

*Waldemar Florczak**, *Iwona Świeczewska***
*Władysław Welfe****

MODELOWANIE PROCESU PRODUKCJI W MAKROEKONOMETRYCZNYM MODELU W8D-2010

Streszczenie. Artykuł zawiera koncepcje modelowania procesów produkcji w symulacyjnym modelu gospodarki polskiej W8D-2010. Opierają się one na zastosowaniu neoklasycznej funkcji produkcji typu Cobba-Douglasa, przy założeniu pełnego wykorzystania czynników produkcji. Określenie rozmiarów produkcji potencjalnej wymaga kompleksowego objaśnienia zmian poszczególnych czynników produkcji: nakładów pracy, kapitału oraz technologii. Trzeci z wymienionych czynników, reprezentowany w modelu przez zmiany łącznej produktywności czynników produkcji (TFP) został objaśniony w model na gruncie endogenicznej teorii wzrostu gospodarczego. Kluczowe znaczenie we wzroście TFP w polskiej gospodarce mają więc zasoby wiedzy (krajowej i zagranicznej, z uwzględnieniem różnych kanałów transferu wiedzy z zagranicy) oraz zasoby kapitału ludzkiego.

1. Wprowadzenie

W gospodarce rynkowej przyjmuje się, iż popyt finalny kierowany od podmiotów krajowych zostaje zrealizowany, a tym samym wyznacza on zapotrzebowanie na czynniki produkcji. Przedsiębiorstwa kierują się zasadą maksymalizacji nadwyżki lub minimalizacji kosztów wytwarzania, uwzględniając efekty innowacji i postępu technicznego. Popyt ten zderza się z podażą czynników produkcji zwykle znajdujących się w nadmiarze. Ma to odpowiednie implikacje dla specyfikacji równań w procesie produkcji, szeroko opisane w literaturze. Centralną rolę w procesie tym odgrywa funkcja produkcji, która spełnia podwójną rolę. Służy do wyznaczania potencjalnej produkcji (podaży), zaś po jej odwróceniu jest podstawą wyznaczenia zapotrzebowania na czynniki produkcji¹.

* Dr hab., Katedra Modeli i Prognoz Ekonometrycznych UŁ.

** Dr, Katedra Teorii i Analiz Systemów Ekonomicznych UŁ.

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

¹ Będziemy z tej możliwości korzystać wyznaczając popyt na pracujących i zatrudnionych. Brak informacji o stopniu wykorzystania środków trwałych sprawił, że zrezygnowano z próby określenia na tej drodze zapotrzebowania na środki trwałe, o czym będzie mowa w opracowaniu.

W niniejszym artykule przedstawione zostały główne aspekty związane z modelowaniem produkcji w symulacyjnym modelu W8D-2010. Przyjęta w modelu neoklasyczna funkcja produkcji typu Cobba-Douglasa wyraża efekty procesu produkcyjnego, przy założeniu pełnego wykorzystania czynników produkcji. Oznacza to, że punktem wyjścia do wyznaczenia wielkości potencjalnej produkcji jest możliwe najpełniejsze objaśnienie zmian poszczególnych czynników produkcji: zasobów pracy, środków trwałych oraz zmian w technologii, reprezentowanych przez zmiany łącznej produktywności czynników produkcji (TFP). W odniesieniu do ostatniej z wymienionych zmiennych modelowaniu poddane zostały także czynniki objaśniające zmiany TFP. Opisują one zarówno zasoby wiedzy i kapitału ludzkiego w polskiej gospodarce, jak również korzyści wynikające z transferu technologii z zagranicy, z uwzględnieniem różnych kanałów tego transferu.

2. Mierniki produkcji w modelu W8D-2010

Podstawową zmienną określającą wielkość produkcji w modelu W8D-2010 jest wolumen produktu krajowego brutto. Poza PKB, do modelu wprowadzono także uzupełniające mierniki produkcji. Są to produkt globalny Q_t oraz globalna wartość dodana XVA_t . Uzasadnieniem do wprowadzenia produkcji globalnej jest oszacowanie wielkości importu zaopatrzeniowego do polskiej gospodarki. Produkcja globalna jest wyznaczana na podstawie tożsamości:

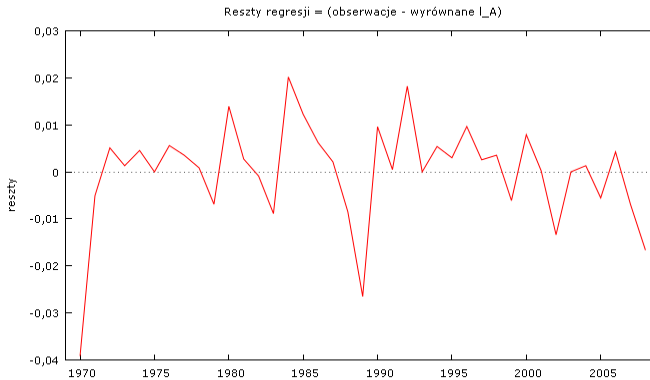
$$Q_t = X_t / (1 - A_t), \quad (1)$$

gdzie A_t – oznacza globalne zużycie energii, materiałów i surowców (koszty materiałowe w wyrażeniu realnym). Nie znaleziono lepszego rozwiązania, niż przedstawienie średniego zużycia jako wykładniczej funkcji czasu.

Tablica 1. Zużycie pośrednie

LA = D001
 + T * D002 * D002
 + T * U7079 * D003
 + T * U8089 * D004
 + T * T * U7079 * D005
 + U7983 * D006
 + U7172 * D007
 + U75 * D008
 + U9799 * D009
 + U0406 * D0010
 + U03 * D0011
 + U93 * D0012

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
D001	-0,998411	0,0128812	-77,5093	<0,00001	***
D001	0,00965118	0,000448843	21,5023	<0,00001	***
D003	-0,0306934	0,00563932	-5,4428	<0,00001	***
D004	0,00291049	0,000440394	6,6088	<0,00001	***
D005	0,00290159	0,000579161	5,0100	0,00003	***
D006	0,0415919	0,00805074	5,1662	0,00002	***
D007	-0,039327	0,0115078	-3,4174	0,00202	***
D008	0,0457545	0,0148547	3,0801	0,00472	***
D009	0,0169338	0,00845743	2,0022	0,05540	*
D0010	-0,0200621	0,00926819	-2,1646	0,03942	**
D0011	-0,0239982	0,0138766	-1,7294	0,09516	*
D0012	0,0256335	0,013643	1,8789	0,07110	*
Średn. arytm. zm. zależnej	-0,804172		Odch. stand. zm. zależnej	0,130543	
Suma kwadratów reszt	0,004568		Błąd standardowy reszt	0,013007	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,992947		Skorygowany R-kwadrat	0,990073	
F(11, 27)	345,5376		Wartość p dla testu F	4,62e-26	
Logarytm wiarygodności	121,1817		Kryt. inform. Akaike'a	-218,3633	
Kryt. bayes. Schwarz	-198,4006		Kryt. Hannana-Quinna	-211,2009	
Autokorel. reszt - rho1	0,077884		Stat. Durbina-Watsona	1,459796	



Źródło: Obliczenia własne.

Zmiany materiałochłonności wynikają głównie ze zmian w technologii produkcji oraz zmian w jej strukturze gałęziowej. Wzrost materiałochłonności nasilił się w drugiej połowie lat siedemdziesiątych i w latach osiemdziesiątych, co zostało odwzorowane za pomocą zmian parametrów stojących przy zmiennej czasowej T . Zmiany te zależą głównie od zmian materiałochłonności krajowej. Rola importochłonności zaopatrzeniowej była w tym okresie znacznie ograniczona. W latach, w których nie występowały trudności zaopatrzeniowe, materiałochłonność rosła podobnie do importochłonności zaopatrzeniowej. Natomiast w pozostałych latach, ze względu na wymuszoną substytucję krajowych i zagranicznych surowców nastąpił wzrost materiałochłonności, przy jednoczesnym spadku importochłonności, co miało miejsce głównie w latach osiemdziesiątych.

Dla otrzymania globalnej wartości dodanej oszacowano rozmiary różnicy między tą wielkością a PKB, wywołaną obciążeniami podatkowymi, będącymi narzutami na ceny producenta ($DIFXVA_t$), powiązanych głównie z importem towarów.

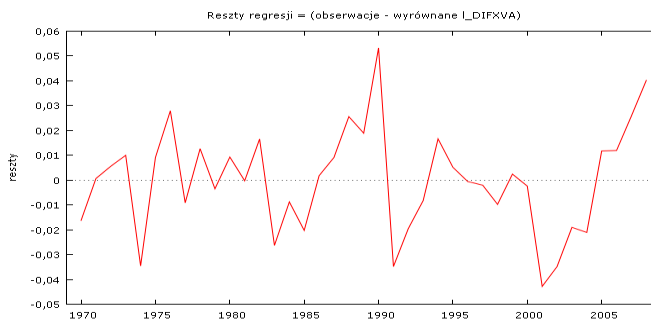
Tablica 2. Różnice między PKB a wartością dodaną (RD)

LDIFXVALO = D0011

+ LOG(M) * D0012
 + U7073 * D0013
 + U7779 * D0014
 + U8389 * D0015
 + U9098 * D0016
 + U9900 * D0017

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
D0011	5,69479	0,066415	85,7455	<0,00001	***
D0012	0,448017	0,00582177	76,9554	<0,00001	***
D0013	-0,0770853	0,0157026	-4,9091	0,00003	***
D0014	0,07999	0,015544	5,1460	0,00001	***
D0015	0,0746205	0,0122932	6,0701	<0,00001	***
D0016	-0,10949	0,00989278	-11,0676	<0,00001	***
D0017	-0,0692771	0,0174961	-3,9596	0,00039	***

Średn. aryt. zm. zależnej	10,55874	Odch. stand. zm. zależnej	0,381738
Suma kwadratów reszt	0,016662	Błąd standardowy reszt	0,022818
Wsp. determ. R-kwadrat	0,996991	Skorygowany R-kwadrat	0,996427
F(6, 32)	1767,176	Wartość p dla testu F	6,87e-39
Logarytm wiarygodności	95,94619	Kryt. inform. Akaika'e'a	-177,8924
Kryt. bayes. Schwarza	-166,2474	Kryt. Hannana-Quinna	-173,7143
Autokorel. reszt - rho1	0,244998	Stat. Durbina-Watsona	1,444806



Źródło: Obliczenia własne.

Długookresowe relacja między powyższą różnicą a globalnym importem okazała się bliska 0,45, krótkookresowa przekracza nieco wartość 0,45 przy powolnym zbliżaniu się do długookresowej.

Tablica 3. Różnice między PKB a wartością dodaną (RK)

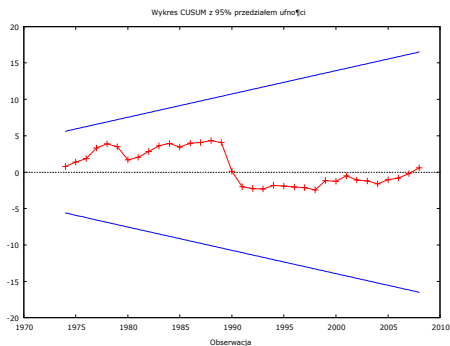
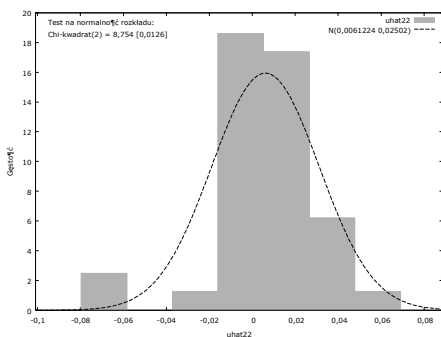
$$\begin{aligned}
 \text{PLDIFXVA} &= (\text{LOG}(\text{DIFXVA}(-1)) - \text{LOG}(\text{DIFXVALO}(-1))) * \text{D0021} \\
 &+ (\text{LOG}(\text{M}) - \text{LOG}(\text{M}(-1))) * \text{D0022} \\
 &+ \text{U90} * \text{D0023}
 \end{aligned}$$

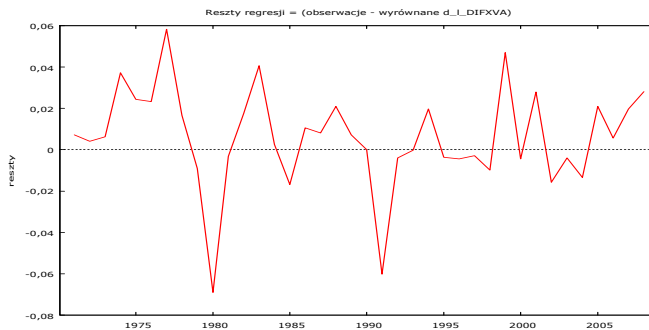
	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
D0021	-0,551572	0,213905	-2,5786	0,01429	**
D0022	0,454038	0,0334537	13,5721	<0,00001	***
D0023	-0,139236	0,0261535	-5,3238	<0,00001	***
Średn. arytm. zm. zależnej	0,038582		Odch. stand. zm. zależnej	0,056023	
Suma kwadratów reszt	0,023334		Błąd standardowy reszt	0,025820	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,864880		Skorygowany R-kwadrat	0,857159	
F(3, 35)	74,67624		Wartość p dla testu F	2,76e-15	
Logarytm wiarygodności	86,59348		Kryt. inform. Akaike'a	-167,1870	
Kryt. bayes. Schwarza	-162,2742		Kryt. Hannana-Quinna	-165,4390	
Autokorel. reszt - rho1	0,236801		Stat. Durbina-Watsona	1,506383	

Test White'a na heteroskedastyczność reszt (zmiennosc wariacji resztowej) -
 Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje
 Statystyka testu: LM = 12,8171
 z wartością p = P(Chi-kwadrat(5) > 12,8171) = 0,025154

Test na normalność rozkładu reszt -
 Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny
 Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 8,75388
 z wartością p = 0,0125637

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu -
 Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach
 Statystyka testu: Harvey-Collier t(34) = 0,10023
 z wartością p = P(t(34) > 0,10023) = 0,92075





Źródło: Obliczenia własne.

Globalną wartość dodaną otrzymujemy z równości:

$$XVA_t = X_t - DIFXVA_t \quad (2)$$

3. Funkcja produkcji w modelu W8D-2010

Funkcja produkcji jest podstawowym równaniem opisującym proces produkcji. Argumentami tej funkcji są pierwotne czynniki produkcji, tj. środki trwałe i zatrudnienie oraz zmienne określające poziom technologiczny, reprezentowany przez łączną produktywność czynników produkcji (TFP).

W ślad za wieloletnim zwyczajem przyjmujemy, iż wystarczającą aproksymacją procesu produkcji jest funkcja Cobb-Douglasa o stałych efektach skali:

$$X_t = BA_t K_t^\alpha N_t^{(1-\alpha)} e^{\varepsilon_t}, \quad (3)$$

gdzie:

A_t – TFP, łączna produktywność czynników produkcji,

K_t – środki trwałe, ceny stałe,

N_t – liczba pracujących,

ε_t – składnik losowy.

W powyższej postaci funkcja ta wyraża efekty procesu, przy założeniu pełnego wykorzystania czynników produkcji. Może być zatem wykorzystana dla wyznaczenia potencjalnych rozmiarów PKB, o czym mowa w dalszej części opracowania.

