NBP,
- fiskalne – przybliżane przy wykorzystaniu wielkości wydatków budżetowych,
- zewnętrzne – uzależnione od sytuacji partnerów handlowych; jako przybliżony miernik szoków zewnętrznych przyjęto PKB Niemiec.

Do określenia stopnia nieskorelowania każdej z pięciu wskazanych wartości rezydualnych od zmiennych reprezentujących szoki nietechnologiczne wykorzystano test przyczynowości Grangera. Statystyka chi-kwadrat jest wykorzystywana do testowania hipotezy, że opóźnione wartości zmiennej niezależnej w równaniu regresji zmiennej zależnej są równe zero. Niemożność odrzucenia powyższej hipotezy zerowej oznacza, że zmiany zmiennej niezależnej nie wpływają z opóźnieniem na zmienną zależną.

Dla każdego z sektorów znajdujących się w przetwórstwie przemysłowym oraz dla przetwórstwa jako całości zbudowano równania regresji, o formule oznaczonej jako równanie (2), których celem było określenie wpływu, jakie zmienne, reprezentujące szoki nietechnologiczne – x_k wywierają na poszczególne wersje wartości rezydualnej TFP_i .

$$TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{k_{t-1}} + \beta_2 x_{k_{t-2}} + \varepsilon. \quad (2)$$

Tablica 1 przedstawia wyniki testu – w poszczególnych polach tablicy umieszczono wartości chi-kwadrat Walda, a w nawiasach wartości statystyki p . Poszczególne kolumny dotyczą osobnego oddziaływania poszczególnych zmiennych objaśniających, w ostatniej kolumnie umieszczono wyniki łącznego wpływu wszystkich zmiennych reprezentujących szoki nietechnologiczne na poszczególne wersje wartości rezydualne.

Tablica 1

Wartości chi-kwadrat Walda testu przyczynowości Grangera w przetwórstwie przemysłowym w Polsce w latach 2005:1-2009:2

	M1	Wydatki	Stopa ref. NBP	PKB Niemiec	Wszystkie zmienne
<i>TFP_{st}</i>	1,79 (0,409)	2,82 (0,244)	5,13 (0,077)*	1,65 (0,437)	14,74 (0,022)**
<i>TFP_h</i>	0,22 (0,896)	2,06 (0,357)	4,59 (0,101)	1,81 (0,404)	11,98 (0,062)
<i>TFP_e</i>	5,24 (0,073)*	1,25 (0,534)	0,21 (0,900)	1,31 (0,519)	4,65 (0,589)
<i>TFP_w</i>	2,73 (0,254)	6,96 (0,031)**	5,84 (0,054)*	3,84 (0,146)	15,22 (0,019)**
<i>TFP_{ew}</i>	0,04 (0,980)	3,65 (0,161)	3,32 (0,190)	1,46 (0,481)	8,89 (0,179)

Uwagi: *, **, *** oznaczają odrzucenie hipotezy zerowej kolejno przy 10%, 5%, 1% poziomie istotności.

Źródło: obliczenia własne

Wyniki przedstawione w tabeli wskazują, że dla przetwórstwa przemysłowego, analizowanego jako całość, standardowa wersja wartości rezydualnej jest dobrą miarą zmiany technologicznej, gdyż pojawienie się szoków nietechnologicznych w przeszłości nie wpływa na jej wartość (poza zmianami stopy referencyjnej NBP). Wersje zmodyfikowane, w szczególności *TFPh* oraz *TFPew*, można uznać za lepsze mierniki zmiany technologicznej, gdyż nie zmieniają się na skutek wystąpienia żadnego z analizowanych typów szoków nietechnologicznych. Korekty reszty Solowa poprzez uwzględnienie zmienności wykorzystania tylko jednego z czynników produkcji nie powodują poprawy w stosunku do wersji standardowej, przy czym mniej korzyści daje próba szacowania zmienności wykorzystania siły roboczej przez liczbę wypadków w pracy niż kapitału za pomocą zużycia energii.

