

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

POPYT FINALNY W MODELU W8D-2010

Streszczenie. W artykule zaprezentowano specyfikację równań objaśniających główne składowe popytu finalnego, tj. popyt konsumpcyjny gospodarstw domowych, popyt konsumpcyjny instytucji publicznych, popyt na dobra inwestycyjne, popyt na przyrost zapasów i rezerw oraz eksport i import. Do modelowania konsumpcji indywidualnej zastosowano dwa podejścia. W pierwszym wariancie założono, iż gospodarstwa domowe orientują się wyłącznie na bieżące dochody realne, podczas gdy drugi wariant oparto na hipotezie cyklu życia, zgodnie z którą gospodarstwa domowe orientują się również na dochód oczekiwany. W równaniach objaśniających popyt na dobra inwestycyjne wykorzystano zasadę akceleratora oraz wprowadzono w roli zmiennej objaśniającej realny koszt uzyskania inwestycji. Podjęto także próbę objaśnienia popytu inwestycyjnego ryzykiem inwestycyjnym, wprowadzając do modelu kilka alternatywnych jego miar. Najlepsze rezultaty otrzymano dla przypadku, gdy ryzyko wyrażone zostało jako udział deficytu Polski w PKB. Natomiast równania eksportu i importu zostały zdefiniowane w tradycyjny sposób, wykorzystując relatywne ceny.

1. Wprowadzenie

Poniżej przedstawiamy specyfikację głównych równań dotyczących generowania popytu finalnego (por. Klein i in. [1999]). W zasadzie sprowadza się to do wyłożenia podstawowych argumentów wywodzących się z teorii ekonomicznej, jak i wynikających z ograniczonej dostępności danych. Pragnąc zachować zwięzłość wywodu, w kwestiach dotyczących szczegółów specyfikacji równań będziemy odsyłać czytelnika do wcześniejszych prac (por. Welfe, Welfe [1996], Welfe (red.) [2001, 2004, 2007, 2009]). Jednakże w odniesieniu do funkcji konsumpcji oraz inwestycji, gdzie proponujemy nowe ujęcia, wywody będą mieć charakter szczegółowy.

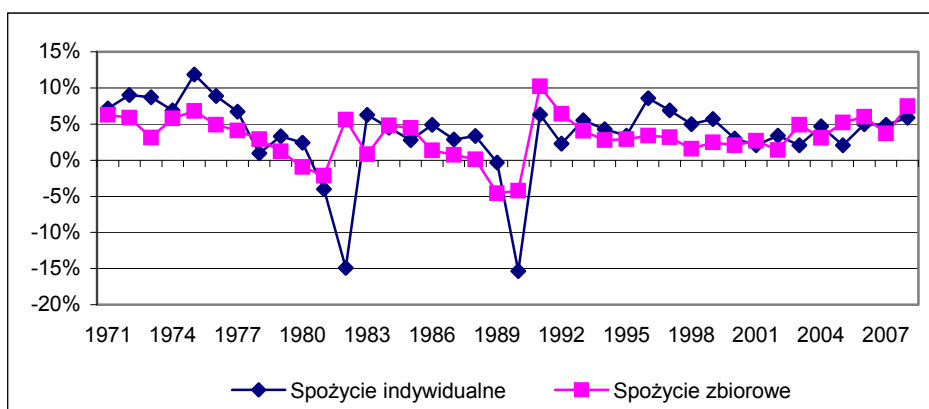
^{*} Mgr, Katedra Modeli i Prognoz Ekonometrycznych UŁ.

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

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

2. Funkcja popytu konsumpcyjnego

Popyt konsumpcyjny w okresie próby odznaczał się pozytywnymi tempami wzrostu. Od rozpoczęcia transformacji wahają się one od 2% w okresach recesji do 8% w okresach ożywienia (por. wykres 1). W okresie gospodarki centralnie planowanej, tj. do 1990 r., realizacja popytu konsumpcyjnego była ograniczona występowaniem niedoborów towarów. Natomiast w latach późniejszych można było przyjąć, iż popyt konsumpcyjny miał szanse realizacji. Jednakże, zwłaszcza w okresach poprzedzających i następujących po recesjach, jakie wystąpiły na przełomie lat 70-tych i 80-tych oraz 80-tych i 90-tych, decyzje gospodarstw domowych były podejmowane w warunkach wysokiej niepewności.



Wykres 1. Procentowe tempa wzrostu spożycia indywidualnego i zbiorowego w c.s. z 1995 r.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie Roczników Statystycznych GUS.

Rzutowało to na przyjętą specyfikację funkcji konsumpcji w poprzednich wersjach modeli. Przyjmowano, że zasadnicza część gospodarstw domowych podejmuje decyzje w warunkach występowania bieżącego ograniczenia, czy to dochodów realnych, czy to realnych funduszy nabywczych, tj. dochodów powiększonych o możliwości kredytowe (income or credit constrained). Stąd też w charakterze podstawowej zmiennej objaśniającej przyjmowano bieżące realne dochody pozostające do dyspozycji gospodarstw domowych $YDIS_t$, zaś w aktualnej wersji modelu dochody te powiększono o przyrost netto kredytów konsumpcyjnych ($\Delta BZNPP_t / PY_t$), tj. definiując realny fundusz nabywczy.