W poprzednich wersjach modeli W8 podejmowano próby bezpośredniego oszacowania parametrów tej funkcji zmodyfikowanych w wyniku wprowadzenia do niej charakterystyk stopnia wykorzystania czynników produkcji (por. W. Welfe,

red. [2001, 2004]). Przyjęta w nich postać funkcji produkcji odwoływała się do złożenia długookresowej jej postaci generującej produkcję potencjalną oraz charakterystyk wykorzystania potencjału produkcyjnego (por. W. Welfe [1992]). Najogólniej, można ją zapisać następująco:

$$X_t = BA_t (WKZ_t K_t)^\alpha (WN_t N)^{1-\alpha} e^{\varepsilon_t} \quad (4)$$

gdzie:

WKZ_t – stopień wykorzystania środków trwałych, mierzony stopniem wykorzystania zmian,

WN_t – stopień wykorzystania czasu pracy pracujących.

W zastosowaniach korzystano z funkcji wydajności pracy i produktywności środków trwałych wynikających z prostego przekształcenia funkcji produkcji (4). Jednak trudności wynikające z zaniechania publikacji statystycznych o stopniu wykorzystania środków trwałych oraz zmienności pracujących, a także trudności wynikające ze zwiększania liczby zmiennych objaśniających TFP spowodowały odejście od powyższej procedury.

W obecnej wersji modelu przyjęto, iż wystarczającą aproksymację można otrzymać w rezultacie postępowania dwuetapowego, dość często stosowanego w makromodelowaniu. Mianowicie, w pierwszym etapie wyznacza się rozmiary środków trwałych (K_t), uczestniczących w procesie produkcji oraz liczbę zatrudnionych (N_t), a także dynamikę TFP. W drugim etapie po podstawieniu wartości tych zmiennych do równania (3), otrzymuje się (potencjalny) PKB. Wartość elastyczności produkcji względem środków trwałych α jest w tym przypadku kalibrowana. Zgodnie z neoklasyczną teorią podziału wyznacza się ją jako równą średniemu udziałowi nadwyżki w wartości dodanej (tj. dopełnieniem do jedności udziału kosztów pracy). Dla okresu próby przyjęto ją na poziomie $\alpha = 0.5$. (por. też dyskusje w W. Welfe [2002]).

Przeto w dalszym ciągu przedstawiamy równania opisujące proces reprodukcji środków trwałych, zatrudnienie oraz dynamikę łącznej produktywności środków trwałych (TFP), poświęcając tej ostatniej najwięcej miejsca.

4. Równania środków trwałych

Zaproponowane w modelu W8D-2010 równania środków trwałych przedstawiają proces ich reprodukcji (od strony podaży). Środki trwałe, podobnie jak nakłady inwestycyjne, zostały zdekomponowane na dwie składowe: maszyny i urządzenia techniczne wykorzystywane w procesie produkcyjnym (KKM_t – stan na koniec roku) oraz budynki, budowle i pozostałe środki trwałe ($KKBT_t$ –

stan na koniec roku). Dla wyznaczenia stanu środków trwałych na koniec okresu skorzystano z następującej tożsamości (zapisanej dla maszyn i urządzeń):

$$KKM_t = KKM_{t-1} + DKKM_t - \delta_M KKM_{t-1}, \quad (5)$$

gdzie:

$DKKM_t$ – przyrost brutto środków trwałych, któremu odpowiadają inwestycje w maszyny i urządzenia oddane do użytku,

δ_M – stopa likwidacji maszyn i urządzeń.

Stopę likwidacji maszyn i urządzeń przyjęto na poziomie bliskim oczekiwanej dla warunków normalnej eksploatacji $\delta_M = 0,07$ co odpowiada założeniu o blisko 16-letnim okresie użytkowania maszyn i urządzeń, stąd:

$$KKM_t = DKKM_t + 0,93KKM_{t-1} \quad (6)$$

Przyrost brutto stanu posiadania maszyn i urządzeń, odpowiadający rozmiarom inwestycji oddanych do użytku, $DKKM_t$, wyrażono jako funkcję poniesionych nakładów inwestycyjnych. Dla maszyn i urządzeń przyjęto założenie, iż rozkład wag w rozkładzie opóźnień inwestycyjnych jest hipergeometryczny. Stosując przekształcenie Koycka wyznaczono inwestycje oddane do użytku jako funkcję liniową inwestycji opóźnionych o jeden okres oraz bieżących nakładów inwestycyjnych na maszyny i urządzenia. Uwzględniono wyraźnie zakłócenia, wynikające ze względów rachunkowych, $U80_t$, lub z niedoszacowania nakładów, $U96_t$:

Tablica 4. Inwestycje oddane do użytku – maszyny i urządzenia

$DKKM = D0031$

+ $DKKM(-1) * D0032$

+ $JV * D0033$

+ $U80 * D0034$

+ $U96 * D0035$

+ $U00 * D0036$;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
D0031	755,424	585,07	1,2912	0,20589	
D0032	0,705904	0,102411	6,8929	<0,00001	***
D0033	0,330559	0,0903144	3,6601	0,00090	***
D0034	-6353,48	1662,11	-3,8225	0,00058	***
D0035	5981,3	1658,98	3,6054	0,00105	***
D0036	-4502,1	1687,35	-2,6682	0,01187	**

Średn. arytm. zm. zależnej	19998,78	Odch. stand. zm. zależnej	11563,94
Suma kwadratów reszt	84541634	Błąd standardowy reszt	1625,400
Wsp. determ. R-kwadrat	0,982913	Skorygowany R-kwadrat	0,980244
F(5, 32)	368,1612	Wartość p dla testu F	2,78e-27
Logarytm wiarygodności	-331,6079	Kryt. inform. Akaike'a	675,2157
Kryt. bayes. Schwarz	685,0412	Kryt. Hannana-Quinna	678,7116
Autokorel. reszt - rho1	0,026111	Statystyka Durbina h	0,203032

Test White'a na heteroskedastyczność reszt (zmiennosc wariacji resztowej) -

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 4,50012

z wartością $p = P(\text{Chi-kwadrat}(8) > 4,50012) = 0,809421$

Test na normalność rozkładu reszt -

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 2

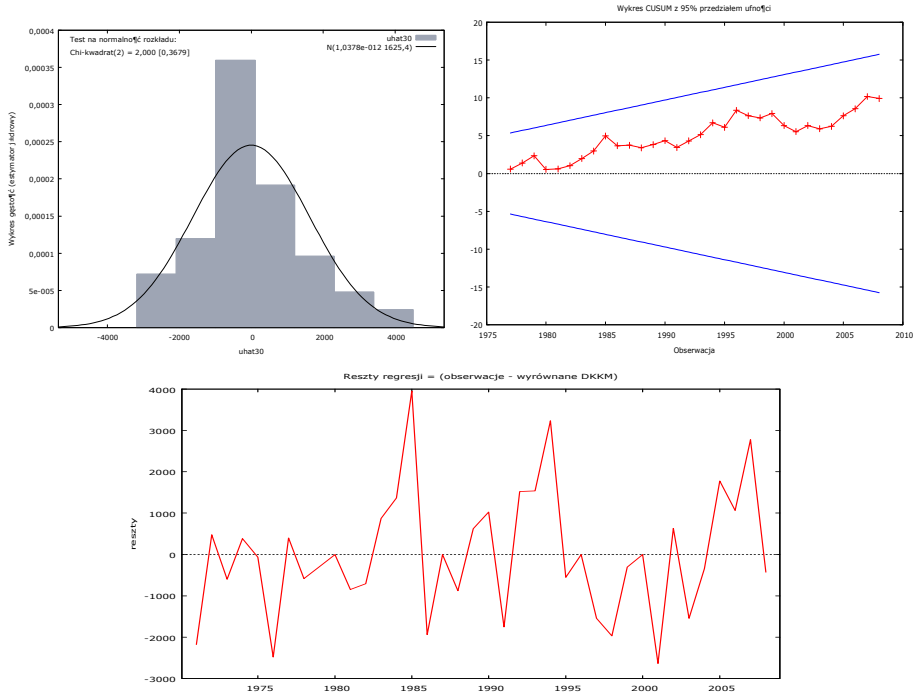
z wartością $p = 0,367879$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu -

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(31) = 1,75446$

z wartością $p = P(t(31) > 1,75446) = 0,0892329$



Źródło: Obliczenia własne.

Krótkookresowa ocena parametru stojącego przy JV_t jest równa 0,33, podczas gdy długookresowa ocena parametru jest bliska jedności, jeśli uwzględnić wysoką wartość współczynnika autoregresji.

Dla budynków i budowli oraz innych urządzeń, $KKBT_t$, odznaczających się wieloletnim cyklem inwestycyjnym, przyjęto znacznie niższą stopę likwidacji ($\delta = 0,039$), odpowiadającą danym historycznym, jednakże niższą od standardów europejskich. Stąd mamy:

$$\begin{aligned} KKBT_t &= KKBT_{t-1} + DKKBT_t - 0.039KKBT_{t-1} = \\ &= DKKBT_t + 0.961KKBT_{t-1} \end{aligned} \quad (7)$$

Z powyższej tożsamości obliczono (nieobserwowalne) wartości przyrostu brutto środków trwałych, tj. inwestycji oddanych do użytku, $DKKBT_t$. Inwestycje oddane do użytku zależą od nakładów inwestycyjnych na budynki i budowle oraz inne urządzenia, JJT_t , poniesionych w poprzednich okresach. Biorąc pod uwagę długość cykli inwestycyjnych i ich szczególnie przebieg przyjęto, iż rozkład opóźnień inwestycyjnych można aproksymować rozkładem Almon. Wykorzystano w tym celu specjalną procedurę zawartą w pakiecie EViews. Procedura ta - z powodzeniem zastosowana w poprzednich wersjach modelu WD (Welfe, [2009]) – po wydłużeniu próby nie pozwoliła na otrzymanie akceptowalnych ekonomicznie dodatnich wartości ocen parametrów przy opóźnionych nakładach inwestycyjnych. W alternatywnych wariantach występowały oceny ujemne. Zdecydowano się więc przyjąć mocne założenie, że rozkład wag w rozkładzie opóźnień jest hipergeometryczny (por. tabl. 5.). Wywołało to jednak konieczność wprowadzenia dużej liczby zmiennych sztucznych.

Tablica 5. Inwestycje oddane do użytku – budynki i budowle

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
const	9523,58	1175,45	8,1021	<0,00001	***
DKKBT(-1)	0,200144	0,0598177	3,3459	0,00250	***
JJT	0,213625	0,0249048	8,5777	<0,00001	***
u74	7378,33	2040,65	3,6157	0,00126	***
u7681	7808,88	1118,18	6,9835	<0,00001	***
u87	11751,6	2045,23	5,7459	<0,00001	***
u89	8402,42	2048,73	4,1013	0,00036	***
u90	-8638,98	2139,18	-4,0385	0,00042	***
u96	13935,7	2044,3	6,8169	<0,00001	***
u98	5391,29	2055,06	2,6234	0,01437	**
u00	11155,5	2093,82	5,3278	0,00001	***
u03	-4871,44	2052,63	-2,3733	0,02531	**

Średn. arytm. zm. zależnej	27362,18	Odch. stand. zm. zależnej	7332,481
Suma kwadratów reszt	1,03e+08	Błąd standardowy reszt	1989,845
Wsp. determ. R-kwadrat	0,948250	Skorygowany R-kwadrat	0,926356
F(11, 26)	43,31071	Wartość p dla testu F	7,03e-14
Logarytm wiarygodności	-335,3502	Kryt. inform. Akaike'a	694,7004
Kryt. bayes. Schwarz	714,3515	Kryt. Hannana-Quinna	701,6921
Autokorel. reszt - rho1	0,075761	Statystyka Durbina h	0,494749

Test White'a na heteroskedastyczność reszt (zmiennosc wariacji resztowej) -

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 6,98172

z wartością $p = P(\text{Chi-kwadrat}(13) > 6,98172) = 0,903091$

Test na normalność rozkładu reszt -

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 1,22088

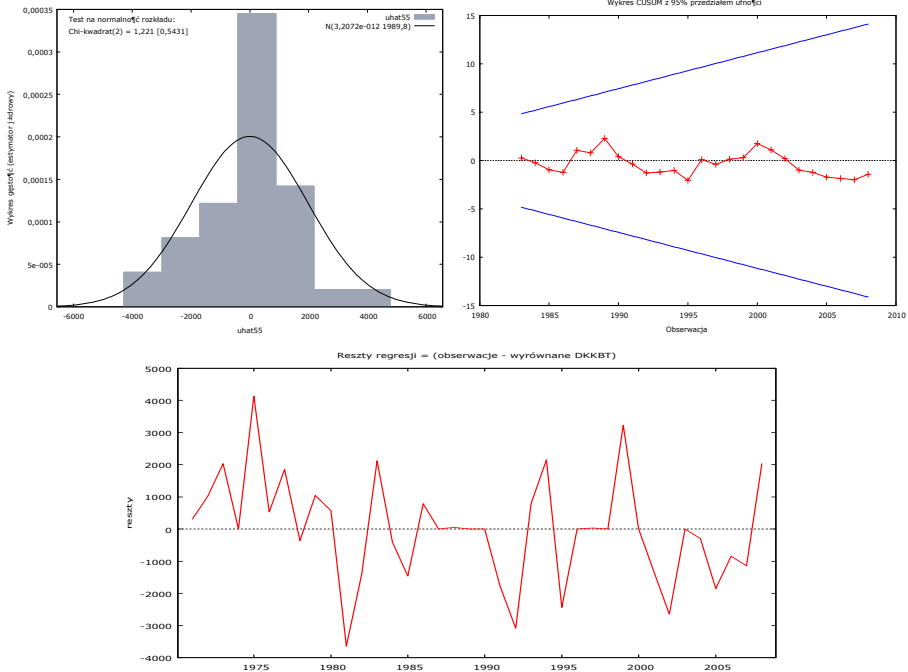
z wartością $p = 0,543112$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu -

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(25) = -0,277572$

z wartością $p = P(t(25) > -0,277572) = 0,783623$



Źródło: Obliczenia własne.

Przeciętne wielkości środków trwałych dla danego roku, zarówno w przypadku maszyn i urządzeń, jak i budynków i budowli otrzymano jako średnią arytmetyczną ze stanów na koniec i początek roku:

$$KM_t = (KKM_t + KKM_{t-1})/2 \text{ oraz } KBT_t = (KKBT_t + KKBT_{t-1})/2, \quad (8)$$

a ogólną wielkość środków trwałych jako sumę powyższych składników:

$$K_t = KM_t + KBT_t. \quad (9)$$

Przy konstrukcji funkcji produkcji używano początkowo alternatywnie dwóch mierników: środków trwałych obejmujących jedynie maszyny i urządzenia, KM_t oraz środków trwałych ogółem, K_t . We wcześniejszych wariantach modelu przyjęto hipotezę, iż korzystanie z miernika obejmującego maszyny prowadzi do dokładniejszych rezultatów dalszych oszacowań – są to bowiem te składniki majątku produkcyjnego, które są bezpośrednio czynne w procesie produkcji. Jednakże wątpliwości co do poprawności oszacowań dynamiki maszyn i urządzeń sprawiły, iż w ostatnich wersjach modelu obliczenia oparto na informacjach o dynamice środków trwałych ogółem.

Produktywność środków trwałych otrzymano z definicyjnej tożsamości, dzieląc PKB przez średni stan środków trwałych.

5. Funkcje zatrudnienia i podaży siły roboczej

Popyt na pracujących wyznaczono odwracając funkcję produkcji. Z pewnym uproszczeniem można przyjąć, że efekty zmian kapitałochłonności zostały zaabsorbowane przez zmiany TFP. Specyfikację tę wzbogacono, uwzględniając efekty substytucji pracy przez środki trwałe, wprowadzając do równania relacje wynagrodzeń przeciętnych (WB/P_t) i deflatora inwestycji (PJ_t). Ograniczenie się do wprowadzenia samych wynagrodzeń oznaczałoby wprawdzie uwzględnienie presji występujących na rynku pracy bez powiązania wszakże z alternatywą zastąpienia pracowników przez maszyny i urządzenia.

