

Emilia Gosińska^{}, Katarzyna Leszkiewicz-Kędzior^{**}*
*Władysław Welfe^{***}*

SZACOWANIE WIELKOŚCI NIEOBSERWOWALNYCH W MODELU W8D-2010

Streszczenie. W artykule przedstawione zostały metody kalkulacji oraz szacunki wielkości nieobserwowalnych, będących rozszerzeniem estymacyjnej bazy danych modelu W8D-2010. Szczegółowo omówiono sposoby estymacji łącznej produktywności czynników produkcji, kapitału ludzkiego, kapitału wiedzy ucieleśnionego w środkach trwałych i potencjalnej wielkości PKB. Na podstawie alternatywnych metod dokonano szacunków naturalnej stopy bezrobocia NAIRU i NAWRU. Ponadto, wykorzystując strukturę wynagrodzeń według wieku obliczono oczekiwaną wielkość dochodów z całego cyklu życia.

1. Nieobserwowalny popyt (podaż)

Istotne znaczenie z punktu widzenia budowy modeli ekonometrycznych mają informacje dotyczące wielkości nieobserwowalnych, uzyskanych na drodze szacunku przy przyjęciu określonych, teoretycznie uzasadnionych założeń. Do ważniejszych z tych kategorii należą wielkości wyrażające odwzorowania popytu (podaży) produktów, gdy dostępne są informacje o transakcjach rynkowych będących realizacją podaży (popytu). Problem ten miał zasadnicze znaczenie dla warunków gospodarki nie zrównoważonej, odnoszących się do informacji z okresu poprzedzającego rok 1990. Dotyczyło to przede wszystkim popytu konsumpcyjnego gospodarstw domowych, ale także popytu na artykuły zaopatrzeniowe, zwłaszcza pochodzące z importu, jak też popytu na zatrudnionych. Powstała w swoim czasie obszerna literatura, zawierająca oryginalne rozwiązania, do której to odsyłamy czytelnika (por. Welfe [1984], [1992], Welfe (red.) [2001]). Podstawową metodą szacunku wielkości popytu było złożenie wielkości podaży (wartości realizacji) oraz odpowiednio zbudowanego indykatora nierównowagi. Indyka

^{*} Mgr, Katedra Modeli i Prognoz Ekonometrycznych UŁ.

^{**} Mgr, Katedra Modeli i Prognoz Ekonometrycznych UŁ.

^{***} Prof. zw. dr hab., Katedra Modeli i Prognoz Ekonometrycznych UŁ.

tory takie stosowano w modelu dla wyznaczenia (nieobserwowalnego w latach 1960–1989) popytu konsumpcyjnego gospodarstw domowych, jak też popytu zatrudnionych (por. też Welfe (red.) [2001]¹).

2. Wielkości oczekiwane

W wielu równaniach, zwłaszcza dotyczących cen, płac, kursów walutowych oraz zatrudnienia, istotną rolę przypisuje się wielkościom oczekiwany. W ograniczonym zakresie są dostępne wyniki systematycznych obserwacji dotyczących czy to oczekiwań gospodarstw domowych, czy to przedsiębiorstw. Mimo ich niewątpliwiej atrakcyjności np. gdy chodzi o stopień wykorzystania potencjału przedsiębiorstw (por. Grzęda-Latocha [2005]) nie udało nam się dotąd wprowadzić ich do odpowiednich równań modelu.

Oczekiwanie podmiotów gospodarczych są na ogół generowane na podstawie obserwacji zaczerpniętych z przeszłości. Rozróżnia się oczekiwania adaptacyjne, racjonalne oraz oparte na gromadzonej wiedzy.

W modelach W przyjmowano na ogół, iż oczekiwania podmiotów gospodarczych, tj. gospodarstw domowych i przedsiębiorstw, mają charakter adaptacyjny wywodząc się z prób ekstrapolacji opartych na obserwacjach z przeszłości.

Często przyjmowane jest założenie, iż wielkości oczekiwane mogą być aproksymowane jako funkcje wielkości zaobserwowanych w przeszłości z jednym (lub wieloma) opóźnieniami:

$$X_t^e \approx X_{t-1}, \quad (1)$$

gdzie e – oczekiwania.

W sytuacji, gdy opóźnienia dotyczą zmiennej endogenicznej przyjmuje się mechanizm adaptacyjny.

W najprostszym przypadku, gdy obserwacje te dotyczą opóźnienia o jeden okres można przedstawić powyższy mechanizm w następujący sposób:

$$Y_t - Y_{t-1} = \lambda(Y_t^* - Y_{t-1}), \quad (2)$$

gdzie Y^* – zmienna wyznaczona z równania regresji, objaśniającego Y .

Proste przekształcenie prowadzi do wzoru:

¹ Technicznie nie wprowadzono w aktualnej wersji modelu wartości tych zmiennych do bazy danych, lecz zadowolono się wykorzystaniem wspomnianych indykatorów jako zmiennych objaśniających do funkcji objaśniających realizacje.

$$Y_t = \lambda Y_t^* + (1 - \lambda) Y_{t-1}, \quad (3)$$

gdzie $\lambda (0 < \lambda < 1)$ oznacza współczynnik dostosowań.