W przypadku poszczególnych sektorów przetwórstwa przemysłowego należy jednak zauważyć, że konwencjonalna wartość rezydualna nie jest dobrą miarą zmiany technologicznej – szoki nietechnologiczne wpływają na jej wartość. Modyfikacje wartości rezydualnej prowadzą do poprawy wyników, tj. miary postępu technologicznego nie zmieniają się w wyniku pojawienia się szoków nietechnologicznych.

W tablicy 2 przedstawiano wartości statystyk chi-kwadrat w przemyśle maszynowym.

Tablica 2

Wartości chi-kwadrat Walda testu przyczynowości Grangera w przemyśle maszynowym w Polsce w latach 2005:1-2009:2

	M1	Wydatki	Stopa ref. NBP	PKB Niemiec	Wszystkie zmienne
<i>TFPst</i>	5,03 (0,081)*	17,12 (0,000)***	29,91 (0,000)***	9,86 (0,007)***	17,50 (0,000)***
<i>TFPh</i>	5,11 (0,078)*	19,25 (0,000)***	27,29 (0,000)***	10,01 (0,007)***	141,57 (0,000)***
<i>TFPe</i>	2,29 (0,317)	5,13 (0,077)*	9,05 (0,011)**	3,04 (0,218)	8,82 (0,184)
<i>TFPw</i>	7,88 (0,019)**	7,04 (0,029)**	13,23 (0,001)***	10,85 (0,004)***	46,52 (0,000)***
<i>TFPew</i>	2,51 (0,284)	4,28 (0,106)	9,07 (0,011)**	2,48 (0,289)	8,56 (0,200)

Uwagi: *, **, *** oznaczają odrzucenie hipotezy zerowej kolejno przy 10%, 5%, 1% poziomie istotności.

Źródło: obliczenia własne

W sektorze produkującym maszyny i urządzenia najlepszą wersją wartości rezydualnej jest, podobnie jak w przypadku przetwórstwa przemysłowego, *TFPew*. Korygowanie standardowej reszty Solowa poprzez szacowanie zmienności wykorzystania tylko jednego z czynników produkcji nie daje zwiększenia poziomu niezależności od szoków nietechnologicznych. W odróżnieniu od prze-

twórstwa przemysłowego, traktowanego jako całość, konwencjonalna wartość *TFPst* wykazuje wysoką zależność od wszystkich zmiennych objaśniających. Warto również podkreślić wysoką zależność od PKB Niemiec miar produktywności w tym sektorze – jedynym innym sektorem, w którym można dostrzec taką zależność jest sektor motoryzacyjny.

W tabelicy 3 przedstawiono zbiorczo wpływ korekt standardowej wartości rezydualnej na stopień niezależności od szoków nietechnologicznych w pozostałych sektorach przetwórstwa przemysłowego.

Tablica 3

Miary charakteryzujące się niezależnością od szoków nietechnologicznych w sektorach przetwórstwa przemysłowego w Polsce w latach 2005:1-2009:2

Sektor	Wersje wartości rezydualnej				
	TFPst	TFPh	TFPe	TFPw	TFPew
Produkcja wyrobów spożywczych	x	x			
Przemysł odzieżowy i włókienniczy		x	x		x
Produkcja wyrobów z drewna oraz produkcja mebli	x	x	x	x	x
Produkcja wyrobów z papieru	x	x		x	x
Produkcja koksu i produktów rafinacji ropy naftowej	x	x	x	x	x
Produkcja wyrobów chemicznych		x	x		x
Produkcja wyrobów gumowych i z tworzyw sztucznych	x	x		x	x
Produkcja wyrobów z surowców niemetalicznych	x	x		x	x
Produkcja metali oraz wyrobów z metali			x		x
Produkcja wyrobów elektrycznych, optycznych oraz komputerów			x	x	x
Produkcja samochodów oraz innych środków transportowych			x	x	x