Jednakże, dość wcześnie zauważono, iż gospodarstwa domowe starały się w ostatnich latach wprowadzać elementy racjonalności, orientując się na rozmiary

dochodu permanentnego. Motywację tę w pewnym zakresie odwzorowuje przyjęcie jako dodatkowej zmiennej objaśniającej zasobów majątkowych zgromadzonych przez gospodarstwa domowe (por. Muellbauer, Lattimore [1995]). Ograniczona dostępność danych sprawiła, iż w charakterze tej zmiennej przyjęto realną wartość zasobów finansowych SAV_t . Wydawało się przy tym zasadne wprowadzenie warunku homogeniczności dla dochodów przeszłych, reprezentowanych przez zasoby finansowe, i dochodów bieżących.

Zapoczątkowanie transformacji do gospodarki rynkowej zwiększyło wrażliwość gospodarstw domowych na zmiany oprocentowania depozytów, reprezentujących przyszłą konsumpcję, konkurencyjną wobec bieżącej. Przeto w charakterze zmiennej objaśniającej wprowadzono od 1984 r. stopę oprocentowania depozytów. Podobnie jak w wielu innych krajach okazało się, że to nie realne, lecz nominalne stopy procentowe mają decydujące znaczenie (iluzja pieniądza). Tylko przy takiej specyfikacji otrzymywano ekonomicznie akceptowalne, ujemne oceny parametrów przy tej zmiennej.

Specyfikację powyższą utrzymano w obecnej wersji modelu. Wyniki oszacowań przedstawiono w tablicach 1 i 2.

Tablica 1. Spożycie indywidualne (RD)

LCLO = K0391

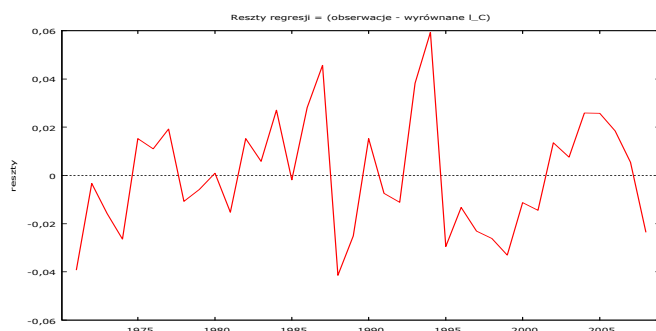
$$\begin{aligned} &+ \text{LOG}(\text{YDIS} + (\text{BZNPP} - \text{BZNPP}(-1))/\text{PY}) * \text{U7090} * \text{K0392} \\ &+ \text{LOG}(\text{YDIS} + (\text{BZNPP} - \text{BZNPP}(-1))/\text{PY}) * (1 - \text{U7090}) * \text{K0393} \\ &+ \text{LOG}(\text{SAV}) * (1 - \text{U7090}) * \text{K0394} \\ &+ (\text{RKFR} * 100) * (1 - \text{U7084}) * \text{K0395} \\ &+ \text{U7277} * \text{K0396} \\ &+ \text{U8182} * \text{K0397} ; \end{aligned}$$

Restrykcja:

K0393 + K0394 = 1

Statystyka testu: $F(1, 31) = 4,05454$, z wartością $p = 0,0528035$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0391	0,0897613	0,0442163	2,0300	0,05073	*
K0392	0,993826	0,00383118	259,4044	<0,00001	***
K0393	0,865492	0,0492368	17,5782	<0,00001	***
K0394	0,134508	0,0492368	2,732	0,0102	**
K0395	-0,00149983	0,000242873	-6,1754	<0,00001	***
K0396	-0,0467499	0,0141532	-3,3031	0,00236	***
K0397	-0,063622	0,0213457	-2,9806	0,00546	***
Średn. arytm. zm. zależnej	6,721114		Odch. stand. zm. zależnej	5,637429	
Suma kwadratów reszt	0,024207		Błąd standardowy reszt	0,027504	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,999979		Skorygowany R-kwadrat	0,999976	
F(5, 32)	310877,0		Wartość p dla testu F	5,61e-74	
Logarytm wiarygodności	85,89539		Kryt. inform. Akaike'a	-159,7908	
Kryt. bayes. Schwarza	-149,9653		Kryt. Hannana-Quinna	-156,2949	
Autokorel. reszt - rho1	0,258490		Stat. Durbina-Watsona	1,475797	



W równaniu długookresowym elastyczność popytu konsumpcyjnego względem realnego, bieżącego funduszu nabywczego do roku 1990 oszacowano na poziomie 0,99. W latach następnych uwzględniono efekty majątku finansowego SAV_t , wprowadzając restrykcję homogeniczności. Długookresowa elastyczność względem dochodów realnych (funduszu nabywczego) wyniosła 0,87, a stąd elastyczność względem majątku finansowego wyniosła 0,13 (a więc okazała się znacznie wyższa niż w krótszej próbie 0,05). Długookresowa elastyczność względem stopy oprocentowania depozytów jest ujemna, niewielka co do wartości bezwzględnej, jednak statystycznie istotna.