Mechanizmy te wykorzystano w modelowaniu zatrudnienia.

Koncepcja oczekiwań racjonalnych nie była bezpośrednio wykorzystywana w W-modelach. Głównym tego powodem było uznanie, że w warunkach gospodarki polskiej nie są na ogół spełnione mocne założenia tej koncepcji. Nadto o niewielkiej liczbie podmiotów gospodarczych można było założyć, że dysponują aparatem zarządczym, który potrafiłby operować modelami czy to opisującymi własną działalność, czy też otoczenia.

Tym nie mniej podjęto w prezentowanej wersji modelu próbę oszacowania, jaka część gospodarstw domowych, planując wydatki stara się postępować racjonalnie – w myśl hipotezy o planowaniu dochodów, rozciągającym się na cały pozostały okres życia (life cycle hypothesis) (por. Leszkiewicz-Kędzior, Welfe [2012]).

Poniżej przedstawiamy zasady, na których został oparty szacunek oczekiwanych dochodów, obejmujących dochody bieżące do końca życia. Przyjęto w ślad za wcześniejszymi badaniami, że prawdopodobieństwo zgonu jest równe 2% (tj. iż oczekiwany okres przeżycia sięga 50 lat). Szacunek obejmował trzy kroki. Pierwszy krok polegał na określeniu przeciętnych wynagrodzeń dla każdej grupy wieku $W_{k,t}$ ($k = 20, \dots, 69$).

W drugim kroku został oszacowany fundusz płac WB_t dla powyższych grup wieku:

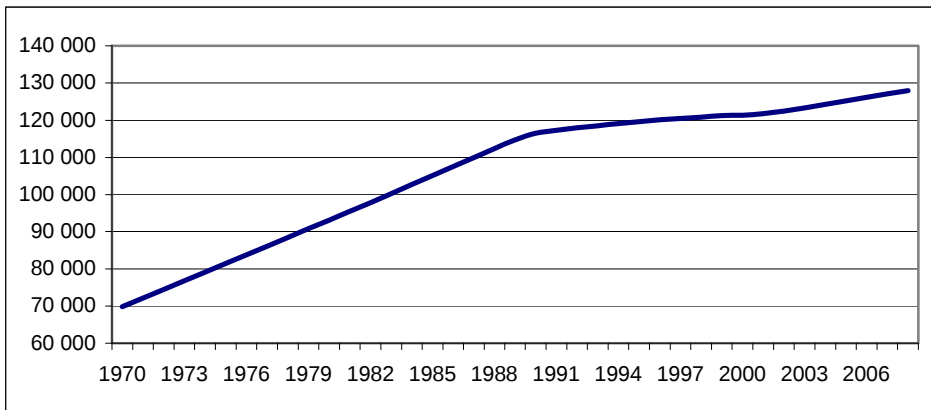
$$WB_t = \sum_{k=20}^{69} u_{k,t} N_t W_{k,t}, \quad (4)$$

gdzie $u_{k,t}$ – udział grupy wiekowej k w zatrudnieniu ogółem N_t .

W ostatnim kroku wyznaczono średnioroczny dochód z całego cyklu życia łączny dla wszystkich rozważanych grup wiekowych LCI_t w wyniku dodania bieżących i zdyskontowanych przyszłych dochodów i podzielenia przez spodziewaną liczbę lat:

$$LCI_t = \frac{WB_t + \frac{WB_{t+1}}{1 + R_{t+1}} + \sum_{i=2}^{49} \frac{WB_{t+i}}{(1 + R_{t+1}) \dots (1 + R_{t+i})}}{50}, \quad (5)$$

gdzie R_t – nominalna stopa procentowa.



Wykres 1. Oszacowany dochód w okresie całego życia w latach 1970–2008 (w mln PLN)

Źródło: Obliczenia własne.

Wyniki oszacowań oczekiwanego dochodu w okresie całego życia przedstawiono na wykresie 1. Należy dodać, że przy jego wyznaczaniu przyjęto następujące założenia. Mianowicie, nominalna stopa procentowa była równa 2,5%, co oznacza, iż realna stopa procentowa była równa 0, przyjmując, iż stopa inflacji była równa celowi inflacyjnemu. Założono również, iż stopa wzrostu płac nominalnych kształtowała się na poziomie 5,5%, co dało stopę wzrostu realnego funduszu płac rzędu 3%.

3. Oszacowania łącznej produktywności czynników produkcji (TFP)

Niemniej złożone problemy powstają przy próbie oszacowania łącznej produktywności czynników produkcji. Zmienna ta ma kluczowe znaczenie w procesie odwzorowania efektów postępu technicznego. Problematyce szacowania dynamiki TFP poświęcono wiele prac teoretycznych, a zwłaszcza empirycznych (por. Welfe [2002], Welfe i in. [2002]).