Źródło: obliczenia własne

W zdecydowanej większości sektorów zmodyfikowane wersje wartości rezydualnej są lepszymi miarami postępu technicznego, gdyż cechują się wyższym stopniem nieskorelowania z szokami nietechnologicznymi w porównaniu do konwencjonalnej reszty Solowa. Spośród wersji zmodyfikowanych najlepsza jest *TFPew*, która jest niezależna od szoków nietechnologicznych w każdym z sektorów, poza produkcją wyrobów spożywczych. Warto podkreślić, że znaczenie zmodyfikowanych wersji wartości rezydualnej jest większe w sektorach, które intensywniej korzystają z technologii, gdyż w tych sektorach stopień niezależności reszty Solowa od szoków nietechnologicznych jest relatywnie najniższy. Niezależności od szoków nietechnologicznych standardowej wartości rezydualnej nie zauważono więc w sektorach wykorzystujących w produkcji technikę wysoką i średnio-wysoką, tj. w produkcji: wyrobów chemicznych, wyrobów elektrycznych, optycznych i komputerów oraz produkcji samochodów i innych środków transportowych oraz metalurgii.

Podsumowanie

Szoki technologiczne, będące wyrazem zmiany technologicznej na zagregowanym poziomie, oznaczające ogólny wzrost produktywności czynników produkcji w gospodarce, są niemożliwe do bezpośredniego mierzenia bez szczegółowych danych mikroekonomicznych dotyczących momentu wprowadzenia poszczególnych innowacji. Dane takie, poza nielicznymi studiami przypadku, są niedostępne. Miary pośrednie, rozpowszechnione przez Solowa, porównujące wzrost produktywności ze wzrostem wykorzystania poszczególnych czynników produkcji są obciążone wieloma wadami, spośród których najistotniejszą jest nieuwzględnienie zmiennego wykorzystania mocy produkcyjnych, w zależności od np. fazy cyklu koniunkturalnego.

Skorygowane wartości rezydualne, dzięki wykorzystaniu danych statystycznych, które aproksymują zmienne wykorzystanie czynników produkcji, takie jak zużycie energii elektrycznej w odniesieniu do kapitału, czy liczba przepracowanych godzin oraz liczba wypadków w pracy dla siły roboczej pozwalają tę wadę zniwelować. W artykule przyjęto, że kryterium poprawności miary szoku technologicznego jest jej niezależność od innych niż technologiczne szoków, które mogą pojawić się w gospodarce, takich jak szoki monetarne, fiskalne oraz zewnętrzne. Egzogeniczność w stosunku do takich szoków uzyskano w odniesieniu do miary, w której wykorzystanie kapitału przybliżono zużyciem energii, a zasobów siły roboczej poprzez liczbę wypadków w pracy. Znaczenie uwzględnienia zmienności wykorzystania czynników produkcji jest większe w sektorach, które korzystają z techniki wysokiej i średnio-wysokiej.

Bibliografia

- Albergaria de Magalhães M., [2005], *Is the Solow residual a good proxy for technology shocks?*, VIII Encontro de Economia da Região Sul – ANPEC, SUL.
- Arrow K., [1962], *The Economic Implications of Learning by Doing*, „Review of Economic Studies”, 29, No. 3.
- Basu S., Fernald J., Shapiro M., [2001], *Productivity Growth In the 1990s: Technology, Utilization, or Adjustment?*, NBER Working Paper No. 8359, NBER Cambridge, MA.
- Basu S., Fernald J., [1998], *Why is Productivity Procyclical? Why Do We Care?*, Conference on Research in Income and Wealth Papers, March.
- Benkard C., [1997], *Learning and Forgetting: The Dynamics of Aircraft Production*, Ph. D. dissertation, Yale University.
- Burnside C., Eichenbaum M., Rebelo S., [1995], *Capital Utilization and Returns to Scale*, NBER Macroeconomics Annual 1995, MIT Press, Cambridge, MA, s. 67-110.
- Burnside C., Eichenbaum M., Rebelo S., [1996], *Sectoral Solow residuals*, „European Economic Review”, Vol. 40, No. 4, s. 861-869.
- Czyżewski A., [2002], *Sprawność i konkurencyjność polskiego rolnictwa*, niepublikowane opracowanie na zlecenie IERiGŻ, Warszawa, za: Kolasa M., Żółkiewski Z. (2004).
- Gradzewicz M., Kolasa M., [2004], *Szacowanie luki popytowej dla gospodarki polskiej przy użyciu metody VECM*, Bank i Kredyt, No. 3.