Tablica 2. Spożycie indywidualne (RK)

$$\begin{aligned}
 PLC = & (\text{LOG}(C(-1)) - \text{LOG}(CLO(-1))) * K0401 \\
 & + (\text{LOG}(YDIS + (BZNPP - BZNPP(-1))/PY) \\
 & - \text{LOG}(YDIS(-1) + (BZNPP(-1) - BZNPP(-2))/PY(-1))) * K0402 \\
 & + (\text{LOG}(SAV) * (1 - U7090) - \text{LOG}(SAV(-1)) * (1 - U7090(-1))) * K0403 \\
 & + ((RKFR * 100) * (1 - U7084) - (RKFR(-1) * 100) * (1 - U7084(-1))) * K0404 \\
 & + U81 * K0405 ;
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0401	-0,512646	0,19943	-2,5706	0,01501	**
K0402	0,798938	0,0656376	12,1720	<0,00001	***
K0403	-0,00700034	0,00303116	-2,3095	0,02753	**
K0404	-0,0015492	0,000403557	-3,8389	0,00055	***
K0405	-0,0757197	0,0270363	-2,8007	0,00858	***
Średn. arytm. zm. zależnej	0,033196	Odch. stand. zm. zależnej	0,055309		
Suma kwadratów reszt	0,023100	Błąd standardowy reszt	0,026868		
Wsp. determ. R-kwadrat	0,846920	Skorygowany R-kwadrat	0,827785		
F(5, 32)	35,40808	Wartość p dla testu F	3,88e-12		
Logarytm wiarygodności	84,00791	Kryt. inform. Akaike'a	-158,0158		

Kryt. bayes. Schwarza	-149,9612	Kryt. Hannana-Quinna	-155,1762
Autokorel.reszt - rho1	0,193647	Stat. Durbina-Watsona	1,598540

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 17,1948

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(14) > 17,1948) = 0,245943$

Test na normalność rozkładu reszt -

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 5,11492

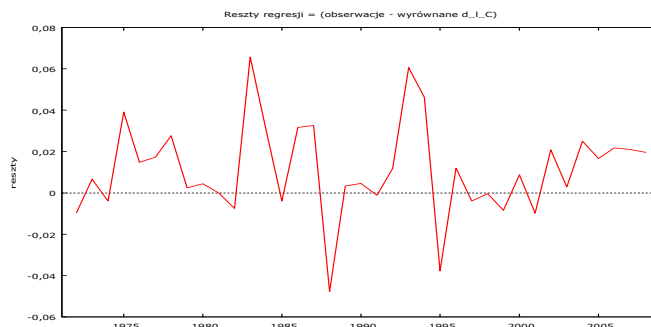
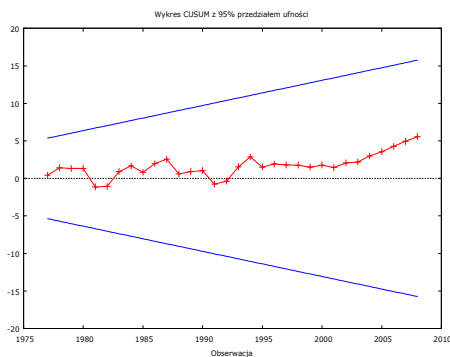
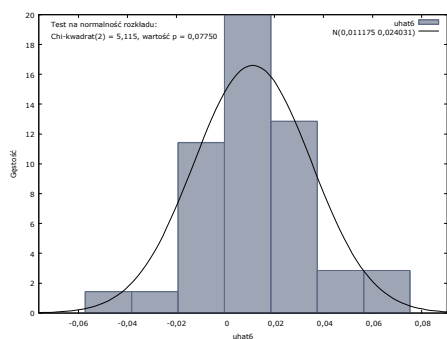
z wartością $p = 0,0775015$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu -

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(31) = 0,984884$

z wartością $p = P(t(31) > 0,984884) = 0,332306$



Oszacowania parametrów otrzymane dla równania krótkookresowych dostosowań nie różnią się, gdy chodzi o zakres zmiennych od równania długookresowego. Ocena parametru korekty błędem (-0,51) wskazuje na występowanie umiarkowanie szybkich dostosowań do trajektorii długookresowej. Efekty przy-

rostu realnych dochodów bieżących są niższe (elastyczność 0,8), majątku finansowego małe i ujemne ($-0,007$), przy czym nie zdecydowano się zachować warunków homogeniczności. Elastyczności względem stopy oprocentowania depozytów nie różnią się niemal wcale.

W ostatnim okresie można było przyjąć, że coraz większy odsetek, raczej zamożnych, gospodarstw domowych opiera swe decyzje na racjonalnych przewidywaniach, antycypujących realne dochody jakie gospodarstwa te spodziewają się otrzymać do końca życia (life cycle hypothesis) (por. Modigliani [1975]).

Funkcja konsumpcji będzie więc w takim przypadku, zgodnie z sugestią Campbella i Mankiwa [1991], złożeniem popytu konsumpcyjnego gospodarstw domowych orientujących się wyłącznie na bieżące dochody realne (liquidity constrained) oraz gospodarstw domowych postępujących „racjonalnie”, tj. orientujących się na spodziewany dochód, uwzględniający zarobki do końca życia LCI_t .