Powszechnie przyjęty został pogląd, iż bezpośrednio nieobserwowalną dynamikę TFP można wyznaczyć z „reszty” Solowa (por. Solow [1957]). W metodzie tej przyjmuje się, że dynamikę tę odwzorowuje różnica efektywnego tempa

wzrostu produkcji $\dot{X}_t$ oraz potencjalnego tempa wzrostu $\dot{X}_t^{pot}$, otrzymanego przy założeniu, że efekty postępu technicznego zostały zignorowane. Dla ustalenia uwagi przyjmujemy, iż jak to ma miejsce w rozpatrywanym modelu, proces produkcji opisuje funkcja produkcji Cobb-Douglasa o stałych efektach skali:

$$X_t = BA_t K_t^\alpha N_t^{(1-\alpha)} e^{\varepsilon_t}, \quad (6)$$

gdzie:

X_t – efektywny PKB,

A_t – TFP,

K_t – środki trwałe, ceny stałe,

N_t – pracujący,

e_t – składnik losowy.

Potencjalny PKB (X_t^{pot}) zostaje wyznaczony z równania:

$$X_t^{pot} = BK_t^\alpha N_t^{(1-\alpha)}. \quad (7)$$

Resztę Solowa otrzymamy wówczas z równania:

$$\overset{\circ}{A}_t = \overset{\circ}{X}_t - \overset{\circ}{X}_t^{pot}, \quad (8)$$

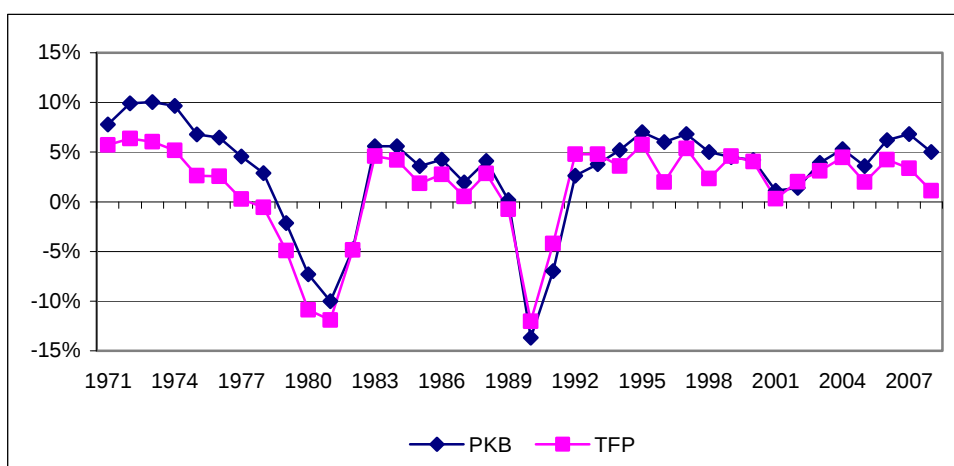
gdzie $(\circ)$ oznacza tempo wzrostu.

Taki sposób wyznaczania dynamiki TFP nasuwa wiele wątpliwości i zastrzeżeń. Wspomnimy o najważniejszych.

Po pierwsze, dynamika reszt może informować nie tylko (a nawet nie tyle) o efektach postępu technicznego, ale również wyrażać efekty zmian w koniunkturze gospodarczej (efektywnym popycie), pociągające za sobą zmiany w stopniu wykorzystania potencjału produkcyjnego. Wynika to stąd, iż zazwyczaj obserwowany, efektywny PKB, będący realizacją popytu, reprezentuje strumień produktów, któremu odpowiada wprawdzie strumień czasu pracy (a w przybliżeniu liczba zatrudnionych), lecz nie środków trwałych. Informacje o środkach trwałych dotyczą zazwyczaj ich zasobów. Zasoby te odznaczają się inercją i najczęściej brak jest informacji o rozmiarach ich usług (stopnia ich wykorzystania). W takiej sytuacji oszacowania dynamiki TFP są wyraźnie obciążone, co wynika z wzoru (8) na resztę Solowa. Można to zilustrować otrzymaniem negatywnych stóp ich wzrostu w latach recesji w Polsce z końcem lat 70-tych i 80-tych (por. wykres 2).

Stosowano rozmaite techniki zmierzające do eliminacji powyższych obciążeń. Próby polegające na „wygładzeniu” szeregów czasowych PKB i liczby pracujących nie przyniosły pozytywnych rezultatów (por. Welfe [2008]). Z drugiej strony, podejmowano próby znalezienia charakterystyk pozwalających oszacować strumień usług świadczonych przez środki trwałe. We wcześniej-

szych wersjach modeli W zakładano, iż należy zastąpić środki trwałe ogółem przez maszyny i urządzenia i założyć, iż stopień ich wykorzystania jest analogiczny do stopnia wykorzystania zatrudnionych (przez uwzględnienie zmianowości i czasu pracy). Zabiegi te złagodziły skalę obciążeń, ale nie usunęły ich w okresach recesji. Sytuacji nie zmieniła także próba zastąpienia środków trwałych przez rozmiary zużycia energii w procesie produkcyjnym. W rezultacie, zdecydowano się przyjąć założenie, iż stopy wzrostu TFP powinny być nieujemne i arbitralnie założono, że kształtowały się na poziomie 2% w okresie minionych recesji, co odpowiadało wielkości osiągniętej w przeddzień recesji (por. wykres 2).



Wykres 2. Procentowe tempo wzrostu łącznej produktywności czynników produkcji (TFP) oraz PKB w c.s. z 1995 r.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie Roczników Statystycznych GUS.