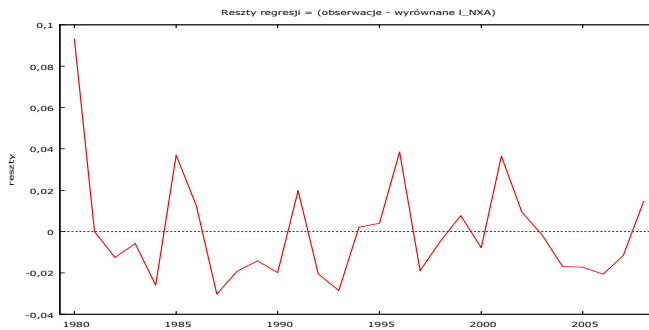
W długookresowym równaniu objaśniającym liczbę pracujących przyjęto – zgodnie z teoretycznymi postulatami długookresową elastyczność względem PKB jako równą jedności (patrz W. Welfe, A. Welfe [2004]). Efekty postępu technicznego są wyraźnie zaznaczone – elastyczność względem TFP jest równa $(-0,77)$. Długookresowa elastyczność względem relacji płac i cen inwestycji równa $(-0,36)$ wskazała na stosunkowo znaczną wrażliwość producentów na zmiany tych relacji.

Tablica 6. Pracujący $N(RD)$

LNLO = D0051

- + LOG(X) * 1
- + LOG(TFP) * D0052
- + LOG((WBP/8291/PJA) * D0053
- + U81 * D0054
- + U8588 * D0055
- + U9091 * D0056
- + U9900 * D0057.

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
D0051	-2,34037	0,111397	-21,0092	<0,00001	***
D0052	-0,767096	0,0943009	-8,1346	<0,00001	***
D0053	-0,36165	0,0296241	-12,2080	<0,00001	***
D0054	0,185467	0,0318014	5,8320	<0,00001	***
D0055	-0,0757318	0,0229456	-3,3005	0,00326	***
D0056	-0,112496	0,0239623	-4,6947	0,00011	***
D0057	0,0466182	0,0228135	2,0435	0,05316	*
Średn. aryt.zm.zależnej	-3,213681		Odch.stand.zm.zależnej	0,332692	
Suma kwadratów reszt	0,019336		Błąd standardowy reszt	0,029646	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,993761		Skorygowany R-kwadrat	0,992059	
F(6, 22)	584,0201		Wartość p dla testu F	4,30e-23	
Logarytm wiarygodności	64,89041		Kryt. inform. Akaike'a	-115,7808	
Kryt. bayes. Schwarza	-106,2097		Kryt. Hannana-Quinna	-112,7833	
Autokorel.reszt - rho1	0,021368		Stat. Durbina-Watsona	1,498136	



Źródło: Obliczenia własne.

Dynamizacja równania potwierdziła hipotezę, iż procesy dostosowawcze oznaczają się znaczną inercją. Krótkookresowa elastyczność względem PKB jest równa 0,92, podczas gdy względem TFP (-1,10), zaś względem relacji płac i cen inwestycji tylko (-0,04).

Tablica 7. Pracujący N (RK)

$$\begin{aligned}
 \text{PLN} = & (\text{LOG}(N(-1)) - \text{LOG}(NLO(-1))) * D0061 \\
 & + (\text{LOG}(X) - \text{LOG}(X(-1))) * D0062 \\
 & + (\text{LOG}(\text{TFP}) - \text{LOG}(\text{TFP}(-1))) * D0063 \\
 & + (\text{LOG}((\text{WBP}/8291)/\text{PJA}) - \text{LOG}((\text{WBP}(-1)/8291)/\text{PJA}(-1))) * D0064 \\
 & + U9091 * D0065 \\
 & + U82 * D0066 \\
 & + U9902 * D067.
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
D0061	-0,219871	0,0913015	-2,4082	0,02530	**
D0062	0,9229	0,121263	7,6107	<0,00001	***
D0063	-1,09962	0,142964	-7,6916	<0,00001	***
D0064	-0,0406417	0,0164094	-2,4767	0,02185	**
D0065	-0,0637598	0,00981188	-6,4982	<0,00001	***
D0066	-0,0546603	0,013456	-4,0621	0,00056	***
D0067	-0,0220394	0,005895	-3,7387	0,00121	***
Średn. arytm. zm. zależnej	-0,008515		Odch. stand. zm. zależnej	0,028243	
Suma kwadratów reszt	0,002405		Błąd standardowy reszt	0,010702	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,897950		Skorygowany R-kwadrat	0,868792	
F(7, 21)	26,39727		Wartość p dla testu F	4,83e-09	
Logarytm wiarygodności	91,34319		Kryt. inform. Akaike'a	-168,6864	
Kryt. bayes. Schwarz	-159,3610		Kryt. Hannana-Quinna	-165,8355	
Autokorel. reszt - rho1	0,177942		Stat. Durbina-Watsona	1,602812	

Test White'a na heteroskedastyczność reszt (zmiennosc wariacji resztowej) -

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 16,2619

z wartością $p = P(\text{Chi-kwadrat}(10) > 16,2619) = 0,0923777$

Test na normalność rozkładu reszt -

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 0,864453

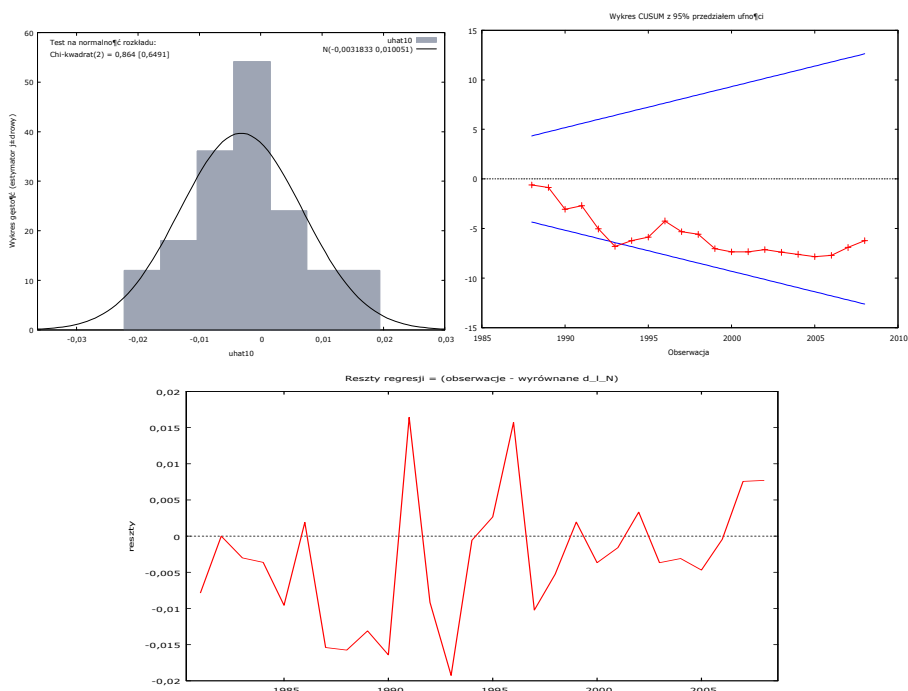
z wartością $p = 0,649062$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu -

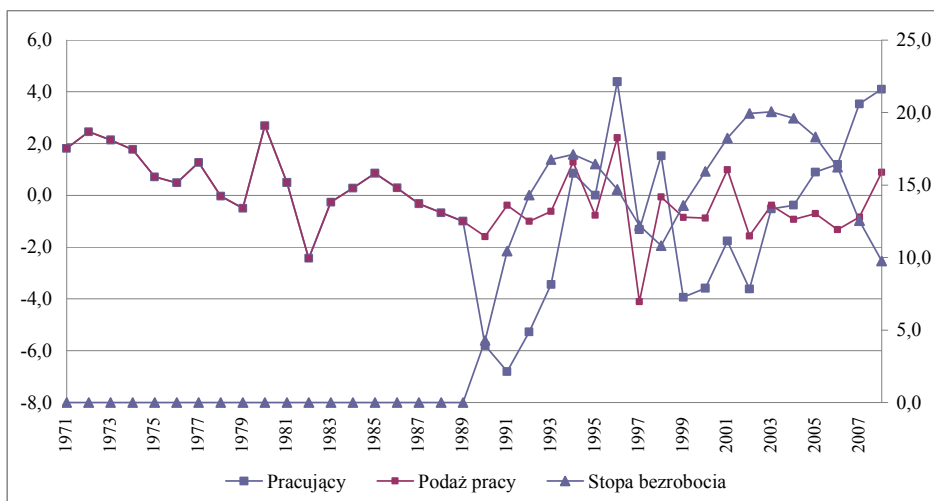
Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(20) = -1,35952$

z wartością $p = P(t(20) > -1,35952) = 0,189114$



Źródło: Obliczenia własne.



Rys. 1. Procentowe tempo wzrostu pracujących i podaży pracy (lewa oś) oraz procentowa stopa bezrobocia (prawa oś)

Źródło: Opracowanie własne.

Powyższe równania generowały liczbę pracujących przy założeniu, że czynnikiem decydującym o popycie na zatrudnionych są rozmiary produkcji. Odpowiada to sytuacji współczesnych gospodarek rynkowych znajdujących się w równowadze. W okresach jednak, w których występowała nierównowaga na rynku pracy czynnikiem określającym liczbę pracujących mogły być ograniczenia aparatu produkcyjnego lub nawet siły roboczej. Pisaliśmy o odpowiednich rozwiązaniach w pracach poprzednich (por. W. Welfe, red. [2001]).

Szczególną uwagę należy także na możliwość określenia zapotrzebowania na pracujących, które zapewniłoby pełne wykorzystanie aparatu produkcyjnego. W tym celu skorzystano z tożsamości, przy wykorzystaniu miernika technicznego uzbrojenia pracy TUM , wyznaczonego jako relacja wolumenu maszyn i urządzeń do liczby pracujących. Zapotrzebowanie na pracujących (NK) otrzymano jako:

$$NK_t = KM_t / TUM_t \quad (10)$$

Dla uniknięcia tautologii techniczne uzbrojenie pracy zostało wyznaczone z równania stochastycznego, w którym w roli zmiennych objaśniających znajduje się TFP oraz relacja cen dóbr inwestycyjnych i wynagrodzeń przeciętnych, determinująca substytucję pracy przez nowy aparat produkcyjny.

Tablica 8. Techniczne uzbrojenie pracy w maszyny i urządzenia TUM (RD)

LTUMLO = D0071

+ LOG(PJV/WBP/8291) * D0072
 + LOG(TFP) * D0073
 + LOG(TFP) * U9008 * D0074
 + U80 * D0075
 + U8789 * D0076
 + U0204 * D0077;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
D0071	0,775702	0,194391	3,9904	0,00062	***
D0072	-0,17133	0,05741	-2,9843	0,00684	***
D0073	1,0162	0,158472	6,4125	<0,00001	***
D0074	0,434655	0,0314378	13,8259	<0,00001	***
D0075	-0,201717	0,0483369	-4,1731	0,00040	***
D0076	0,108911	0,0325389	3,3471	0,00292	***
D0077	0,0782356	0,0275302	2,8418	0,00949	***
Średn. aryt. zm. zależnej	2,326393		Odch. stand. zm. zależnej	0,528211	
Suma kwadratów reszt	0,036832		Błąd standardowy reszt	0,040917	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,995285		Skorygowany R-kwadrat	0,994000	
F(6, 22)	774,0464		Wartość p dla testu F	1,98e-24	
Logarytm wiarygodności	55,54674		Kryt. inform. Akaike'a	-97,09347	

Kryt. bayes. Schwarza	-87,52240	Kryt. Hannana-Quinna	-94,09593
Autokorel.reszt – rho1	0,082201	Stat. Durbina-Watsona	1,832563



Źródło: Obliczenia własne.

Długookresowa elastyczność *TUM* względem TFP jest wysoka i wyniosła 1,0, zaś po roku 1990 1,43, natomiast względem relacji cen dóbr inwestycyjnych i płac była ujemna -0,17.

Tablica 9. Techniczne uzbrojenie pracy w maszyny i urządzenia *TUM* (*RK*)

$$\begin{aligned}
 \text{PLTUM} = & (\text{LOG}(\text{TUM}(-1)) - \text{LOG}(\text{TUMLO}(-1))) * \text{D0081} \\
 & + (\text{LOG}(\text{PJV}/\text{WBP}/8291) - \text{LOG}(\text{PJV}(-1)/\text{WBP}(-1)/8291)) * \text{D0082} \\
 & + (\text{LOG}(\text{TFP}) - \text{LOG}(\text{TFP}(-1))) * \text{D0083} \\
 & + (\text{LOG}(\text{TFP}) - \text{LOG}(\text{TFP}(-1))) * \text{U9008} * \text{D0084} \\
 & + \text{U82} * \text{D0085} \\
 & + \text{U87} * \text{D0086} \\
 & + \text{U8586} * \text{D0087} \\
 & + \text{U0005} * \text{D0088};
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
D0081	-0,271833	0,139921	-1,9428	0,06626	*
D0082	-0,245567	0,028123	-8,7319	<0,00001	***
D0083	0,389522	0,103614	3,7594	0,00123	***
D0084	0,224157	0,0247743	9,0480	<0,00001	***
D0085	0,107455	0,0265013	4,0547	0,00062	***
D0086	0,0831874	0,0223439	3,7231	0,00134	***
D0087	0,0464371	0,0151093	3,0734	0,00600	***
D0088	0,0342575	0,0092003	3,7235	0,00134	***
Średn. arytm.zm.zależnej	0,054816	Odch.stand.zm.zależnej	0,027253		
Suma kwadratów reszt	0,008916	Błąd standardowy reszt	0,021113		
Wsp. determ. R-kwadrat	0,914429	Skorygowany R-kwadrat	0,884479		
F(8, 20)	26,71553	Wartość p dla testu F	4,72e-09		
Logarytm wiarygodności	73,00007	Kryt. inform. Akaike'a	-130,0001		
Kryt. bayes. Schwarza	-119,3425	Kryt. Hannana-Quinna	-126,7420		
Autokorel.reszt – rho1	-0,097756	Stat. Durbina-Watsona	2,181420		

Test White'a na heteroskedastyczność reszt (zmiennosc wariancji resztowej) –

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 16,598

z wartością $p = P(\text{Chi-kwadrat}(11) > 16,598) = 0,120341$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat (2) = 1,53687