Wysokość tego dochodu została oszacowana w pracy Leszkiewicz-Kędzior, Welfe [2012]. Długookresowa funkcja konsumpcji odpowiadająca powyższej koncepcji otrzymała następującą postać:

$$\ln C_t^* = (1 - \lambda)(\delta + p) \ln(LCI_t + SAV_t) + \lambda \ln YDIS_t, \quad (1)$$

gdzie:

p – prawdopodobieństwo zgonu, przyjęte na poziomie 2%, co jest równoważne spodziewanej długości życia wynoszącej 50 lat (dotyczy osób w wieku 20 lat),

δ – stopa preferencji w czasie, przyjęta na poziomie 0,009 równym przeciętnej otrzymanej dla modelu QUEST (por. Roeger, in't Veld 1997).

λ – udział gospodarstw domowych ograniczonych ze względu na dochody.

Tablica 3. Spożycie indywidualne (wg hipotezy cyklu życia) (RD)

LCLO = K0411

+ (0,02 + 0,009) * LOG(LCI + SAV) * K0412
+ LOG(YDIS) * K0413
+ U8386 * K0414
+ U8991 * K0415
+ U0408 * K0416 ;

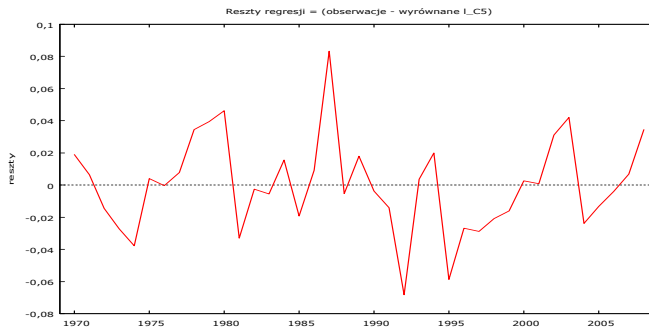
Restrykcja:

K0412 + K0413 = 1

Statystyka testu: $F(1, 33) = 2,6273$, z wartością $p = 0,114558$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0411	0,807267	0,234358	3,4446	0,00154	***
K0412	0,071329	0,0197964	3,603	0,0010	***
K0413	0,928671	0,0197964	46,9111	<0,00001	***
K0414	0,056475	0,0167634	3,3689	0,00189	***
K0415	-0,0873786	0,0188474	-4,6361	0,00005	***
K0416	0,0793942	0,0181654	4,3706	0,00011	***

Średn. arytm. zm. zależnej	11,85941	Odch. stand. zm. zależnej	0,305911
Suma kwadratów reszt	0,032521	Błąd standardowy reszt	0,030927
Wsp. determ. R-kwadrat	0,990855	Skorygowany R-kwadrat	0,989779
F(4, 34)	920,9615	Wartość p dla testu F	3,91e-34
Logarytm wiarygodności	82,90548	Kryt. inform. Akaike'a	-155,8110
Kryt. bayes. Schwarza	-147,4931	Kryt. Hannana-Quinna	-152,8266
Autokorel. reszt - rho1	0,214955	Stat. Durbina-Watsona	1,538221



Wyniki oszacowań dla długiego okresu przedstawiono w tabelicy 3. Wynika z nich, że udział gospodarstw domowych postępujących „racjonalnie” był równy jedynie ok. 7%. Wynik ten skłaniał nas do oszacowania krótkookresowej funkcji konsumpcji, akcentującej efekty opóźnień w dostosowaniach. Oszacowano parametry równania krótkookresowego:

$$\Delta \ln C_t = \beta_1 (\ln C_{t-1} - \ln C_{t-1}^*) + (1 - \beta_2)(\delta + p) \Delta \ln (LCI_t + SAV_t) + \beta_2 \Delta \ln YDIS_t. \quad (2)$$

Wyniki przedstawiono w tabelicy 4. Wynika z nich w szczególności, że udział gospodarstw zachowujących się racjonalnie, podniósł się w krótkim okresie do ponad 21%.

Rezultaty otrzymane dla obydwu hipotez były weryfikowane w procesie symulacji na modelu.

Tablica 4. Spożycie indywidualne (wg hipotezy cyklu życia) (RK)

$$\begin{aligned} \text{PLC} = & (\text{LOG}(\text{C}(-1)) - \text{LOG}(\text{CLO}(-1))) * \text{K0421} \\ & + (0,02 + 0,009) * (\text{LOG}(\text{LCI} + \text{SAV}) - \text{LOG}(\text{LCI}(-1) + \text{SAV}(-1))) * \text{K0422} \\ & + (\text{LOG}(\text{YDIS}) - \text{LOG}(\text{YDIS}(-1))) * \text{K0423} \\ & + \text{U7580} * \text{K0424} \\ & + \text{U89} * \text{K0425} \\ & + \text{U0204} * \text{K0426}; \end{aligned}$$

Restrykcja:

K0422 + K0423 = 1

Statystyka testu: $F(1, 32) = 0,0629028$, z wartością $p = 0,803569$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0421	-0,81886	0,122661	-6,6758	<0,00001	***
K0422	0,210826	0,0496464	4,247	0,0002	***
K0423	0,789174	0,0496464	15,8959	<0,00001	***
K0424	0,0259958	0,00871659	2,9823	0,00534	***
K0425	-0,0597567	0,0209337	-2,8546	0,00739	***
K0426	0,0408721	0,0123115	3,3198	0,00221	***

Średn. arytm. zm. zależnej	0,032966	Odch. stand. zm. zależnej	0,054624
Suma kwadratów reszt	0,014080	Błąd standardowy reszt	0,020656
Wsp. determ. R-kwadrat	0,907184	Skorygowany R-kwadrat	0,895934
F(5, 33)	64,50876	Wartość p dla testu F	4,53e-16
Logarytm wiarygodności	96,19191	Kryt. inform. Akaike'a	-182,3838
Kryt. bayes. Schwarza	-174,1959	Kryt. Hannana-Quinna	-179,4706
Autokorel. reszt - rho1	0,100262	Stat. Durbina-Watsona	1,704873

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 7,27711

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(11) > 7,27711) = 0,776219$

Test na normalność rozkładu reszt -

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 2,55791

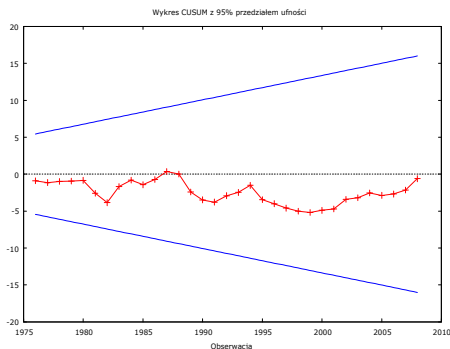
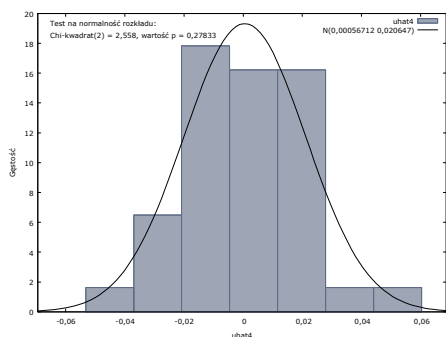
z wartością $p = 0,278327$

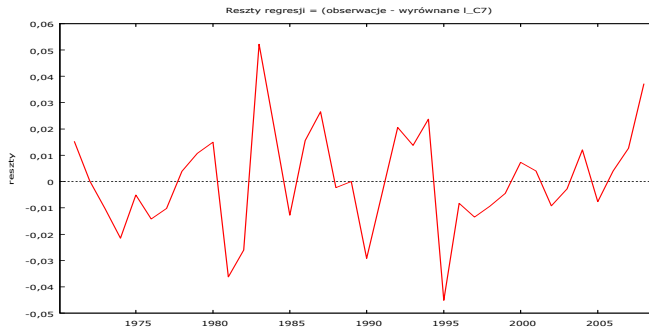
Test CUSUM na stabilność parametrów modelu -

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(32) = -0,105856$

z wartością $p = P(t(32) > -0,105856) = 0,916358$





3. Funkcja popytu na dobra konsumpcyjne nabywane przez instytucje publiczne

Popyt na dobra konsumpcyjne nabywane przez instytucje publiczne reprezentowany przez spożycie zbiorowe, G_t , odnosi się głównie do instytucji finansowanych z budżetu państwa. We wcześniejszych wersjach modeli W przyjmowano, że zależy on od wydatków budżetu przeznaczonych na cele bieżące. Jednakże, występowanie rosnących i zmiennych w czasie obciążeń budżetu z tytułu obsługi długu publicznego spowodowało, iż już w poprzedniej wersji modelu zdecydowano się abstrahować od tych obciążeń.

Przyjęto więc, iż popyt instytucji publicznych G_t zależy od wydatków budżetu na cele bieżące BCC_t , pomniejszonych o wysokość obciążeń z tytułu obsługi długu publicznego $BODP_t$, tj. $BCCP_t$, podzielonych przez odpowiedni deflator, PG_t . Uwzględniając, iż po 1990 r. zmieniła się znacząco struktura wydatków budżetu, a w szczególności zmalał udział dotacji, wzrosły dopłaty do systemu ubezpieczeń, przyjęto, iż krańcowy udział wydatków rzeczowych uległ *per saldo* zmianie. Wprowadzono więc odpowiednie zmienne interakcyjne, szacując długookresową elastyczność spożycia zbiorowego oddzielnie do roku 1989 i po tym okresie. Oszacowania nie różnią się znacząco – dla wcześniejszego okresu otrzymano 0,65, dla późniejszego 0,70. Jednakże, są one dalekie od jedności.