Po wtóre, wyznaczenie temp wzrostu TFP wymagało przyjęcia określonej wartości elastyczności produkcji względem środków trwałych α . W poprzednich wersjach modeli WD elastyczność tę otrzymywano z oszacowania parametrów poszerzonej funkcji produkcji (por. Welfe (red.) [2004]). W aktualnej i poprzedniej wersji modelu, mając na względzie trudności oszacowania parametrów tej funkcji (ciągle mało liczna próba), zdecydowano się na kalibrację tego parametru. Przyjęto jego wartość na poziomie 0,5 odpowiadającym średniemu udziałowi nadwyżki w wartości dodanej w okresie próby.

4. Szacowania kapitału wiedzy ucieleśnionego w środkach trwałych

Kolejną nieobserwowalną zmienną stanowi kapitał wiedzy ucieleśniony w środkach trwałych. Jest on reprezentowany przez skumulowane, realne nakłady na B+R – krajowe i transferowane z zagranicy.

Skumulowane realne krajowe nakłady na B+R ($BiRKS_t$) otrzymano z dodania nakładów bieżących na B+R przeliczonych na ceny stałe, wyznaczając je od 1970 r., pierwszego roku, w którym były dostępne. Przyjęto, iż kapitał wiedzy ulega starzeniu, zakładając, w ślad za innymi pracami, stopę deprecjacji na poziomie 5% rocznie, który wydaje się bardzo umiarkowany.

Warto dodać, że przy tej stopie deprecjacji bieżące nakłady na B+R ledwo wystarczają na utrzymanie krajowego kapitału wiedzy na dotychczasowym poziomie, tj. nie zapewniają jego wzrostu, co można wyrazić za pomocą następującej zależności:

$$BiRKS_t = 0.95BiRKS_{t-1} + BiRK_t, \quad (9)$$

gdzie $BiRK_t$ – bieżące, realne nakłady krajowe na B+R.

Skumulowane nakłady na B+R transferowane z zagranicy mogą być uzyskane w mniej lub bardziej arbitralny sposób. Przyjęto, iż wchodzi w rachubę kapitał wiedzy powstały w najbardziej rozwiniętych krajach świata: Francja, Holandia, Niemcy, USA, Wielka Brytania i Włochy. Bieżące realne nakłady na B+R tych krajów przeliczono na ceny stałe i utworzono sumaryczny miernik tych nakładów będący ich ważoną sumą. Wybór wag nie jest trywialny. Zależy od przyjętej koncepcji co do znaczenia możliwych kanałów transferu wiedzy. Najbardziej powszechnie akceptowany pogląd daje priorytet pośrednim kanałom transferu dokonującym się przy udziale importu².

Obszerna literatura oparta głównie na analizach opartych na międzynarodowych danych przekrojowo-czasowych (por. Coe, Helpman [1995], Bayoumi i in. [1999], Xu, Wang [1999]) akcentuje znaczenie importu dóbr inwestycyjnych, jako nośników efektów postępu technicznego. Import zaopatrzeniowy jako nośnik postępu w technologiach wytwarzania miał mniejsze znaczenie.

W poprzednich wersjach modelu W8D przyjmowano z braku szczegółowych informacji, iż rolę tę może odegrać import ogółem. Prowadziło to do przy-

² W ostatnich latach zwrócono uwagę na znaczenie bezpośrednich kanałów transferu wiedzy, akcentując rolę upowszechniania sieci telefonicznych (INTERNETU, czy też bliskości geograficznej (por. Lee [2005])). Sądzymy wszakże, że czynniki te mają znaczenie w analizie intensywności absorpcji zagranicznej wiedzy w krajach słabo rozwiniętych.

jęcia następującej formuły łącznych, realnych nakładów na B+R poniesionych za granicą ($BiRM_t$):

$$BiRM_{it} = \sum_{i=1}^6 (MP_{it} / MP_t) BiRM_{it}, \quad (10)$$

gdzie:

MP_{it} – import z kraju i , ceny bieżące,

$$MP_t = \sum_{i=1}^6 MP_{it}.$$

Procedurę tą zastosowano w aktualnej wersji modelu dla lat wcześniejszych. Zdecydowano się bowiem w nowej wersji wyróżnić import sklasyfikowany według stopnia nowoczesności importowanych wyrobów. Uzyskano dane od 1992 r. Dotyczą one importu 5 grup towarów, wyróżnionych ze względu na stopień zaawansowania technologii.

Obliczenia łącznych nakładów na B+R transferowanych z zagranicy przebiegały dwuetapowo. W pierwszym kroku wyznaczono łączne nakłady w danej i -tej grupie towarów ($BiRT_{it}$), jako ważone sumy nakładów na B+R z wyróżnionych krajów:

$$BiRT_{it} = \sum_{j=1}^6 (MP_{ijt} / MP_t) BiRM_{jt}, \quad (11)$$

gdzie:

MP_{ijt} – import i -tej grupy towarów z j -tego kraju.