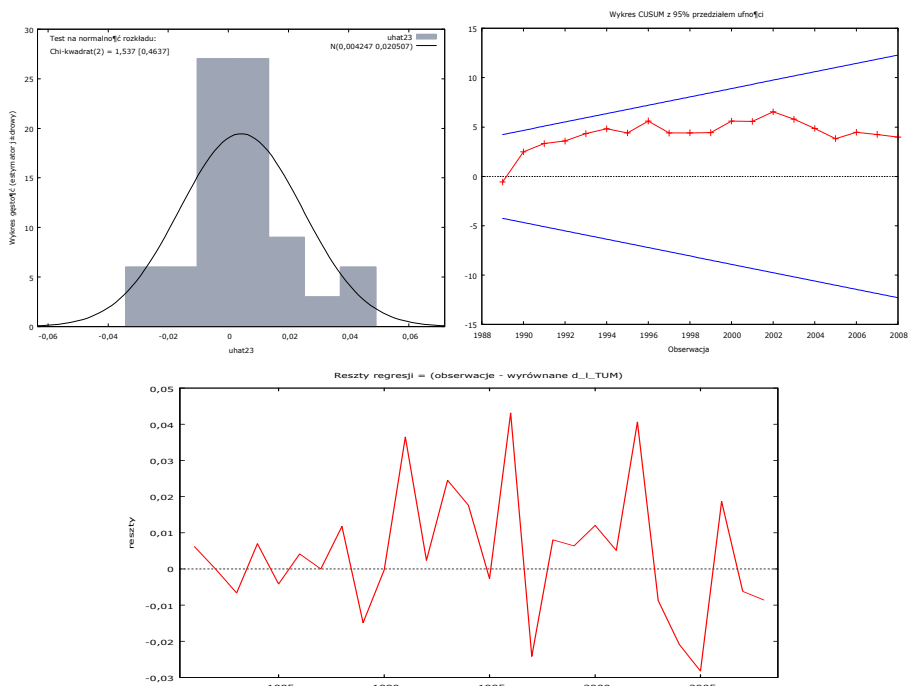
z wartością $p = 0,463738$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey–Collier $t(19) = 0,889032$

z wartością $p = P(t(19) > 0,889032) = 0,385104$



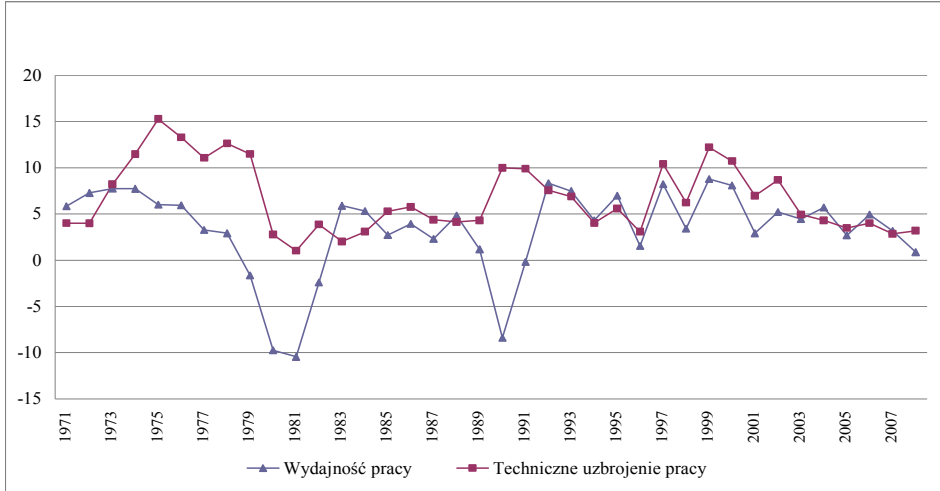
Źródło: Obliczenia własne.

Krótkookresowa elastyczność TUM_t względem TFP była równa jedynie 0,4, zaś od 1990 r. 0,6, gdy względem relacji cen dóbr inwestycyjnych do płac – 0,25 przy powolnym tempie dostosowań.

Mając wyznaczone rozmiary liczby pracujących efektywną wydajność pracy (WXN_t) otrzymano z tożsamości:

$$WXN_t = X_t / N_t \tag{11}$$

Powyższa specyfikacja zasadniczo różni się od przyjętej w poprzednich wersjach modelu, gdzie bezpośrednio szacowano parametry funkcji wydajności pracy, wyprowadzone z funkcji produkcji (por. W. Welfe, red. [2001, 2004]).



Rys. 2. Procentowe tempa wzrostu wydajności pracy i technicznego uzbrojenia pracy w cenach stałych z 1995 r

Źródło: Opracowanie własne.

Jednakże powyższy sposób wyznaczania wydajności pracy jest o tyle niedoskonały, że nie odwzorowuje dokładnie efektów postępu technicznego, gdyż zarówno produkcja, jak i częściowo zatrudnienie podlegają wahaniom popytu. Wobec tego wprowadzono uzupełniającą miarę technicznej wydajności pracy ($WXNT_t$), wyznaczoną z relacji potencjalnego PKB do odpowiadającego mu zatrudnienia NK_t . Wówczas mamy:

$$WXNT = XK_t / NK_t \tag{12}$$

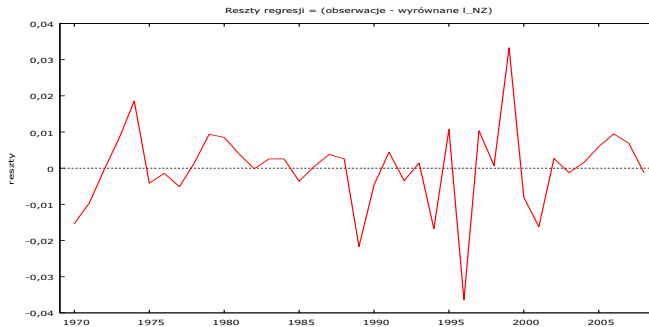
Z wielu względów jest nieodzowne wyznaczenie obok liczby pracujących także dynamiki głównej składowej – zatrudnienia na podstawie stosunku pracy. Przyjęto więc, iż udział zatrudnionych w liczbie pracujących ma tendencję rosnącą, co jest wypadkową wysokiej dynamiki pracujących na rachunek własny poza rolnictwem oraz dość silnie malejącej liczby rolników, właścicieli gospodarstw rolnych. Wobec tego liczbę zatrudnionych (NZ_t) określono w długim okresie na podstawie następującego równania przedstawiono w tablicy 10.

Tablica 10. Zatrudnienie (RD)

LNZLO = D0091

+ LOG(N) * D0092
 + LOG(N) * U7579 * D0093
 + LOG(N) * U0008 * D0094;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
D0091	-4,15997	0,249175	-16,6950	<0,00001	***
D0092	1,39375	0,0257575	54,1104	<0,00001	***
D0093	0,00367034	0,000631467	5,8124	<0,00001	***
D0094	0,00655638	0,000725646	9,0352	<0,00001	***
Średn. aryt. zm. zależnej	9,291275	Odch. stand. zm. zależnej	0,152930		
Suma kwadratów reszt	0,004985	Błąd standardowy reszt	0,011935		
Wsp. determ. R-kwadrat	0,994391	Skorygowany R-kwadrat	0,993910		
F(3, 35)	2068,163	Wartość p dla testu F	1,94e-39		
Logarytm wiarygodności	119,4756	Kryt. inform. Akaike'a	-230,9511		
Kryt. bayes. Schwarza	-224,2969	Kryt. Hannana-Quinna	-228,5637		
Autokorel. reszt – rho1	-0,127523	Stat. Durbina-Watsona	2,207442		



Źródło: Obliczenia własne

Średnia elastyczność długookresowa względem N okazała się wysoka, równa 1,4. Wprowadzenie zmiennych interakcyjnych obraz ten zmieniło marginalnie. W krótkim okresie zaś elastyczność ta okazała się niższa, i wyniosła 1,2, przy raczej powolnym procesie dostosowawczym.

Tablica 11. Zatrudnienie (RK)

PLNZ = (LOG(NZ(-1)) - LOG(NZLO(-1))) * D0101
 + (LOG(N) - LOG(N(-1))) * D0102;

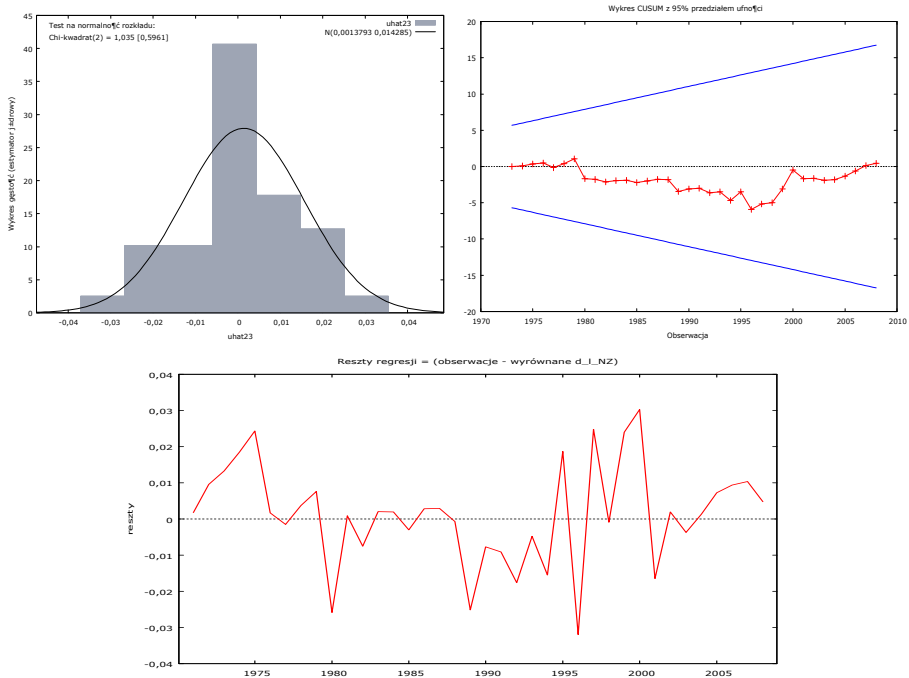
	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
D0101	-0,523435	0,209178	-2,5023	0,01702	**
D0102	1,17029	0,0912339	12,8273	<0,00001	***

Średn. arytm. zm. zależnej	-0,002070	Odch. stand. zm. zależnej	0,033377
Suma kwadratów reszt	0,007419	Błąd standardowy reszt	0,014355
Wsp. determ. R-kwadrat	0,820728	Skorygowany R-kwadrat	0,815749
F(2, 36)	82,40624	Wartość p dla testu F	3,66e-14
Logarytm wiarygodności	108,3660	Kryt. inform. Akaike'a	-212,7319
Kryt. bayes. Schwarz	-209,4568	Kryt. Hannana-Quinna	-211,5667
Autokorel. reszt – rho1	-0,007196	Stat. Durbina-Watsona	2,010875

Test White'a na heteroskedastyczność reszt (zmiennosc wariacji resztowej) –
 Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje
 Statystyka testu: LM = 22,0988
 z wartością $p = P(\text{Chi-kwadrat}(4) > 22,0988) = 0,000191548$

Test na normalność rozkładu reszt –
 Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny
 Statystyka testu: Chi-kwadrat (2) = 1,03458
 z wartością $p = 0,596134$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –
 Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach
 Statystyka testu: Harvey–Collier $t(35) = 0,0759995$
 z wartością $p = P(t(35) > 0,0759995) = 0,939852$



Źródło: Obliczenia własne.

Należy także podkreślić, iż w większości makroekonometrycznych modeli korzysta się z informacji o przepracowanym czasie pracy, będącej bardziej dokładną charakterystyką wkładu pracy niż liczba zatrudnionych. Brak systematycznie publikowanych danych uniemożliwił wprowadzenie tej zmiennej do modelu.

W modelu została także wyraźnie określona **funkcja podaży siły roboczej**. Powrócono do bezpośredniej specyfikacji równania podaży siły roboczej, rezygnując z objaśnienia poziomu aktywności zawodowej, wykazującego długookresową tendencję malejącą. Przypomnijmy, że podaż siły roboczej została w próbie określona na poziomie równym liczbie pracujących powiększonej o rejestrowane bezrobocie.

W równaniu podaży siły roboczej przyjęto jako zmienne objaśniające podstawowe czynniki, które modyfikują dynamikę siły roboczej w porównaniu z dynamiką liczby osób zdolnych do pracy. Przyjęto założenie, że im wyższe są przeciętne wynagrodzenia realne (WBP_t / PYW_t), tym mniejsza jest skłonność do podejmowania pracy przez kolejnych członków gospodarstwa domowego. W podobnym kierunku działa zwyżka udziału świadczeń społecznych w dochodach ($YBSP_t / YP_t$), za czym kryje się także wzrost udziału świadczeń dla bezrobotnych. W prezentowanej wersji modelu okazało się, że na skłonność do podejmowania pracy nie wpływa sytuacja na rynku pracy, a zwłaszcza kształtowanie się stopy bezrobocia (UNR_t).

Powyższe uzasadnienia prowadzą do następujących postaci funkcji podaży siły roboczej, którą podano w tablicy 12.

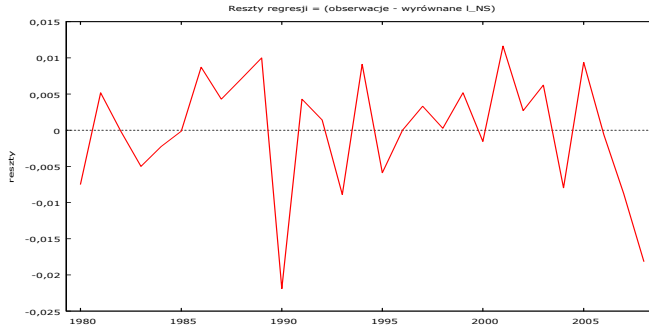
Tablica 12. Podaż siły roboczej (*RD*)

LNSLO = D0111

+ LOG(YBSP/YP) * D0112
 + LOG(WBP/PYW) * D0113
 + U9196 * D0114
 + U96 * D0115
 + U0507 * D0116;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
D0111	10,43	0,166869	62,5043	<0,00001	***
D0112	-0,132518	0,0067371	-19,6699	<0,00001	***
D0113	-0,102307	0,0178578	-5,7290	<0,00001	***
D0114	0,0228286	0,00631815	3,6132	0,00146	***
D0115	0,0196461	0,00985669	1,9932	0,05824	*
D0116	-0,0238374	0,00636161	-3,7471	0,00105	***
Średn. arytm. zm. zależnej	9,715010		Odch. stand. zm. zależnej	0,045111	
Suma kwadratów reszt	0,001832		Błąd standardowy reszt	0,008924	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,967853		Skorygowany R-kwadrat	0,960865	

F(5, 23)	138,4926	Wartość p dla testu F	2,22e-16
Logarytm wiarygodności	99,06280	Kryt. inform. Akaike'a	-186,1256
Kryt. bayes. Schwarza	-177,9218	Kryt. Hannana-Quinna	-183,5563
Autokorel.reszt – rho1	-0,189876	Stat. Durbina-Watsona	2,101503



Źródło: Obliczenia własne

Tabl. 13. Podaż siły roboczej (RK)

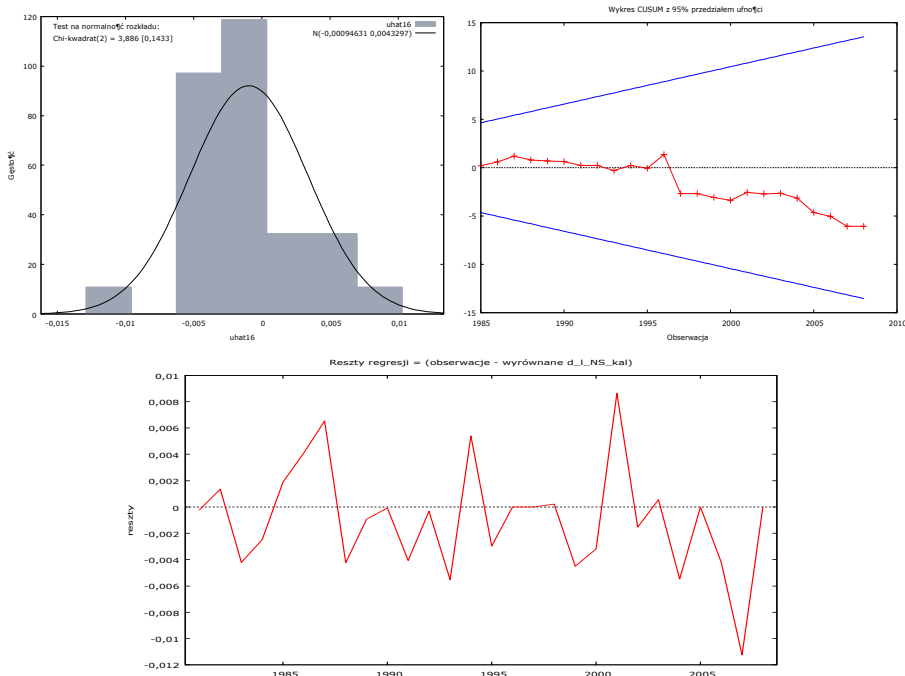
$$\begin{aligned}
 \text{PLNS} = & (\text{LOG}(\text{NS}(-1)) - \text{LOG}(\text{NSLO}(-1))) * (-1) \\
 & + (\text{LOG}(\text{YBSP}/\text{YP}) - \text{LOG}(\text{YBSP}(-1)/\text{YP}(-1))) * \text{D0121} \\
 & + \text{U97} * \text{D0122} \\
 & + \text{U05} * \text{D0123} \\
 & + \text{U96} * \text{D0124};
 \end{aligned}$$

	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
D0121	-0,0566752	0,00773647	-7,3257	<0,00001	***
D0122	-0,0432487	0,0044524	-9,7136	<0,00001	***
D0123	-0,0155787	0,00444927	-3,5014	0,00184	***
D0124	0,0152951	0,00445015	3,4370	0,00215	***
Średn. arytm. zm. zależnej	-0,004198		Odch. stand. zm. zależnej	0,011033	
Suma kwadratów reszt	0,000475		Błąd standardowy reszt	0,004449	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,874359		Skorygowany R-kwadrat	0,858654	
F(4, 24)	41,75518		Wartość p dla testu F	1,78e-10	
Logarytm wiarygodności	114,0521		Kryt. inform. Akaike'a	-220,1041	
Kryt. bayes. Schwarza	-214,7753		Kryt. Hannana-Quinna	-218,4750	
Autokorel.reszt – rho1	-0,032778		Stat. Durbina-Watsona	2,065452	

Test na normalność rozkładu reszt –
 Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny
 Statystyka testu: Chi-kwadrat (2) = 3,88588
 z wartością p = 0,143282

Test White'a na heteroskedastyczność reszt (zmiennosc wariacji resztowej) –
 Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje
 Statystyka testu: LM = 1,09878
 z wartością p = P(Chi-kwadrat (4) > 1,09878) = 0,894466

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –
 Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach
 Statystyka testu: Harvey–Collier $t(23) = -1,23982$
 z wartością $p = P(t(23) > -1,23982) = 0,227543$



Źródło: Obliczenia własne.