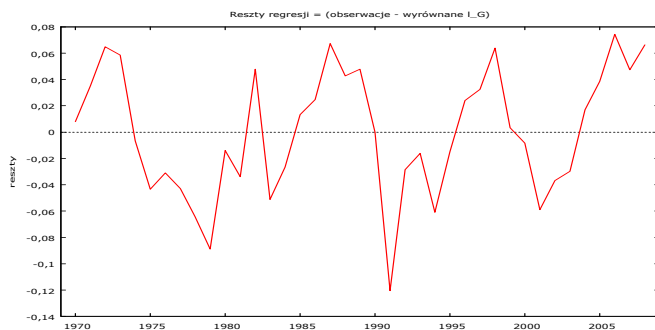
W procesie specyfikacji wyróżniono lata recesji 1980-1982 oraz rok 1990, w których to nastąpiła redukcja spożycia zbiorowego. W efekcie otrzymano oceny parametrów przedstawione w tablicy 5.

Tablica 5. Spożycie zbiorowe (RD)

LGLO = K0071

+ LOG((BCCP-BODP)/PG) * U7089 * K0072
 + LOG((BCCP-BODP)/PG) * (1-U7089) * K0073
 + U8082 * K0074
 + U90 * K0075
 + U9298 * K0076) ;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0071	3,43366	0,440921	7,7875	<0,00001	***
K0072	0,653472	0,0397398	16,4438	<0,00001	***
K0073	0,695611	0,0391737	17,7571	<0,00001	***
K0074	-0,262018	0,0374629	-6,9941	<0,00001	***
K0075	-0,344371	0,0540648	-6,3696	<0,00001	***
K0076	-0,155013	0,025007	-6,1988	<0,00001	***
Średn. aryt. zm. zależnej	10,92011	Odch. stand. zm. zależnej	0,296503		
Suma kwadratów reszt	0,087093	Błąd standardowy reszt	0,051373		
Wsp. determ. R-kwadrat	0,973930	Skorygowany R-kwadrat	0,969980		
F(5, 33)	246,5633	Wartość p dla testu F	3,98e-25		
Logarytm wiarygodności	63,69602	Kryt. inform. Akaike'a	-115,3920		
Kryt. bayes. Schwarza	-105,4107	Kryt. Hannana-Quinna	-111,8108		
Autokorel. reszt - rho1	0,542758	Stat. Durbina-Watsona	0,918109		



Wyznaczenie ocen parametrów równania krótkookresowych dostosowań okazało się interesujące i potwierdziło występowanie inercji, zwłaszcza gdy chodzi o wydatki na infrastrukturę. Wyniki podane w tablicy 6 wskazują, iż proces dostosowań był powolny. Krótkookresowa elastyczność okazała się niewielka (0,16). Liczne zmienne sztuczne wskazywały na duży stopień nieregularności wydatków, głównie na ich niedoszacowania.

Tablica 6. Spożycie zbiorowe (RK)

$PLG = (LOG(G(-1)) - LOG(GLO(-1))) * K0081$
 $+ (LOG((BCCP - BODP)/PG) - LOG((BCCP(-1) - BODP(-1))/PG(-1))) * K0082$
 $+ U7176 * K0083$
 $+ U80 * K0084$
 $+ U8288 * K0085$
 $+ U91 * K0086$
 $+ U99 * K0087$
 $+ U0408 * K0088$;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0081	-0,277589	0,0807975	-3,4356	0,00175	***
K0082	0,164203	0,0454674	3,6114	0,00110	***
K0083	0,0436376	0,00910644	4,7920	0,00004	***
K0084	-0,078552	0,021904	-3,5862	0,00117	***
K0085	0,0326427	0,00719936	4,5341	0,00009	***
K0086	0,127293	0,0203898	6,2430	<0,00001	***
K0087	0,0588915	0,0193817	3,0385	0,00489	***
K0088	0,0506483	0,00910883	5,5604	<0,00001	***
Średn. arytm. zm. zależnej	0,030926	Odch. stand. zm. zależnej	0,029686		
Suma kwadratów reszt	0,010422	Błąd standardowy reszt	0,018639		
Wsp. determ. R-kwadrat	0,848848	Skorygowany R-kwadrat	0,813579		
F(8, 30)	21,05946	Wartość p dla testu F	2,53e-10		
Logarytm wiarygodności	101,9075	Kryt. inform. Akaike'a	-187,8149		
Kryt. bayes. Schwarza	-174,7142	Kryt. Hannana-Quinna	-183,1538		
Autokorel. reszt - rho1	0,227900	Stat. Durbina-Watsona	1,506404		