W drugim kroku, dokonano agregacji nakładów według grup towarowych, otrzymując łączną charakterystykę sumarycznych, realnych nakładów na B+R transferowanych z zagranicy:

$$BiRT_t = \sum_{i=1}^5 0,5^{i-1} BiRT_{it}. \quad (12)$$

Znalezienie wag akcentujących rolę poszczególnych, różniących się poziomem technicznym grup towarów musiało być arbitralne z tym, że wydawało się rozsądne przyjęcie założenia, że efektywność transferowanej wiedzy maleje wykładniczo wraz z przechodzeniem do coraz mniej zaawansowanych technologicznie grup towarów. Ocenę wyjściową 0,5 wyznaczono tak, aby łączne efekty

obliczeń nie różniły się znacząco od otrzymanych na podstawie poprzednio omówionej metody.

Skumulowane realne nakłady na B+R transferowane z zagranicy otrzymano rekurencyjnie ze wzoru:

$$BiRTS_t = (1 - \delta)BiRTS_{t-1} + BiRT_t, \quad (13)$$

gdzie:

δ – stopa deprecjacji zagranicznego kapitału wiedzy, przyjęta na poziomie 5%.

5. Szacowanie kapitału ludzkiego

Kapitał ludzki na pracującego jest kolejną, nieobserwowalną, sumaryczną charakterystyką, której wartość w syntetyczny sposób reprezentuje umiejętności i płynącą stąd efektywność pracujących. Najprostsza, używana w kolejnych wersjach modelu W miara uzyskiwana jest jako ważona suma liczebności pracujących w wyróżnionych grupach wykształcenia, to jest podstawowym, średnim i wyższym. Kapitał ludzki H_t jest więc równy:

$$H_t = \sum_i \omega_i N_{it}, \quad (14)$$

zaś kapitał ludzki na pracującego:

$$h_t = H_t / N_t = \sum_i \omega (N_{it} / N_t), \quad (15)$$

gdzie:

N_{it} – liczba pracujących z i -tym wykształceniem,

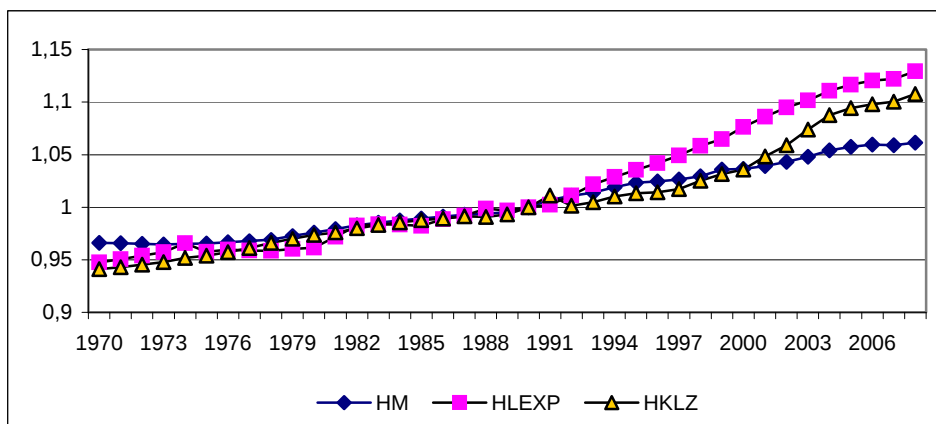
$$N = \sum_i N_{it}.$$

Najczęściej wagi wyrażają liczbę lat kształcenia (odniesioną do podstawowego). Wówczas H_t odpowiada globalnej liczbie lat kształcenia. Jednakże, w warunkach gospodarki rynkowej, gdy charakterystyka ta ma wyrażać efektywność pracy zatrudnionych, bardziej zasadne jest przyjmowanie jako wag relacji wynagrodzeń przeciętnych (odniesionych do wynagrodzenia zatrudnionych z podstawowym wykształceniem). Relacje te wyrażają rynkową efektywność pracowników z różnym poziomem wykształcenia. Relacje te są dość silnie

powiązane z relacją lat kształcenia, co wynika z tzw. równań Mincera (por. Florczak [2007]).

Taki sposób opisu jakości pracy zatrudnionych nie jest doskonały, stąd liczne próby powiązania różnic w efektywności pracy z doświadczeniem zawodowym (niekiedy aproksymowanym przez wiek zatrudnionych) i wielu innymi czynnikami.

Wykres 3 prezentuje dynamikę kapitału ludzkiego na pracującego otrzymaną na podstawie przedstawionych powyżej koncepcji.



Wykres 3. Dynamika kapitału ludzkiego na pracującego, na podstawie równania płac Mincera (HM), równania płac Mincera i oczekiwanej długości życia (HLEXP) oraz relacji wynagrodzeń (HKLZ); (1990=1)

Źródło: Opracowanie własne oraz Welfe (red.) [2009]

6. Szacunek potencjalnego PKB

Przedstawione wyżej syntetyczne zmienne mają nie tylko samodzielne znaczenie, ale służą również do wyznaczania potencjalnego PKB, a w następstwie do określania stopnia jego wykorzystania.