Wyniki oszacowań potwierdziły przedstawione hipotezy. Długookresową elastyczność względem wynagrodzeń oszacowano na poziomie -0.10 , względem udziału świadczeń socjalnych na poziomie -0.13 . Krótkookresowy efekt świadczeń socjalnych był nieco wyższy ($-0,06$) gdy efekt wynagrodzeń okazał się nieistotny.

Wyznaczone w powyższy sposób wielkości popytu i podaży pracujących pozwalają na oszacowanie poziomu bezrobocia jako wielkości rezydualnej.

$$UN_t = NS_t - N_t \quad (13)$$

i odpowiednio stopy bezrobocia

$$UNR_t = UN_t / NS_t = (NS_t - N_t) / NS_t \quad (14)$$

Trzeba podkreślić, że tak rezydualnie określony poziom stopy bezrobocia odznacza się zazwyczaj małą dokładnością. Dla celów kontrolnych skorzystano więc z uproszczonej specyfikacji, w której zakładając stabilność podaży siły roboczej, uzależnia się UNR_t od czynników wyznaczających popyt na pracujących, a więc od stopnia wykorzystania potencjału produkcyjnego, o wyznaczeniu której piszemy później. W modelu wyznacza się także oszacowania wielkości naturalnej stopy bezrobocia NAWRU i NAIRU.

Należy także zwrócić uwagę na fakt, iż przedmiotem zainteresowania mogą być koncepcje potencjalnego zatrudnienia, albo odpowiadającego pełnemu wykorzystaniu aparatu produkcyjnego, albo koncepcji pełnego zatrudnienia. Będzie o nich mowa w dalszej części opracowania. partiach rozdziału.

6. Równania łącznej produktywności czynników produkcji (TFP)

Równanie objaśniające TFP (*Total Factor Productivity*) ma centralne znaczenie w zbiorze zależności określających transmisję efektów zastosowania kapitału wiedzy, zarówno gdy chodzi o rozmiary produkcji, jak też zatrudnienia. Stąd przywiązujemy ogromną wagę do należytej jego specyfikacji, starając się udoskonalać ją w każdej kolejnej wersji modelu.

W teorii i praktyce makromodelowania występują istotne różnice w pojmowaniu zakresu TFP (patrz W. Welfe [2002]). Najbardziej szerokie jej określenie, przyjęte zresztą w naszych modelach obejmuje efekty postępu technicznego w jego wszelkich formach – ucieleśnionego w środkach trwałych, w pracujących (kapitał ludzki) i nieucieleśniony, swobodnie rozprzestrzeniający się pomiędzy krajami. Węższe określenie TFP wyłącza zeń efekty zmian jakości pracy, tj. zastosowania kapitału ludzkiego, traktując kapitał ten jako samodzielny czynnik produkcji (Mandos i in. [1999]). Nie podzielamy tego stanowiska, jakkolwiek oddzielne oszacowanie jego dynamiki umożliwi traktowanie go bądź jako składowej TFP, bądź jako samodzielnego elementu, zwiększającego jakość czynnika pracy.

Dynamikę TFP objaśniono, starając się wyodrębnić czynniki określające efekty postępu technicznego ucieleśnionego w środkach trwałych, będącego rezultatem zastosowania krajowego i transferowanego z zagranicy kapitału wiedzy oraz efekty ucieleśnione w pracujących (efekty kapitału ludzkiego).

Specyfikacja ta wymaga stosownego komentarza. We wcześniejszych opracowaniach dla charakterystyki postępu technicznego ucieleśnionego w środkach trwałych korzystano z prostej relacji pomiędzy przyrostem poziomu technicznego a stopą wzrostu środków trwałych². Dla maszyn i urządzeń, TKM_t , mamy:

² Bliższą charakterystykę własności tego wskaźnika można znaleźć w W. Welfe [1992] oraz W. Welfe, A. Welfe [1996].

$$TKM_t = TKM_{t-1} + (KKM_t - KKM_{t-1}) / KKM_{t-1}, \quad (15)$$

przy czym $TKM_0 = 1$.

Ujęcie to okazało się nieadekwatne do opisu sytuacji, w których nastąpiłby spadek środków trwałych (np. gdyby inwestycje oddane do użytku okazały się mniejsze od likwidacji środków trwałych). Trudno w takiej sytuacji przyjąć, iż nastąpiłby równoległy spadek jakości (poziomu technicznego) urządzeń. Nadto brak było powiązania tego miernika, a pośrednio także nowych inwestycji, z wynikami w sferze B+R w kraju i za granicą, generującymi postęp techniczny.

W modelu zdecydowano się więc na endogenizację postępu technicznego, tj. odwzorowanie jego efektów przez uzależnienie poziomu technicznego od kapitału wiedzy technicznej ucieleśnionego w środkach trwałych. Kapitał ten powstaje w wyniku akumulacji wiedzy technicznej. Może on być reprezentowany przez nakłady na badania i rozwój (B+R), jednakże nie bieżące, lecz skumulowane, poniesione zarówno w kraju, jak i za granicą i transferowane do kraju. Przyjęto więc, iż TFP jest funkcją skumulowanych nakładów na badania i rozwój poniesionych w kraju, $BIRKS_t$, oraz skumulowanych nakładów na B+R zagranicy, $BIRMS_t$, lub $BIRMTS$.³

Przez nakłady na B+R zagranicy rozumiemy skumulowane nakłady poniesione przez główne kraje OECD, a mianowicie Francję, Holandię, Niemcy, Stany Zjednoczone, Wielką Brytanię i Włochy, ważone bądź to udziałem importu tych krajów do Polski, $BIRMS_t$, bądź, co jest absolutnym *novum* – udziałem grup towarów różniących się poziomem technicznym $BIRTS_t$. Nakłady te są transferowane i absorbowane w kraju w proporcji do udziału importu inwestycyjnego w nakładach na inwestycje w maszyny i urządzenia⁴. Pierwszy z tych wariantów został zastosowany dla okresu do roku 1992, drugi, doskonalszy od 1993 r., gdy udało się zgromadzić informacje o strukturze importu według grup towarów wyróżnionych ze względu na 5 poziomów technicznych.

Uznano także, że istotnym kanałem transferu zagranicznego kapitału wiedzy są BIZ (por. Borensztein i in. [1998], Lichtenberg, Van Pottelsberghe [1998]). Zmienna ta obejmuje nie tylko nakłady na postęp techniczny i organizacyjny, stąd jej umieszczenie ma charakter symptomatyczny.

³ Oddziaływanie nakładów na B+R zwłaszcza transferowanych z zagranicy ma bogatą literaturę. Omawiamy je w pracy W. Welfe (red) [2007]. Tutaj ograniczymy się do wskazania podstawowych pozycji tej literatury: Coe, Helpman [1995], Bayoumi i in. [1999], Engelbrecht [1997], [2002], Lee [2005], Xu, Wang [1999].

⁴ Metody i wyniki szacunków nakładów krajowych oraz zagranicznych na B+R przedstawiono w odrębnym opracowaniu (W. Florczak i in. [2000a]).

Ważną zmienną objaśniającą jest kapitał ludzki na pracującego, jako miara jakości pracy zatrudnionych. Została ona zbudowana w taki sposób, iż różnym poziomom wykształcenia nadano wagi odpowiadające rynkowym relacjom wynagrodzeń pracujących o różnym poziomie wykształcenia. Mamy tu do czynienia z systematycznym wzrostem tego czynnika, wynikającym z rosnącego udziału osób z wyższym wykształceniem, a malejącego z podstawowym⁵.

Tablica 14. Łączna produktywność czynników produkcji

$$\begin{aligned}
 PLTFP = & \text{LOG}(HKLZ/HKLZ(-1)) * 1 \\
 & + \text{LOG}(BIRKSI/BIRKSI(-1)) * D0131 \\
 & + ((M7/JV)*\text{LOG}(BIRMSI)-(M7(-1)/JV(-1))*\text{LOG}(BIRMSI(-1))) * U7092 * D0132 \\
 & + \text{LOG}(BIRTS/BIRTS(-1)) * U9308 * D0133 \\
 & + \text{LOG}(SJBUSD/SJBUSD(-1)) * U9208 * D0134 \\
 & + U7782 * D0135 \\
 & + U8286 * D0136 \\
 & + U90 * D0137;
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
D0131	0,486999	0,138163	3,5248	0,00143	***
D0132	0,133764	0,0509888	2,6234	0,01374	**
D0133	0,706301	0,181525	3,8909	0,00054	***
D0134	0,0198478	0,0112853	1,7587	0,08917	*
D0135	-0,0791741	0,00975497	-8,1163	<0,00001	***
D0136	0,0439755	0,0103807	4,2363	0,00021	***
D0137	-0,145435	0,0229116	-6,3477	<0,00001	***
Średn. arytm. zm. zależnej	0,005810	Odch. stand. zm. zależnej	0,049755		
Suma kwadratów reszt	0,013819	Błąd standardowy reszt	0,021829		
Wsp. determ. R-kwadrat	0,842711	Skorygowany R-kwadrat	0,810169		
F(7, 29)	22,19635	Wartość p dla testu F	4,83e-10		
Logarytm wiarygodności	90,49212	Kryt. inform. Akaike'a	-166,9842		
Kryt. bayes. Schwarza	-155,8996	Kryt. Hannana-Quinna	-163,1154		
Autokorel. reszt - rho1	0,122358	Stat. Durbina-Watsona	1,738304		

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat (2) = 3,43106

z wartością p = 0,179869

Test White'a na heteroskedastyczność reszt (zmiennność wariancji resztowej) –

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 34,2885

z wartością p = P(Chi-kwadrat (20) > 34,2885) = 0,0242382

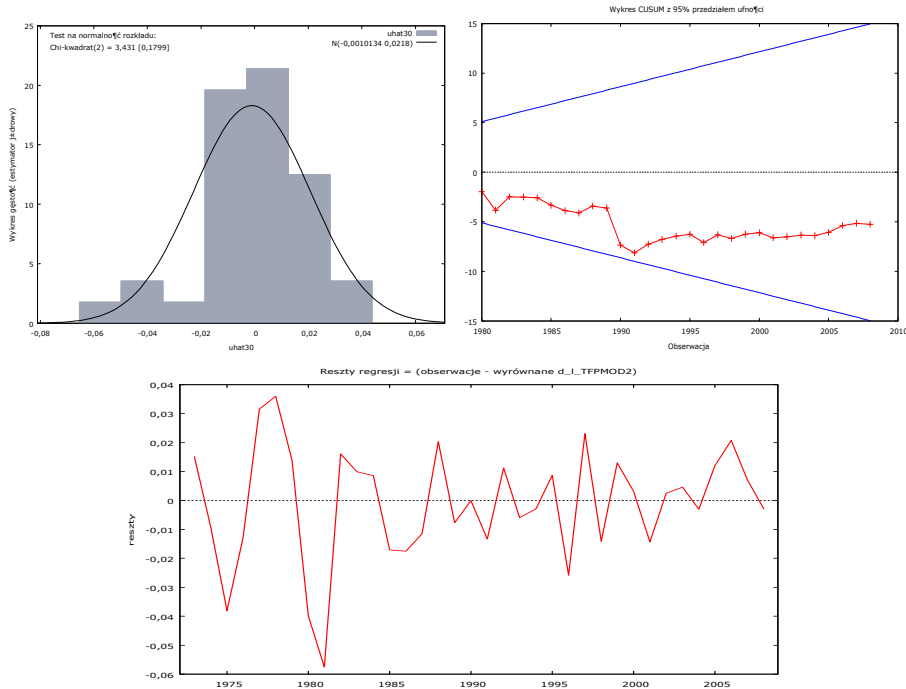
⁵ Efektom wzrostu kapitału ludzkiego poświęcono bogatą literaturę. Przeważa w niej jednak ujęcie, w którym zmiany kapitału ludzkiego są powodowane zmianami w łącznej liczbie lat kształcenia. Por. Barro [2001], Bassanini, Scarpetta [2001], Benhabib, Spiegel [1994]), Fuente [2004], Lee i in. [2003].

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey–Collier $t(28) = -0,973403$

z wartością $p = P(t(28) > -0,973403) = 0,338688$

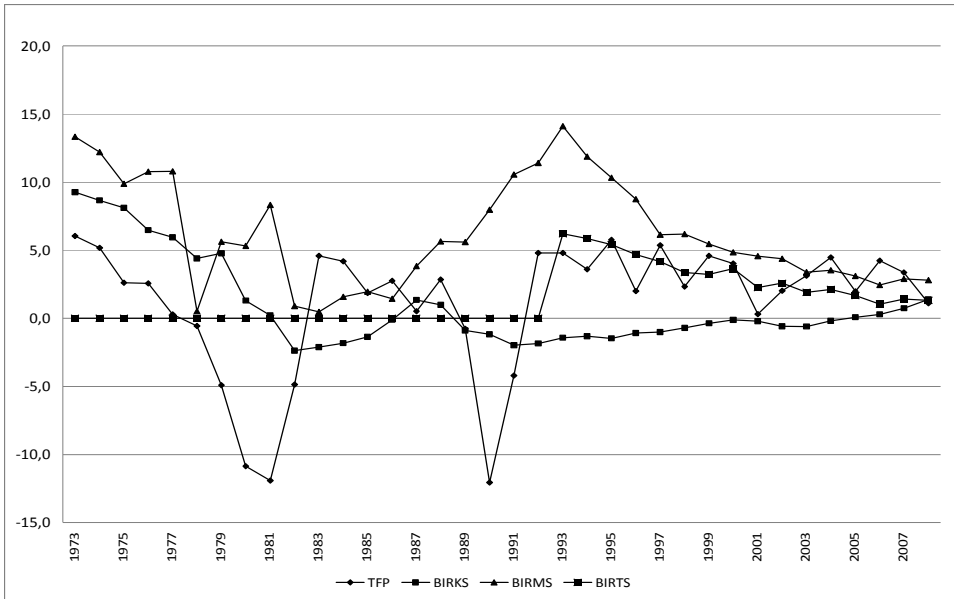


Źródło: Obliczenia własne.