Test White'a na heteroskedastyczność reszt (zmiennosć wariancji resztowej) -

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 7,46547

z wartością p = $P(\text{Chi-Square}(9) > 7,46547) = 0,588776$

Test na normalność rozkładu reszt -

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 1,12784

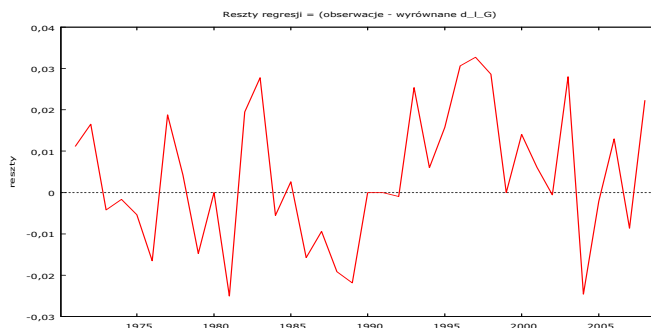
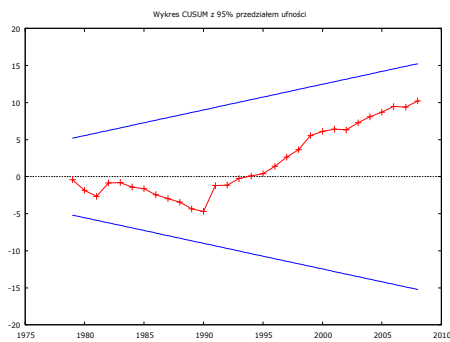
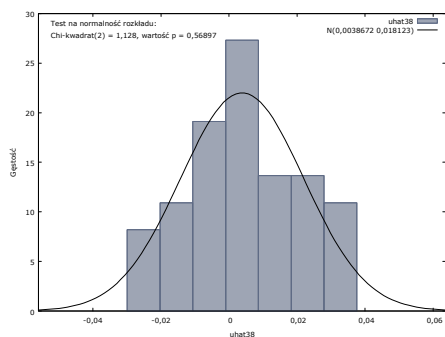
z wartością p = 0,568974

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu -

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(29) = 1,86725$

z wartością p = $P(t(29) > 1,86725) = 0,072005$

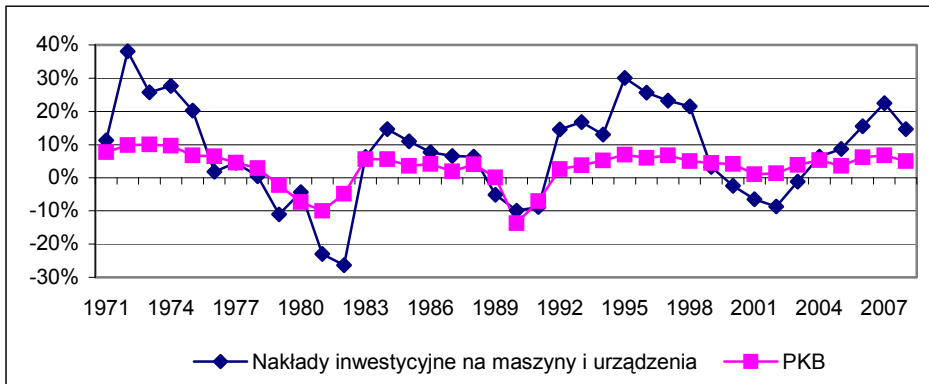


4. Funkcja popytu na dobra inwestycyjne

Nakłady inwestycyjne charakteryzowały w minionych latach wyraźne tendencje wzrostowe (tempo wzrostu przekraczało średnio 4% rocznie). Jednakże, w okresie próby wykazywały one daleko idące fluktuacje (por. wykresy 2 i 3). Wydaje się, że cykl inwestycyjny podążał za cyklem PKB z pewnym wszakże opóźnieniem. Opóźnienia te można wiązać z dostosowaniem decyzji inwestycyjnych do zmian w stopniu wykorzystania potencjału (zwłaszcza w okresach ożywienia). Wahania stóp wzrostu nakładów inwestycyjnych były daleko bardziej ostre niż wahania stóp wzrostu PKB, co w obecnej edycji modelu staramy się powiązać z wahaniami wysokości ryzyka inwestycyjnego.

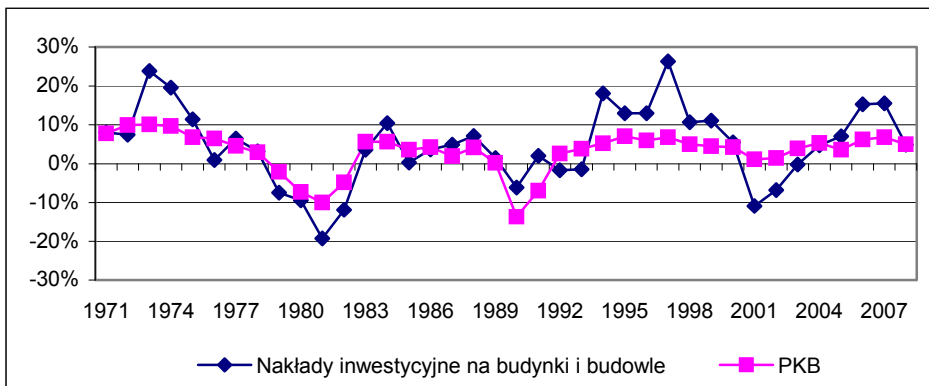
Popyt na dobra inwestycyjne został zdekomponowany na dwa składniki: popyt na inwestycje w maszyny i urządzenia podstawowe, JV_t (głównie sektor przedsiębiorstw) oraz w budynki, budowlę i inne urządzenia, JIT_t (por. Welfe [2012]). W tym ostatnim przypadku wyróżniono inwestycje prywatne, $JITF_t$, oraz inwestycje publiczne traktowane jako egzogeniczne (dla uproszczenia przyjęto, iż reprezentują je nakłady inwestycyjne z budżetu państwa w wyrażeniu

realnym, $BCJP_t/PJJT_t$). W perspektywie zamierzamy wyodrębnić inwestycje mieszkaniowe.