Potencjalny PKB może odpowiadać różnym koncepcjom teoretycznym. Omówimy jedynie te, które mają odpowiednik w dostępnych charakterystykach czynników produkcji i ich efektywności³. Zostaną wyróżnione duże charakterystyki, które definiują maksymalną wielkość PKB, jaką można otrzymać a) przy pełnym wykorzystaniu dostępnych środków trwałych – XK_t oraz b) przy peł-

³ Zostaną więc pominięte te koncepcje, które rozmiary potencjalnej produkcji ograniczają do produkcji opłacalnej.

nym zatrudnieniu XN_t . W każdym przypadku przyjmuje się, iż pozostałe czynniki produkcji pozostają w nadmiarze, tj. ad a) występuje dostateczne bezrobocie, zaś ad b) wolne moce produkcyjne. W obydwu przypadkach korzysta się z funkcji produkcji, określonej wzorem (7).

Ad a) potencjalny PKB, XK_t , otrzymuje się z równania:

$$XK = BA_t K_t^\alpha NK_t^{(1-\alpha)}, \quad (16)$$

gdzie:

NK_t – liczba zatrudnionych zapewniająca pełne wykorzystanie środków trwałych.

Dla otrzymania NK_t przyjmuje się, iż istnieje trwała relacja techniczna, określająca techniczne uzbrojenie pracy TUM_t . Może być ona otrzymywana z funkcji, w której TUM_t zostało wyznaczone w zależności od skali substytucji oraz od TFP. Przyjęcie takiego założenia oznacza, że potencjał jest w istocie określony przez rozmiary posiadanych środków trwałych.

Jego aproksymacją jest wówczas funkcja produkcji K :

$$XK_t = BA_t K_t^\gamma. \quad (17)$$

W drugim przypadku, potencjalna produkcja XN_t wynika ze wzoru:

$$XN_t = BA_t K_t^\alpha NSU_t^{(1-\alpha)}, \quad (18)$$

gdzie NSU_t jest wielkością podaży siły roboczej skorygowanej o rozmiary „naturalnego” bezrobocia UNA_t , tj.:

$$NSU_t = NS_t - UNA_t. \quad (19)$$

Reprezentuje ona pełne zatrudnienie. Wyznaczenie tej wielkości wymaga obok znajomości rozmiarów podaży siły roboczej, NS_t , oszacowania rozmiarów „naturalnego bezrobocia” UNA_t . Rozmiary „naturalnego” bezrobocia są rozumiane jako wielkość wyrażająca frykcyjne bezrobocie, powiązane z ruchem zatrudnienia. Stanowią one określoną frakcję podaży NS_t , przyjmowaną za stałą $UNRA_t$, tak że $UNA_t = NS_t * UNRA_t$. Traktujemy ją jako wielkość egzogeniczną,

przyjmując, że $UNRA_t = 0,05$. Oszacowania podaży NS_t wymagają znajomości zatrudnienia N_t i rejestrowanego bezrobocia U_t , tj.:

$$NS_t = N_t + U_t. \quad (20)$$

7. Szacunek naturalnej stopy bezrobocia NAIRU i NAWRU

Żadna z szeroko stosowanych metod szacunku bezrobocia dla warunków równowagi nie wydawała się początkowo adekwatna dla polskich warunków. Dlatego też, w poprzednich wersjach modelu W8D wyznaczono ją dość arbitralnie na poziomie 6% siły roboczej, opierając się na doświadczeniach USA (por. Gordon [1997]). Szacunek ten okazał się zdecydowanie zbyt niski.

Dla krajów europejskich należących do OECD poziom naturalnej stopy bezrobocia, reprezentującej w założeniu bezrobocie strukturalne, był w latach 90-tych bliski 7%–9%. Naturalną stopę bezrobocia zwykło się utożsamiać ze stopą, której zmiany nie pociągały za sobą zmian stopy inflacji (NAIRU – Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment) lub rzadziej ze stopą, której zmiany nie pociągały za sobą zmian stopy wzrostu przeciętnych wynagrodzeń (NAWRU – Non Accelerating Wages Rate of Unemployment), miary szeroko używanej przez OECD (por. Richardson i in. [2000]).

Wyznaczanie NAWRU zazwyczaj opiera się na analizie relacji pomiędzy szybkością wzrostu wynagrodzeń przeciętnych a rozmiarami odchylenia obserwowanej stopy bezrobocia od stopy bezrobocia U^{NAWRU} (por. Elmeskov, MacFarland [1993]). Jeśli stopę wzrostu wynagrodzeń oznaczyć $wg_t = \Delta w_t$, gdzie $w_t = \ln W_t$, to zmianę wysokości tej stopy $\Delta wg_t = \Delta^2 w_t$ można przedstawić jako funkcję różnicy między obserwowaną stopą bezrobocia U_t a stopą NAWRU:

$$\Delta wg_t = -c_t (U_t - U_t^{NAWRU}), \quad c_t > 0. \quad (21)$$

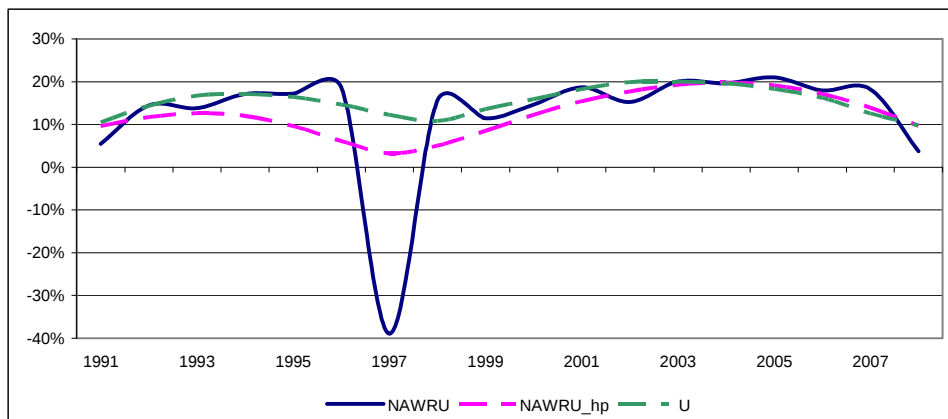
Jeżeli przyjąć, że U_t^{NAWRU} nie ulega zmianom w dwóch kolejnych obserwacjach, to wówczas z przekształcenia (21) otrzymamy:

$$c_t = -\Delta^2 wg_t / \Delta U_t.$$

Podstawiając do (21) otrzymamy po prostych przekształceniach:

$$U_t^{NAWRU} = U_t - (\Delta U_t / \Delta^2 wg_t) \Delta wg_t. \quad (22)$$

Na podstawie powyższego wzoru wyznaczono U^{NAWRU} dla Polski, korzystając z danych rocznych za lata 1990–2008. Ponieważ otrzymane oszacowania nie były wolne od wielkości przypadkowych, zastosowano procedurę wygładzania używając filtr HP (Hodricka-Prescotta). Otrzymane wyniki przedstawiono na wykresie 4.



Wykres 4. Wyniki estymacji NAWRU na tle faktycznej stopy bezrobocia
Źródło: Obliczenia własne.

Wartości NAWRU podlegały zmianom – początkowo rosły do ok. 12% w 1993 r., następnie malały osiągając minimum 4% w 1997 r. W latach następnych systematycznie rosły do 20% w latach 2003–2004, by w ostatnich latach zmaleć do 10%.

Wyznaczenie stopy bezrobocia NAIRU było zadaniem bardziej złożonym, gdyż należało uwzględnić relacje pomiędzy cenami a wysokością wynagrodzeń. W zastosowaniach występowały dwa rodzaje metod, korzystających z układów równań cen i wynagrodzeń przeciętnych, mające związek z krzywą Phillipsa. W pierwszej korzysta się z układu dwóch równań definiujących ceny:

$$p_t - w_t = \alpha_0 - \alpha_1 U_t + \alpha_2 p_t^m \quad (23)$$

oraz wynagrodzenia przeciętne:

$$w_t - p_t = \beta_0 + \beta_1 U_t + \beta_2 q_t, \quad (24)$$

gdzie:

q_t – wydajność pracy,

p_t^m – ceny importu,

małe litery oznaczają logarytmy zmiennych. Pominięto składniki losowe.

W powyższej metodzie korzysta się z równań, w których ceny i wynagrodzenia są zdefiniowane na poziomach według koncepcji Layarda i in. [1991]. Alternatywą może być użycie temp wzrostu, co odpowiada bezpośredniej interpretacji krzywej Phillipsa.

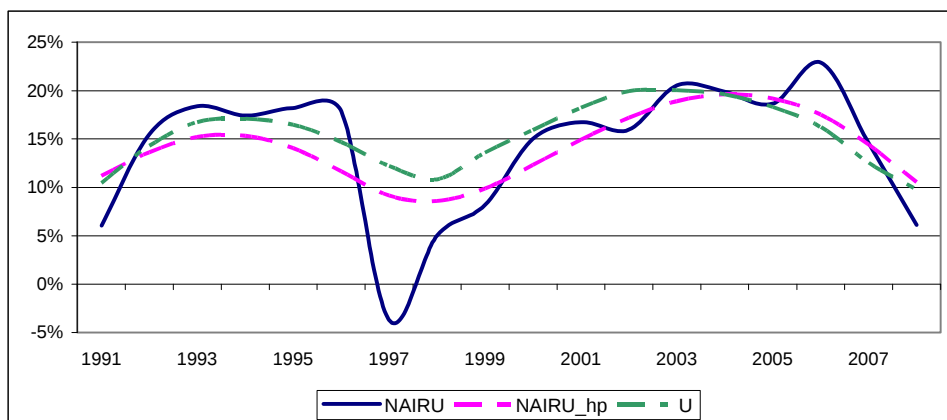
W kolejnej zaś metodzie korzysta się ze zredukowanej formy krzywej Phillipsa, z reguły łącząc estymację z zastosowaniem procedury wygładzającej np. filtru HP:

$$\dot{P}_t = \dot{P}_{t-1} - \beta(U_t - U_t^{NAIRU}) + \dot{P}_t^m. \quad (25)$$

Można też skorzystać z metody uproszczonej, stosując koncepcję analogiczną do sposobu wyznaczania NAWRU (por. Ball [1996], Elmeskov, MacFarland [1993]). Wówczas otrzymujemy formułę:

$$U_t^{NAIRU} = U_t - (\Delta U_t / \Delta^2 pg_t) \Delta pg_t, \quad (26)$$

gdzie $pg_t = \Delta p_t$.



Wykres 5. Wyniki estymacji NAIRU na tle faktycznej stopy bezrobocia

Źródło: Obliczenia własne.