Objaśniono tempa wzrostu TFP – w naszej opinii tylko one mają sensowną interpretację ekonomiczną. Okazało się, że efekty zastosowań krajowego kapitału wiedzy są zaskakująco wysokie. Elastyczność względem *BIRKSI* jest równa 0.49, co ponad dwukrotnie przekracza wartość otrzymywaną w poprzednich badaniach. Jeżeli nawet jest przeszacowana, to nader wyraźnie świadczy o wysokiej efektywności krajowych nakładów na B+R. Efekty transmisji zagranicznego kapitału wiedzy dla okresu gospodarki planowanej centralnie są zdecydowanie niskie (elastyczność 0,13), wskazując na występowanie poważnych problemów, gdy chodzi o absorpcję zagranicznego kapitału wiedzy w tamtym okresie. Natomiast efekty transferu zagranicznego kapitału wiedzy po 1991 r. są zaskakująco wysokie – elastyczność sięga 0.71, plasując Polskę w grupie krajów charakteryzujących się wysoką absorpcją zagranicznego kapitału wiedzy. Efekty te są wspomagane przez napływ BIZ. Elastyczność względem tych nakładów

otrzymano na niskim poziomie (bliską 0,02). Wiąże się to zapewne z tym, że niezbyt duża frakcja tych nakładów uczestniczy w transferze wiedzy techniczno-organizacyjnej. Należy podkreślić wysoką efektywność zastosowania rosnącego kapitału ludzkiego, o czym świadczy elastyczność skalibrowana na poziomie 1,00. Wynik ten okazał się odporny na zmiany w doborze zmiennych sztucznych.

W dalszym ciągu przedstawimy specyfikacje równań objaśniających krajowe i zagraniczne nakłady na B+R oraz dynamikę kapitału ludzkiego.



Rys. 3. Procentowe tempa wzrostu TFP, skumulowanych krajowych nakładów na B+R (BIRKS), skumulowanych zagranicznych nakładów na B+R (BIRMS) i skumulowanych zagranicznych nakładów na B+R z uwzględnieniem zróżnicowania technologicznego (BIRTS)

Źródło: Opracowanie własne.

7. Równania objaśniające nakłady na badania i rozwój

Dalsza endogenizacja postępu technicznego wymagała objaśnienia skumulowanych, a w konsekwencji także i bieżących nakładów na B+R. Mianowicie, skumulowane realne nakłady na B+R krajowe i zagranicy są otrzymywane na drodze rekurencyjnej, poprzez odjęcie od stanu początkowego deprecjacji wiedzy technicznej i dodanie bieżących, realnych nakładów na B+R. W literaturze przyjmuje się, iż stopa deprecjacji wiedzy technicznej odpowiadającej skumu-

lowanym nakładom na B+R waha się w granicach 0,05–0,15. Zgodnie z wynikami D. T. Coe, E. Helpmana [1995] przyjęto jej wartość na poziomie 0,05.

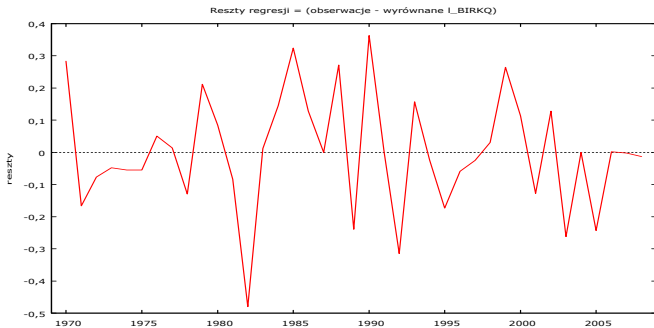
Bieżące krajowe, realne nakłady na badania i rozwój $BIRK_t$ mają różne źródła zasilania: prywatne i publiczne. Przyjęto, iż nakłady na B+R w sektorze przedsiębiorstw $BIRKQ_t$ zależą głównie od realnej wielkości nadwyżki osiągniętej w tym sektorze $AFZSP_t / PX_t$.

Tablica 15. Krajowe nakłady na B+R w sektorze przedsiębiorstw (RD)

LBIRKQLO = D0141

+ LOG(AFZSP/PX) * D0142
 + LOG(AFZSP/PX) * U7079 * D0143
 + LOG(AFZSP/PX) * U9097 * D0144
 + U8081 * D0145
 + U8285 * D0146
 + U91 * D0147
 + U87 * D0148
 + U0102 * D0149
 + U0607 * D01410
 + U04 * D01411;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
D0141	2,44503	0,626463	3,9029	0,00054	***
D0142	0,472891	0,0602554	7,8481	<0,00001	***
D0143	0,0755012	0,00923675	8,1740	<0,00001	***
D0144	-0,0393836	0,0110837	-3,5533	0,00137	***
D0145	0,765695	0,169717	4,5116	0,00011	***
D0146	-0,606119	0,131023	-4,6261	0,00008	***
D0147	-1,90765	0,224903	-8,4821	<0,00001	***
D0148	0,515001	0,228195	2,2569	0,03201	**
D0149	0,561423	0,204388	2,7469	0,01040	**
D01410	-0,40463	0,16857	-2,4004	0,02327	**
D01411	-0,447236	0,223197	-2,0038	0,05486	*
Średn. arytm. zm. zależnej	7,379034		Odch. stand. zm. zależnej	0,788625	
Suma kwadratów reszt	1,239005		Błąd standardowy reszt	0,210357	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,947574		Skorygowany R-kwadrat	0,928850	
F(10, 28)	50,60844		Wartość p dla testu F	2,97e-15	
Logarytm wiarygodności	11,92184		Kryt. inform. Akaike'a	-1,843673	
Kryt. bayes. Schwarza	16,45550		Kryt. Hannana-Quinna	4,721914	
Autokorel. reszt – rho1	-0,110329		Stat. Durbina-Watsona	2,155885	



Źródło: Obliczenia własne.

Długookresową elastyczność tych nakładów względem nadwyżki otrzymano bliską 0,5, z tym, że dla lat ożywienia, obejmujących lata 70-te ubiegłego stulecia była ona wyższa o 0.08, zaś w latach 90-tych niższa o 0,04.

Tablica 16. Krajowe nakłady na B+R w sektorze przedsiębiorstw (RK)

$$\begin{aligned}
 \text{PLBIRKQ} = & (\text{LOG}(\text{BIRKQ}(-1)) - \text{LOG}(\text{BIRKQLO}(-1))) * \text{D0151} \\
 & + (\text{LOG}(\text{AFZSP/PX}) - \text{LOG}((\text{AFZSP}(-1)/\text{PX}(-1)))) * \text{D0152} \\
 & + (\text{LOG}(\text{AFZSP/PX}) - \text{LOG}((\text{AFZSP}(-1)/\text{PX}(-1)))) * \text{U7079} * \text{D0153} \\
 & + \text{U82} * \text{D0154} \\
 & + \text{U8387} * \text{D0155} \\
 & + \text{U91} * \text{D0156} \\
 & + \text{U92} * \text{D0157};
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
D0151	-0,425217	0,152582	-2,7868	0,00901	***
D0152	0,0151086	0,058343	0,2590	0,79738	
D0153	0,0381011	0,0158747	2,4001	0,02258	**
D0154	-1,1988	0,173564	-6,9070	<0,00001	***
D0155	0,355662	0,0688425	5,1663	0,00001	***
D0156	-2,74981	0,191111	-14,3885	<0,00001	***
D0157	1,19738	0,163194	7,3371	<0,00001	***

Średn. arytm. zm. zależnej	-0,018029	Odch. stand. zm. zależnej	0,593101
Suma kwadratów reszt	0,731504	Błąd standardowy reszt	0,153613
Wsp. determ. R-kwadrat	0,943851	Skorygowany R-kwadrat	0,932983
F(7, 31)	74,44262	Wartość p dla testu F	1,34e-17
Logarytm wiarygodności	21,13488	Kryt. inform. Akaike'a	-28,26977
Kryt. bayes. Schwarza	-16,80667	Kryt. Hannana-Quinna	-24,19128
Autokorel. reszt - rho1	0,163792	Stat. Durbina-Watsona	1,618983

Test na normalność rozkładu reszt –
 Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny
 Statystyka testu: Chi-kwadrat (2) = 5,80654
 z wartością p = 0,0548436

Test White'a na heteroskedastyczność reszt (zmiennosc wariancji resztowej) –

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 17,7876

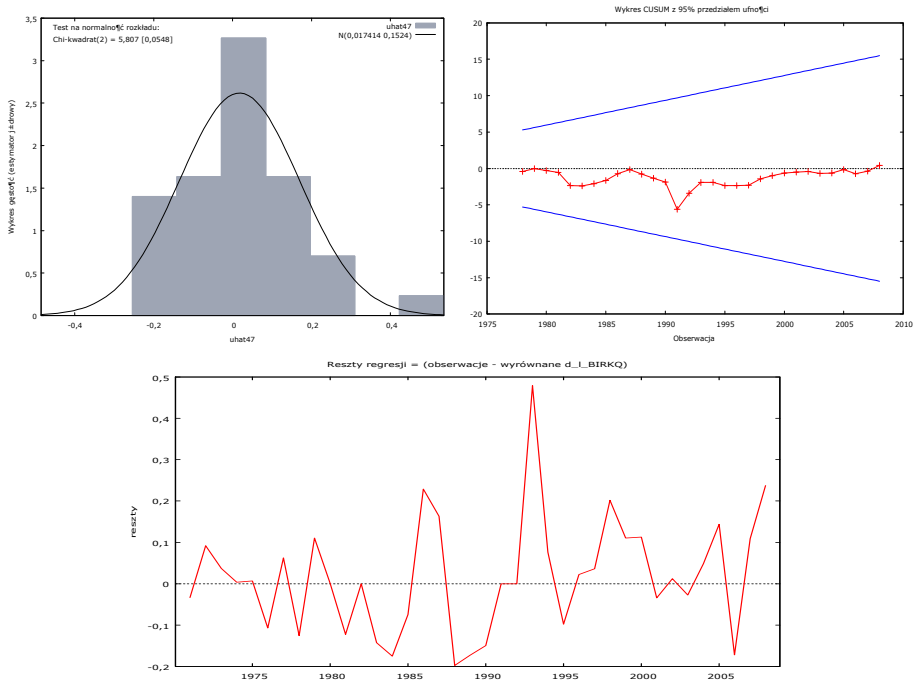
z wartością $p = P(\text{Chi-kwadrat}(13) > 17,7876) = 0,165752$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey–Collier $t(30) = 0,0709667$

z wartością $p = P(t(30) > 0,0709667) = 0,943895$



Źródło: Obliczenia własne.

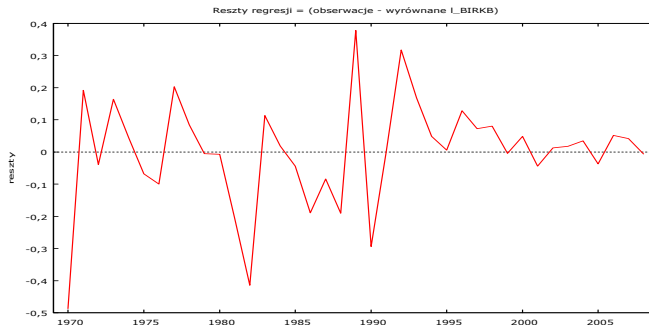
Realne nakłady na B+R finansowane z budżetu państwa w oczywisty sposób zależą od kształtowania się bieżących wydatków budżetu. W długim okresie średnią elastyczność otrzymano na poziomie przekraczającym 1,0. Jednakże wydatki te były przez wiele rządów traktowane rezydualnie, co znalazło wyraz w skokowych zmianach elastyczności: w latach 70-tych podniosła się o ok. 0,04, w latach 80-tych zmniejszyła się o 0,04. W krótkim okresie elastyczność była znaczenie niższa 0,42, przy powolnym tempie dostosowań.

Tablica 17. Krajowe nakłady na B+R finansowane z budżetu państwa (RD)

LBIRKBLO = D0161

- + LOG(BCC) * D0162
- + LOG(BCC) * U7079 * D0163
- + LOG(BCC) * U8389 * D0164
- + U8790 * D0165
- + U91 * D0166
- + U7276 * D0167
- + U9901 * D0168;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
D0161	-4,52745	2,05242	-2,2059	0,03493	**
D0162	1,03669	0,179746	5,7676	<0,00001	***
D0163	0,0441914	0,0109772	4,0257	0,00034	***
D0164	-0,0436641	0,00776383	-5,6240	<0,00001	***
D0165	-1,44424	0,123567	-11,6879	<0,00001	***
D0166	0,693381	0,209647	3,3074	0,00239	***
D0167	0,432251	0,119291	3,6235	0,00103	***
D0168	0,230997	0,118017	1,9573	0,05937	*
Średn. aryt. zm. zależnej	7,153717	Odch. stand. zm. zależnej	0,632301		
Suma kwadratów reszt	1,076243	Błąd standardowy reszt	0,186326		
Wsp. determ. R-kwadrat	0,929160	Skorygowany R-kwadrat	0,913164		
F(7, 31)	58,08655	Wartość p dla testu F	4,72e-16		
Logarytm wiarygodności	14,66807	Kryt. inform. Akaike'a	-13,33614		
Kryt. bayes. Schwarza	-0,027649	Kryt. Hannana-Quinna	-8,561169		
Autokorel. reszt – rho1	-0,118384	Stat. Durbina-Watsona	2,016044		



Źródło: Obliczenia własne

Tablica 18. Krajowe nakłady na B+R finansowane z budżetu państwa (RK)

- PLBIRKB = (LOG(BIRKB(-1))-LOG(BIRKBLO(-1))) * D0171
- + (LOG(BCC)-LOG(BCC(-1))) * D0172
- + (LOG(BCC)-LOG(BCC(-1))) * U7079 * D0173
- + U7173 D0174
- + U8186 * D0175
- + U87 * D0176

+ U88 * D0177
 + U89 * D0178
 + U91 * D0179);

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
D0171	-0,386568	0,113349	-3,4104	0,00193	***
D0172	0,422088	0,197863	2,1332	0,04149	**
D0173	0,0297829	0,00995059	2,9931	0,00559	***
D0174	0,349756	0,0602518	5,8049	<0,00001	***
D0175	-0,172172	0,0421372	-4,0860	0,00032	***
D0176	-1,44267	0,101792	-14,1727	<0,00001	***
D0177	1,32819	0,100473	13,2193	<0,00001	***
D0178	-0,974159	0,101731	-9,5758	<0,00001	***
D0179	2,20233	0,10847	20,3036	<0,00001	***
Średn. arytm. zm. zależnej	0,029461	Odch. stand. zm. zależnej	0,539706		
Suma kwadratów reszt	0,287217	Błąd standardowy reszt	0,099519		
Wsp. determ. R-kwadrat	0,973431	Skorygowany R-kwadrat	0,966102		
F(9, 29)	118,0574	Wartość p dla testu F	2,14e-20		
Logarytm wiarygodności	38,89728	Kryt. inform. Akaike'a	-59,79456		
Kryt. bayes. Schwarza	-45,05628	Kryt. Hannana-Quinna	-54,55079		
Autokorel. reszt – rho1	0,070675	Stat. Durbina-Watsona	1,753127		

Test White'a na heteroskedastyczność reszt (zmiennosc wariancji resztowej) –

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 19,5194

z wartością $p = P(\text{Chi-kwadrat}(11) > 19,5194) = 0,0523843$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat (2) = 2,38102

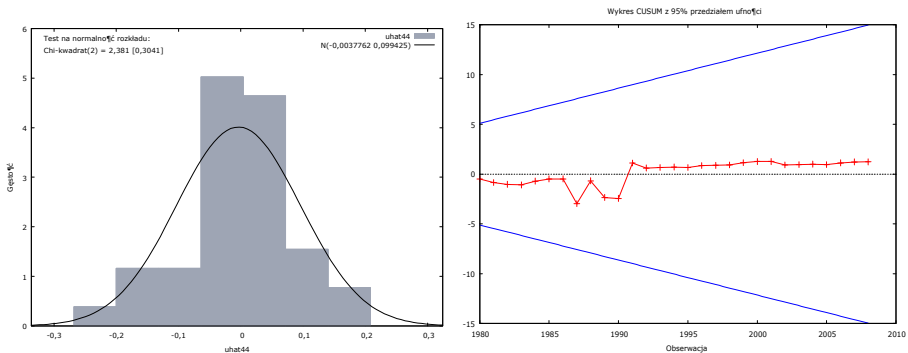
z wartością $p = 0,304067$

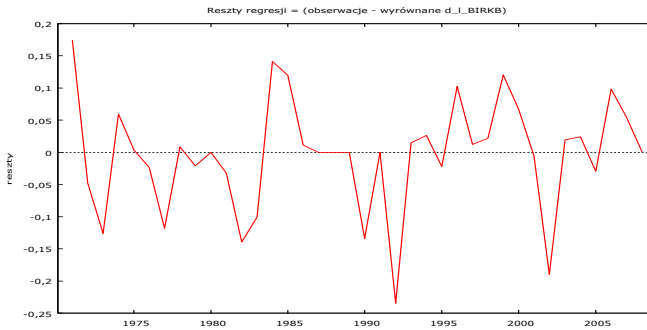
Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey–Collier $t(28) = 0,228119$

z wartością $p = P(t(28) > 0,228119) = 0,821211$





Źródło: Obliczenia własne.