- Griliches Z., [1995], *The Discovery of the Residual: an Historical Note*, NBER Working Paper No. 5348, NBER Cambridge, MA.
- Hart R., Malley J., [1999], *Procyclical Labour Productivity: A Closer Look at a Stylized Fact*, *Economica*, New Series, Vol. 66, No. 264, s. 533-550.
- Hulten C., [1996], *Quality Change in Capital Goods and Its Impact on Economic Growth*, NBER Working Paper no. 5569, NBER Cambridge, MA.
- Hulten C., [2000], *Total Factor Productivity: a Short Biography*, NBER Working Paper No. 7471, NBER Cambridge, MA.
- Jaffe A., Newell R., Stavins R., [2000], *Technological Change and the Environment*, NBER Working Paper No. 7970, NBER Cambridge, MA.
- Jorgenson D., Griliches Z., [1967], *The Explanation of Productivity Change*, „Review of Journal of International Economics”, Vol. 40, No. 3-4.
- King R., Rebelo S., [2000], *Resuscitating Real Business Cycles*, NBER Working Paper No. 7534, Cambridge, MA.
- Kolasa M., Żółkiewski Z., [2004], *Total Factor Productivity and its determinants in Poland – evidence from manufacturing industries*, ICT as Drivers of Development in Transition Economies, Warszawa.
- Nelson R., [1996], *The Sources of Economic Growth*, Harvard University Press, Cambridge, MA.
- Paquet A., Robidoux B., [2001], *Issues on the measurement of the Solow residua and the testing of its exogeneity: evidence for Canada*, „Journal of Monetary Economics”, Vol. 47, No. 3, s. 595-612.
- Romer P., [1986], *Increasing Returns and Long-run Growth*, „Journal of Political Economy”, University of Chicago Press, Vol. 94(5), s. 1002-1037.
- Shea J., [1999], *Accident rates, labor effort, and the business cycle*, mimeo, 1992, za: R. Hart, J. Malley, *Procyclical Labour Productivity: A Closer Look at a Stylized Fact*, *Economica*, New Series, Vol. 66, No. 264, s. 533-550.
- Solow R., [1956], *A Contribution to the Theory of Economic Growth*, „Quarterly Journal of Economics”, 70, s. 65-94.
- Solow R., [1957], *Technical Change and the Aggregate Production Function*, „Review of Economics and Statistics”, 39, s. 312-320.

EXOGENOUS MEASURES OF TECHNOLOGY SHOCKS AS USED IN POLAND IN 2005-2009

S u m m a r y

The paper describes methods for measuring technology shocks and compares various indirect measures of technology shocks, including the so-called Solow residual and its modifications.

Apart from the conventional Solow residual, the author uses modified indicators to illustrate changes in factors of production; he approximates productivity by analyzing electricity consumption (capital) and the number of hours worked and work accidents (labor).

The main criterion used by the author to check if a technology shock measure is correct is its autonomy (exogeneity) from non-technology shocks that may occur in the economy, such as monetary shocks, fiscal shocks or external shocks. Truskolaski uses the Granger causality test to determine if each version of the residual is independent

from non-technology shock variables. The test was conducted for 12 industries making up Poland's manufacturing sector in 2005-2009.

The conventional residual is independent from non-technology shocks in low-tech sectors, Truskolaski says. In high- and medium-high-tech sectors, on the other hand, corrections linked with the variable use of factors of production are far more important, according to the author. In terms of independence from non-technology shocks, the best measure is a residual used to estimate changes in both factors of production, capital and labor, Truskolaski concludes.

Keywords: productivity, Solow residual, Granger causality test