Wyniki obliczeń na podstawie tej procedury przedstawiono na wykresie 5. Dały one obraz zbliżony do miernika NAWRU. Wartości NAIRU okazały się jednak nieco wyższe, sięgając 15% w 1994 r., malejąc do 8% w 1998 r., rosnąc do 20% w 2003–2004, by zmaleć w 2008 r. do 11%.

Rozpatrywano również warianty, w których skorzystano z układów równań (23)–(24) oraz zmodyfikowanej wersji krzywej Phillipsa, nieco je ulepszając (por. Leszkiewicz-Kędzior, Welfe [2013]). W aktualnej wersji modelu zdecydowano się wykorzystać jedynie wyniki otrzymane metodą uproszczoną.

Literatura

- Ball L., [1996], *Disinflation and the NAIRU*, “National Bureau of Economic Research Working Paper Series”, No. 5520.
- Bayoumi T., Coe D.T., Helpman E., [1999], *R&D Spillovers and Global Growth*, “Journal of International Economics”, vol. 47, s. 399–428.
- Coe D.T., Helpman E., [1995], *International R&D Spillovers*, “European Economic Review”, vol. 39, s. 859–887.
- Elmeskov J., MacFarland M., [1993], *Unemployment Persistence in OECD Countries*, “OECD Economic Studies”, vol. 21, s. 59–88.
- Florczak W., [2007], *Mikro i makroekonomiczne korzyści związane z kapitałem ludzkim*, „Ekonomista”, nr 5, s. 651–673.
- Gordon R.J., [1997], *The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy*, “The Journal of Economic Perspectives”, vol. 11, s. 11–32.
- Grzęda-Latocha R., [2005], *Ekonometryczna analiza koniunktury gospodarczej w krajach strefy euro*, “Ekonomista”, nr 5, s. 621–640.
- Layard R., Nickell S., Jackman R., [1991], *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press, Oxford.
- Lee G., [2005], *International R&D Spillovers Revisited*, “Open Economies Review”, vol. 16, s. 249–262.
- Leszkiewicz-Kędzior K., Welfe W., [2013], *Szacunek naturalnej stopy bezrobocia dla Polski*. [w:] *Gospodarka w okresie globalnego kryzysu*, red. W. Kasperkiewicz, E. Kwiatkowski, Acta Universitatis Lodzensis Folia Oeconomica, nr 281, Wydawnictwo UŁ, Łódź, s. 93–107.
- Leszkiewicz-Kędzior K., Welfe W., [2012], *Consumption Function for Poland. Is life Cycle Hypothesis Legitimate?*, “Bank i Kredyt”, nr 5, s. 5–20.
- Richardson P., Boone L., Giorno C., Meacci M., Rae D., Turner D., [2000], *The Concept, Policy Use and Measurement of Structural Unemployment: Estimating a Time Varying NAIRU Across 21 OECD Countries*, OECD Economics Department Working Papers, No. 250, OECD Publishing.
- Solow R.M., [1957], *Technical Change and the Aggregate Production Function*, “The Review of Economics and Statistics”, vol. 39, s. 312–320.
- Welfe A., [1984], *Analiza popytu w warunkach nierównowagi*, “Ekonomista”, nr 5, s. 1045–1064.
- Welfe W., [1992], *Ekonometryczne modele gospodarki narodowej Polski*, PWE, Warszawa.
- Welfe W. (red.), [2001], *Ekonometryczny model wzrostu gospodarczego*, Wydawnictwo UŁ, Łódź.
- Welfe W., [2002], *Łączna produktywność czynników produkcji a postęp techniczny*, „Studia Ekonomiczne”, vol. 36–37, s. 94–115.
- Welfe W., Florczak W., Sabanty L., [2002], *Kapitał ludzki i jego endogenizacja*, “Przegląd Statystyczny”, vol. 50, s. 7–36.
- Welfe W. (red.), [2004], *Długookresowy makroekonometryczny model W8D-2002 gospodarki polskiej*, Acta Universitatis Lodziensis Folia Oeconomica, nr 172, Łódź.
- Welfe W., [2008], *The New Long-term Macroeconometric Model for Poland*, „Przegląd statystyczny”, vol. 55, s. 5–23.

Welfe W. (red.) [2009], *Makroekonometryczny model gospodarki opartej na wiedzy*, Acta Universitatis Lodzensis Folia Oeconomica, nr 229, Wydawnictwo UŁ, Łódź.

Xu B., Wang J. [1999], *Capital Goods Trade and R&D Spillovers in the OECD*, "Canadian Journal of Economics", vol. 32, s. 1258–1274.

Emilia Gosińska, Katarzyna Leszkiewicz-Kędzior

Władysław Welfe

ESTIMATION OF UNOBSERVABLE VARIABLES IN W8D-2010 MODEL

Abstract

This paper presents the methods of calculation and estimates of unobservable variables, being an extension of the estimation database of the W8D-2010 model. The methodologies for estimating the total factor productivity, the human capital, the knowledge capital embodied in fixed assets and the potential GDP are discussed in some details. The alternative estimates of the natural rate of unemployment (NAWRU, NAIRU) are also made and compared. In addition, the expected life cycle income is calculated using information on the structure of employment by age.