Z kolei realne bieżące nakłady na B+R transferowane z zagranicy uzależniono od łącznego PKB wyróżnionych 6 krajów OECD (XW_t). Stanowi to daleko idące uproszczenie polegające na przyjęciu założenia, iż stopy wzrostu gospodarczego wyróżnionych krajów są zbliżone.

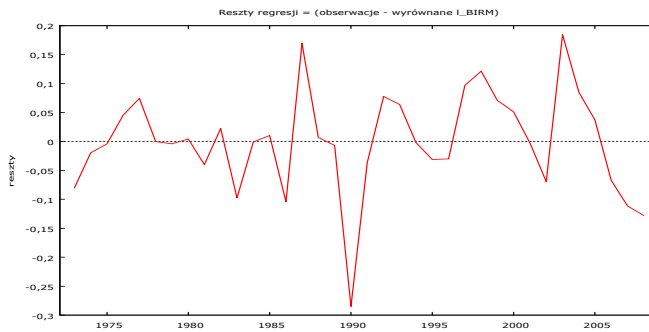
Tablica 19. Nakłady na B+R transferowane z zagranicy (RD)

LBIRMLO = D0181

- + LOG(XW) * D0182
- + LOG(XW) * U8289 * D0183
- + U78 * D0184
- + U7980 * D0185
- + U8889 * D0186
- + U9396 * D0187
- + U0308 * D0188

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
D0181	-24,8925	1,81805	-13,6918	<0,00001	***
D0182	2,1222	0,111877	18,9691	<0,00001	***
D0183	-0,0484665	0,00301261	-16,0878	<0,00001	***
D0184	-0,947537	0,104424	-9,0739	<0,00001	***
D0185	-0,3366	0,0767312	-4,3867	0,00015	***
D0186	0,295038	0,0822295	3,5880	0,00125	***
D0187	0,244061	0,0582074	4,1930	0,00025	***
D0188	-0,392179	0,0671744	-5,8382	<0,00001	***

Średn. arytm. zm. zależnej	9,478871	Odch. stand. zm. zależnej	0,653101
Suma kwadratów reszt	0,273248	Błąd standardowy reszt	0,098787
Wsp. determ. R-kwadrat	0,981697	Skorygowany R-kwadrat	0,977121
F(7, 28)	214,5405	Wartość p dla testu F	1,34e-22
Logarytm wiarygodności	36,77434	Kryt. inform. Akaike'a	-57,54869
Kryt. bayes. Schwarz	-44,88054	Kryt. Hannana-Quinna	-53,12716
Autokorel. reszt – rho1	0,177557	Stat. Durbina-Watsona	1,582687



Źródło: Obliczenia własne.

Dla zagranicznych nakładów na B+R otrzymanych przy założeniu, iż wagi krajów są proporcjonalne do udziału w imporcie ($BIRM_t$) otrzymano wysoką długookresową elastyczność rzędu 2,1, krótkookresowa była nieznacznie wyższa.

Tablica 20. Nakłady na B+R transferowane z zagranicy (RK)

$$\begin{aligned}
 \text{PLBIRM} = & (\text{LOG}(\text{BIRM}(-1)) - \text{LOG}(\text{BIRMLO}(-1))) * \text{D0191} \\
 & + (\text{LOG}(\text{XW}) - \text{LOG}(\text{XW}(-1))) * \text{D0192} \\
 & + (\text{LOG}(\text{XW}) - \text{LOG}(\text{XW}(-1))) * \text{U8289} * \text{D0193} \\
 & + \text{U78} * \text{D0194} \\
 & + \text{U79} * \text{D0195} \\
 & + \text{U81} * \text{D0196} \\
 & + \text{U82} * \text{D0197};
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
D0191	-0,413013	0,210892	-1,9584	0,06021	*
D0192	2,22746	0,621488	3,5841	0,00127	***
D0193	-0,0129776	0,00635307	-2,0427	0,05060	*
D0194	-0,994565	0,105546	-9,4231	<0,00001	***
D0195	0,604108	0,104202	5,7975	<0,00001	***
D0196	0,29349	0,103066	2,8476	0,00816	***
D0197	-0,524097	0,145165	-3,6103	0,00118	***

Średn. arytm. zm. zależnej	0,035928	Odch. stand. zm. zależnej	0,268097
Suma kwadratów reszt	0,296951	Błąd standardowy reszt	0,102983
Wsp. determ. R-kwadrat	0,880692	Skorygowany R-kwadrat	0,855127
F(7, 28)	29,52679	Wartość p dla testu F	2,61e-11
Logarytm wiarygodności	33,80403	Kryt. inform. Akaike'a	-53,60806
Kryt. bayes. Schwarza	-42,72062	Kryt. Hannana-Quinna	-49,84972
Autokorel. reszt – rho1	0,230896	Stat. Durbina-Watsona	1,528225

Test White'a na heteroskedastyczność reszt (zmiennność wariancji resztowej) –

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 12,4314

z wartością p = P(Chi-kwadrat (12) > 12,4314) = 0,411686

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat (2) = 5,26149

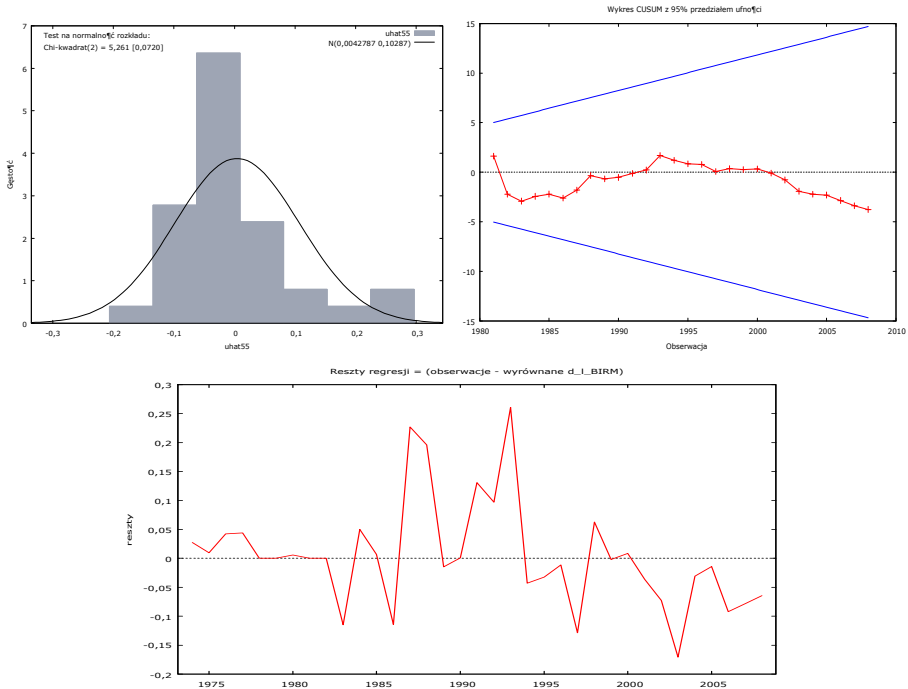
z wartością p = 0,0720247

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey–Collier $t(27) = -0,710836$

z wartością p = $P(t(27) > -0,710836) = 0,483282$



Źródło: Obliczenia własne.

Dla nakładów na B+R uwzględniających w transferze kapitału wiedzy udziały towarów o różnym poziomie technicznym ($BIRT_t$) policzono relacje oparte na tempach wzrostu, co przyniosło ocenę elastyczności bliską 0,8.

Tablica 21. Nakłady na B+R transferowane z zagranicy ważone udziałami importu wg. poziomu technicznego (RK)

$$\begin{aligned}
 \text{PLBIRT} = & (\text{LOG}(XW) - \text{LOG}(XW(-1))) * \text{D0201} \\
 & + \text{U93} * \text{D0202} \\
 & + \text{U00} * \text{D0203} \\
 & + \text{U01} * \text{D0204} \\
 & + \text{U06} * \text{D0205} \\
 & + \text{U07} * \text{D0206};
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
D0201	0,798078	0,269592	2,9603	0,01428	**
D0202	0,330302	0,0312828	10,5586	<0,00001	***
D0203	0,0782492	0,0310852	2,5172	0,03053	**
D0204	-0,168265	0,03242	-5,1902	0,00041	***
D0205	-0,100812	0,0317379	-3,1764	0,00988	***
D0206	-0,0936965	0,0322669	-2,9038	0,01573	**

Średn. arytm. zm. zależnej	0,015904	Odch. stand. zm. zależnej	0,106036
Suma kwadratów reszt	0,009637	Błąd standardowy reszt	0,031044
Wsp. determ. R-kwadrat	0,944198	Skorygowany R-kwadrat	0,916297
F(6, 10)	28,20093	Wartość p dla testu F	0,000010
Logarytm wiarygodności	36,61481	Kryt. inform. Akaike'a	-61,22961
Kryt. bayes. Schwarz	-56,59408	Kryt. Hannana-Quinna	-60,99223
Autokorel. reszt – rho1	0,046329	Stat. Durbina-Watsona	1,886067

Test White'a na heteroskedastyczność reszt (zmiennosc wariacji resztowej) –

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 4,58058

z wartością $p = P(\text{Chi-kwadrat}(6) > 4,58058) = 0,598616$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat (2) = 5,34411

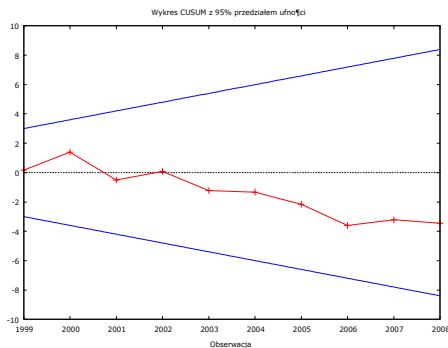
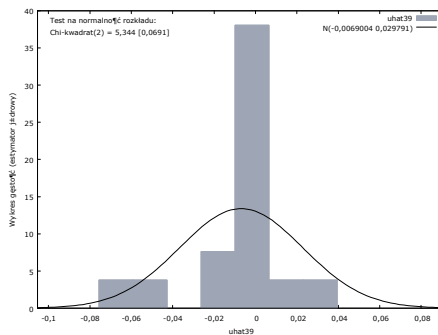
z wartością $p = 0,0691099$

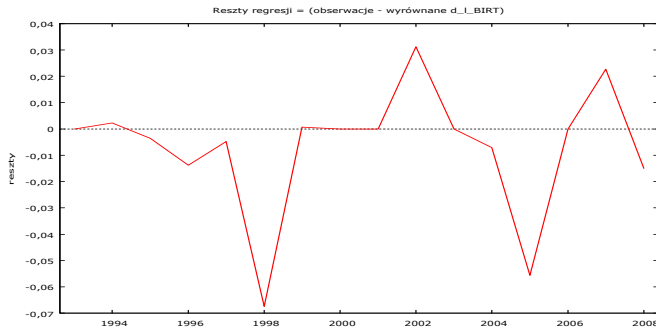
Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey–Collier $t(9) = -1,09053$

z wartością $p = P(t(9) > -1,09053) = 0,303813$





Źródło: Obliczenia własne.

8. Równania kapitału ludzkiego

Efekty postępu technicznego **ucieleśnionego w pracujących**, tj. **kapitału ludzkiego** odwzorowują mierniki kapitału ludzkiego. Efekt ten w przeliczeniu na pracującego, równy $HKLZ_t$, pozwala wyznaczyć łączny zasób kapitału ludzkiego $NKLZ_t$ jako:

$$NKLZ_t = HKLZ_t * N_t. \tag{16}$$

gdzie:

N_t – liczba pracujących.

Oszacowanie kapitału ludzkiego sprowadza się w modelu do wyznaczenia ważonej sumy liczby pracujących w trzech grupach wykształcenia: podstawowego, średniego i wyższego. Wagi te wyznaczono przyjmując dwa warianty. W pierwszym jako wagi przyjęto liczbę lat kształcenia, S_i , odniesioną do liczby lat kształcenia w szkołach podstawowych. Tak zdefiniowany kapitał ludzki odwzorowuje łączną znormalizowaną liczbę lat kształcenia:

$$NKLS_t = \sum_{i=0}^2 (S_i / S_0) N_{it}, \tag{17}$$

gdzie $S_2 / S_0 = 2$, $S_1 / S_0 = 1,5$.

Stąd kapitał ludzki na pracującego jest równy:

$$HKLS_t = NKLS_t / N_t = \sum_{i=0}^Z (S_i / S_0)(N_{it} / N_t). \quad (18)$$

W drugim wariancie przyjętym ostatecznie w modelu w charakterze wag zastosowano relacje wynagrodzeń przeciętnych ZB_t , względem wynagrodzeń osób z wykształceniem podstawowym, ZB_0 (por. Mulligan, Sala i Martin [1997]). Relacje te otrzymano na podstawie wyników badań wynagrodzeń za rok 2006. Kapitał ludzki odwzorowujący łączną znormalizowaną sumę realnych wynagrodzeń dany jest wzorem:

$$NKLZ_t = \sum_{i=0}^2 (ZB_i / ZB_0) N_{it}, \quad (19)$$

gdzie $ZB_2 / ZB_0 = 2,0$ oraz $ZB_1 / ZB_0 = 1,2$.

Stąd kapitał ludzki na pracującego

$$HKLZ_t = NKLZ_t / N_t = \sum_{i=0}^2 (ZB_i / ZB_0)(N_{it} / N_t). \quad (20)$$

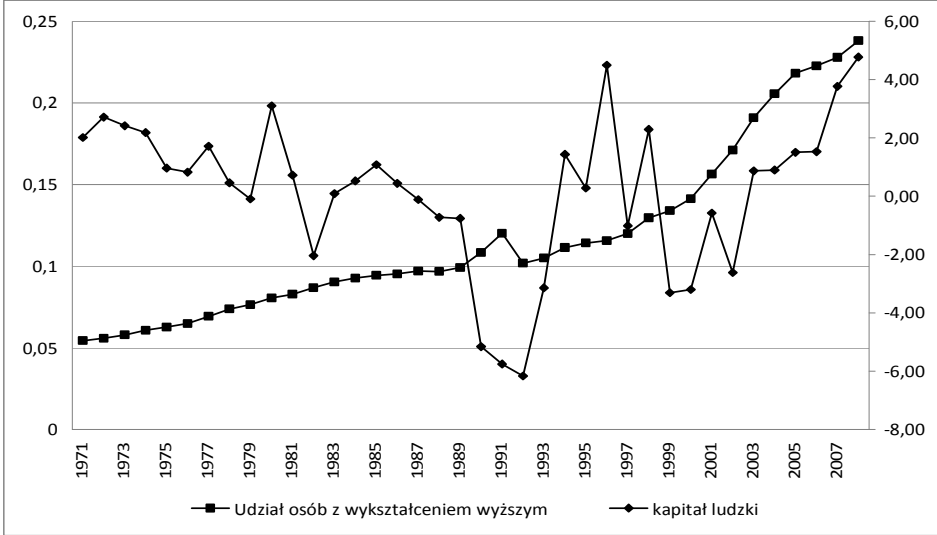
Generowanie kapitału ludzkiego w modelu symulacyjnym odbywa się na drodze rekurencyjnej. Poziom kapitału ludzkiego w okresie t można otrzymać, odejmując od kapitału wyjściowego kapitał, który uległ deprecjacji (przedawnieniu) według stopy przyjętej przez analogię do kapitału rzeczowego na poziomie $\delta = 0,05$ oraz dodając kapitał nowy, tj. inwestycje w człowieka, zależne od przyrostu liczby pracujących w odpowiednich kategoriach wykształcenia. Mamy:

$$HKLZ_t = (1 - 0.05)HKLZ_{t-1} + \sum_{i=0}^2 (ZP_i / ZP_0) \Delta(N_{it} / N_t), \quad (21)$$

Jednakże w związku z tym, iż nie udało się oszacować efektów wzrostu doświadczenia zawodowego (*learning by doing*) przyjęto, iż jest on w przybliżeniu równy efektowi deprecjacji; we wzorze powyższym zignorowano więc ten ostatni.

Dalsze postępowanie prowadzące do otrzymania oczekiwanej liczby osób pracujących w poszczególnych grupach wykształcenia, liczby absolwentów i studentów odpowiednich typów szkół przedstawiono poniżej. Nie będziemy

jednak wchodzić w szczegóły odsyłając czytelnika do analiz, w których przedstawiono odpowiednie równania stochastyczne oraz tożsamości. (por. prace W. Welfe, red. [2001]. W. Welfe i in. [2002]).



Rys. 4. Procentowe tempa zmian kapitału ludzkiego (oś prawa) oraz udział ludności z wykształceniem wyższym (oś lewa)

Źródło: Opracowanie własne.

Problem sprowadza się więc do oszacowania liczebności pracujących w wyróżnionych grupach wykształcenia – podstawowym (PO), średnim (SR) i wyższym (WY). Generuje się je od strony podażowej.

W pierwszym kroku na podstawie równań stochastycznych zostaje ustalona relacja między liczbą pracujących z i -tym wykształceniem a liczbą absolwentów zgodnie z równaniem:

$$\ln N_{it} = \alpha_{oi} + \ln[(1 - 0.025)N_{i,t-1} + (1 - \alpha_{1i})AB_{it}] \tag{22}$$

gdzie

AB_{it} – liczba absolwentów szkół z i -tym poziomem wykształcenia;

α_{i2} – udział absolwentów kontynuujących naukę na poziomie $i + 1$.

Tak wyznaczone przyrosty pracujących według poziomu wykształcenia odwzorowuje podaż pracowników. Przyjęto, iż struktura popytu na pracujących w tym układzie jest zbieżna ze strukturą podaży, wprowadzając odpowiednie korekty. Założenie to wymaga jednak modyfikacji. Szanse uzyskania pracy dla

absolwentów szkół wyższych są niewątpliwie wyższe niż dla absolwentów szkół podstawowych.

W drugim kroku ustala się relacje między liczbą absolwentów szkół o i -tym poziomie, a liczbą uczniów ($STUD_{it}$) tych szkół uwzględniając typowy okres kształcenia:

$$\ln AB_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln \sum_j STUD_{ijt} \quad (23)$$

gdzie:

$j = 1, \dots, J$ – liczba lat kształcenia

Wreszcie, liczba uczniów zostaje określona przy użyciu oszacowanych współczynników scholaryzacji, uwzględniając egzogeniczną liczbę osób w ustalonych grupach wieku. Dotyczy to uczniów szkół podstawowych i średnich. Natomiast liczebność studentów szkół wyższych zostaje wyznaczona z podzielenia nakładów na szkolnictwo wyższe przez oszacowane koszty kształcenia ($KJAW_t$), będące malejącą funkcją trendu. Wydatki budżetu na edukację są funkcją wydatków bieżących budżetu państwa, zaś w przypadku nakładów finansowanych przez gospodarstwa domowe zależą od bieżących wydatków tych gospodarstw. Oszacowana elastyczność wydatków z budżetu państwa względem wydatków bieżących budżetu są równe 1,1 dla wydatków na szkolnictwo podstawowe i średnie, zaś 1,07 odnośnie wydatków na szkolnictwo wyższe. Wskazuje to, iż w długim okresie wydatki na edukację rosną szybciej niż wydatki bieżące budżetu państwa. Elastyczności wydatków gospodarstw domowych na szkoły wyższe są równe jedności.

9. Wyznaczanie produkcji potencjalnej w modelu W8D–2010

Oszacowanie parametrów funkcji łącznej produktywności czynników produkcji pozwoliło na wyznaczenie potencjalnych (od strony podaży) wielkości PKB przy alternatywnych założeniach dotyczących czynników jego wzrostu.

a) Wyróżniamy najpierw **potencjalny PKB**, XNK_t , **odpowiadający pełnemu wykorzystaniu środków trwałych**.

Wielkości te otrzymamy, podstawiając do funkcji produkcji (3) wielkości odpowiadające posiadanym zasobom środków trwałych oraz potencjalnej liczby pracujących, niezbędnej do pełnego ich uruchomienia NK_t . Wielkości potencjalnego zatrudnienia NK_t można wyznaczyć korzystając z oszacowanego poziomu technicznego uzbrojenia pracy (TUM_t). Mamy wówczas:

$$NK_t = KM_t / TUM_t \quad (24)$$

b) Dla wyznaczenia potencjalnego PKB zakładającego **pełne zatrudnienie** XNU potrzebne jest z kolei określenie pełnego zatrudnienia (NU). Często przyjmuje się, że jest ono równe podaży siły roboczej pomniejszonej o wielkość „naturalnego” bezrobocia UNA_t tj.

$$NU_t = NS_t - UNA_t \quad (25)$$

Oszacowanie wielkości „naturalnego” bezrobocia wymagało dodatkowych studiów zmierzających do określenia wielkości frykcyjnego bezrobocia. Uzyskane wyniki pozwalają na przyjęcie założenia, że wielkość stopy tego bezrobocia kształtuje się na poziomie około 5%.

Wyznaczenie efektywnej produkcji wymaga porównania produkcji potencjalnej, określonej według powyższych zasad z produkcją określoną przez popyt finalny. W tym celu można wykorzystać uogólnioną zasadę minimum. **Efektywny PKB** byłby „wypadkową” trzech składników: potencjalnej produkcji XD_t , XNK_t , XNU_t , gdzie XD_t – produkcja określona od strony popytu. Mamy wówczas:

$$X_t = (XD_t^{-\rho} + XNK_t^{-\rho} + XNU_t^{-\rho})^{-1/\rho} \quad (26)$$

Sposób oszacowania parametru ρ , którego odwrotność jest nazywana współczynnikiem wymieszania (ang. *mismatch*), podano w naszych wcześniejszych pracach. (por. W. Welfe, red. [2004]).

Dla ostatnich dziesięcioleci można było przyjąć, iż produkcja efektywna jest równa wielkości popytu, tj. $X_t = XD_t$.

W wyniku powyższych obliczeń można wyznaczyć charakterystyki **stopnia wykorzystania potencjału produkcyjnego** w dwóch wariantach określonych wyżej. Najbardziej ogólny określa relację między PKB wytworzonym, X_t , a potencjalnym zakładającym pełne wykorzystanie aparatu produkcyjnego, XK_t :

$$WWMNK = X_t / XNK_t. \quad (27)$$

Alternatywny współczynnik $WWMNU_t$ określa relację pomiędzy PKB wytworzonym a potencjalnym przyjmującym pełne zatrudnienie.

Współczynniki te w analizach symulacyjnych winny zastąpić ich aproksymację, jaką był stopień wykorzystania czasu pracy pracujących WN_t .

W dalszej kolejności mogą być analizowane relacje pomiędzy dynamiką potencjalnego PKB a czynnikami jego wzrostu, m. in. *TFP*, z uwzględnieniem efektów wzrostu kapitału ludzkiego i nakładów na B+R.

Literatura

- Aghion P., Howitt P., [1998], *Endogenous Growth Theory*, MIT Press, Cambridge MA.
- Barro, R.J., Lee J.W., [1996], *International Measures of Schooling Years and Schooling Quality*, "American Economic Review, Papers and Proceedings", vol. 86/2, s. 218–223.
- Barro, R. J., [2001], *Human Capital and Growth*, "American Economic Review, Papers and Proceedings", vol. 91/2, s. 12–17.
- Bassanini, A., Scarpetta S., [2001], *Does Human Capital Matter for Growth in OECD Countries?: Evidence from Pooled Mean-Group Estimate*, "OECD Economics Department Working Papers", No 282, OECD Publishing.
- Bayoumi T., Coe D.T., Helpman E., [1999], *R&D Spillovers and Global Growth*, "Journal of International Economics", vol. 47, s. 399–428.
- Benhabib, J., Spiegel M. M., [1994], *The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country and Regional U.S. Data*, "Journal of Monetary Economics", vol. 34/2, s. 143–173.
- Borensztein E., De Gorgio J., Lee J. W., [1998], *How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?*, "Journal of International Economics", vol. 45, s. 115–135.
- Cameron G., Proudman J., Redding S., [2005], *Technological Convergence, R&D, Trade and Productivity Growth*, "European Economic Review", vol. 49, s. 775–807.
- Cincera M., van Pottelsberghe de la Potterie B., [2001], *International R&D Spillovers, A Survey*, "Cahiers Economiques de Bruxelles", vol. 169, 1, s. 1–20.
- Coe D.T., Helpman E., [1995], *International R&D Spillovers*, "European Economic Review", vol. 39, s. 859–887.
- Engelbrecht H.J., [1997], *International Spillovers, Human Capital and Productivity in OECD Economies. An Empirical Investigation*, "European Economic Review" vol.41, s. 1479–1488.
- Engelbrecht, H.J., [2002], *Human Capital and International Knowledge Spillovers in TFP Growth of a Sample of Developing Countries: an Exploration of Alternative Approaches*, "Applied Economics", vol. 34, s. 831–41.
- Florczak W., Welfe W., [2000], *Wyznaczanie potencjalnego PKB, łącznej produktywności czynników produkcji*, "Gospodarka Narodowa", nr. 11–12, s.10–55.
- Fuente de la, A., [2004]. *Human Capital and Growth: Some Results for the OECD*, [w:] *Current Issues of Economic Growth*, Proceedings of OeNB Workshops no. 2, Vienna.
- Jaffe A., Trajtenberg M., Henderson R., [1993], *Geographic Localization of Knowledge Spillovers as Evidenced by Patent Citations*, "Quarterly Journal of Economics", August, s. 577–598.
- Lee G., [2005], *Direct versus Indirect International R&D Spillovers*, "Information Economics and Policy", vol. 17, s. 334–348.
- Le, T., Gibson J., Oxely L., [2003], *Cost- and Income-Based Measures of Human Capital*, "Journal of Economic Surveys", vol. 17. nr 3, s. 271–307.
- Leszkiewicz-Kędzior K., Welfe W., [w druku], *Szacunek naturalnej stopy bezrobocia dla Polski*, w: „Acta UŁ, Folia Oeconomica”, Wydawnictwo UŁ.

- Lichtenberg F.R., Van Pottelsberghe de la Potterie B., [1998], *Does Foreign Direct Investment Transfer Technology Across Borders*, "The Review of Economics and Statistics", vol. 83, s. 490–497.
- MacGarvie M., [2005], *The Determinants of International Knowledge Diffusion as Measured by Patent Citations*, "Economic Letters", vol. 87, s. 121–126.
- Maudos J., Pastor J.M., Serrano L., [1999], *Total Factor Productivity Measurement and Human Capital in OECD Countries*, "Economic Letters", vol. 63, s. 39–64.
- Milo W., Szafrński G., [2006], *Uwagi na temat pomiaru kapitału ludzkiego*, w: A. Zeliaś. (red.), *Przestrzenno–czasowe modelowanie i prognozowane zjawiska gospodarczych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, s. 81–98.
- Mincer J., [1970], *The Distribution of Labour Incomes: A Survey. with Special Reference to Human Capital Approach*, "Journal of Economic Literature", VIII (1), March, s. 1–26.
- Mulligan C.B., Sala-i-Martin X., [1997], *A Labour Income–Based Measure of the Value of Human Capital: An Application to the States of the United States*, "Japan and the World Economy", vol. 9/2, s. 159–191.
- Peretto P., Smulder S., [2002] *Technological Distance, Growth and Scale Effects*, "The Economic Journal" vol. 112, s. 603–624.
- Romer, P.M., [1990], *Human Capital and Growth: Theory and Evidence*, "Carnegie–Rochester Conference Series on Public Policy", vol. 32, s. 251–286.
- Solow R., [1957], *Technical Change and Aggregate Production Function*, "Review of Economics and Statistics", vol. 39, s. 312–320.
- Welfe W., [1992], *Ekonometryczne modele gospodarki narodowej Polski, PWE*, Warszawa.
- Welfe W., [2000], *Empiryczne modele wzrostu gospodarczego*, "Ekonomista", nr 4, s. 483–499.
- 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, nr. 1–2, s. 94–115.
- Welfe W., Florczak W., Sabanty L., [2002], *Kapitał ludzki i jego endogenizacja*, "Przegląd Statystyczny", vol. 50, nr. 2, s. 7–36.
- Welfe W. (red.), [2004], *Długookresowy, makroekonometryczny model W8D-2002 gospodarki polskiej*, Acta UŁ, Folia Oeconomica 172, Wydawnictwo UŁ, Łódź.
- Xu B., Wang J., [1999], *Capital Goods Trade and R&D Spillovers in the OECD*, "Canadian Journal of Economics", vol. 32,5, s. 1258–1274.

Waldemar Florczak, Iwona Świeczewska

Władysław Welfe

MODELLING OF THE PRODUCTION PROCESS IN THE MACROECONOMETRIC MODEL W8D-2010

Abstract

This article presents the main aspects related to the modeling of the production process in the simulation model W8D–2010 for the Polish economy. The neoclassical production function adopted in this model assumes full utilization of the production factors. This means that the starting point for estimating the value of potential output induces comprehensive explanation of changes in the production factors: labor, capital and the changes in technology. Technology is represented by changes in the total factor productivity (TFP). The main determinants of TFP changes are stocks of the knowledge and human capital, as well as the stocks of knowledge transferred from abroad with respect to various channels of this transfer.