Wykres 2. Procentowe tempo wzrostu PKB oraz nakładów inwestycyjnych na maszyny i urządzenia w c.s. z 1995 r.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie Roczników Statystycznych GUS.



Wykres 3. Procentowe tempo wzrostu PKB oraz nakładów inwestycyjnych na budynki i budowlę w c.s. z 1995 r.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie Roczników Statystycznych GUS.

Specyfikacja równań nakładów inwestycyjnych dotyczy okresów, w których mechanizmy podejmowania decyzji inwestycyjnych wykazywały daleko idące różnice. Przyjęto jednak, że w całym okresie realizowana była zasada akceleratora, znajdująca wyraz w uzależnieniu rozmiarów inwestycji od spodziewanych (planowanych) przyrostów mocy produkcyjnych. Uzasadnia to przyjęcie jako zmiennej objaśniającej w równaniu dla długiego okresu przyrostu lub poziomu PKB. Opóźnienia wprowadzono poprzez równanie krótkookresowych dostoso-

wań. Nastąpiło więc odejście od zredukowanej formy równania, w której wyróżniono jedynie opóźnione inwestycje (por. Welfe [1992]). Przyjęto przy tym, iż w przypadku wysokiego stopnia wykorzystania istniejących mocy produkcyjnych następowało zwiększenie skali inwestowania, natomiast w przypadku przeciwnym tendencja do spowolniania tempa inwestycji.

Dla okresu gospodarki rynkowej pozytywnie zweryfikowano hipotezę, iż na decyzje inwestycyjne w sferze przedsiębiorstw wpływają zmiany relacji cenowych oddziałujących na opłacalność inwestycji, a także na substytucyjność pracy i środków trwałych. Dla oceny opłacalności wzięto pod uwagę realne koszty uzyskania inwestycji. Jako ich podstawowy składnik przyjęto realną stopę oprocentowania kredytu terminowego, aproksymowanego przez stopę refinansową, $RKFR_t$, a mianowicie: $RKFRR_t = (1 + RKFR_t) / (PJA_t / PJA_{t-1})$. Została ona pomnożona przez relację kosztów nabycia dóbr inwestycyjnych do ceny dóbr finalnych, reprezentowaną przez relację odpowiedniego deflatora dóbr inwestycyjnych do deflatora PKB, PJ_{it} / PX_t , gdzie i oznacza rodzaj dóbr inwestycyjnych. Tak więc, realny koszt uzyskania inwestycji, KUI_{it} , dany jest wzorem:

$$KUI_{it} = (1 + RKFR_t)(PJA_t / PJA_{t-1})(PJ_{it} / PX_t), \quad (3)$$

gdzie $i = V, ITF$.

Efekty substytucji pracy przez środki trwałe zostały uwzględnione w wyniku wprowadzenia jako zmiennej objaśniającej relacji wynagrodzeń przeciętnych brutto WBP_t i cen dóbr inwestycyjnych PJ_t . Relatywnie „droższa” praca wymusza substytucję, a więc dodatkowy przyrost inwestycji.

Związki powyższe często bywają formułowane jako liniowe. Wprowadzenie zmiennych aproksymujących opłacalność kładzie raczej akcent na nieliniowość, stąd zdecydowano się na warianty potęgowe.

Mimo, iż funkcje nakładów inwestycyjnych mają złożoną budowę, okazało się, iż przy ich pomocy nie jest łatwo wyjaśnić głębokie wahania stóp wzrostu tych nakładów. Podążają one wprawdzie za wahaniami stóp wzrostu PKB (z pewnym opóźnieniem), jednakże ich skala jest znacznie większa. W celu objaśnienia tego fenomenu sformułowano hipotezę, iż wiąże się ona z wysokością ryzyka inwestycyjnego, jakie towarzyszy bądź przyspieszeniu (ryzyko maleje), bądź spowolnieniu wzrostu (ryzyko rośnie). Istotną trudność sprawiło znalezienie odpowiedniego miernika ryzyka. „Eksperymentowano” używając jako mierników udziału w PKB następujących charakterystyk: zadłużenia krajowego ogółem, krótkookresowego zadłużenia krajowego, długookresowego zadłużenia krajowego, zadłużenia zagranicznego ogółem, długookresowego zadłużenia zagranicznego, zadłużenia ogółem (suma zadłużenia krajowego i zagranicznego)

oraz salda budżetu państwa (por. Kelm [2011]). Najlepsze wyniki otrzymano, korzystając z miernika zdefiniowanego jako opóźniony o jeden okres udział salda budżetu państwa w PKB (por. Gosińska, Welfe [2012]). Wzrost tej miary oznacza zmniejszenie udziału deficytu budżetu państwa w PKB, a zatem spadek ryzyka inwestycyjnego. Oczekiwano dodatniej wartości parametru przy tej zmiennej. Rezultaty tych oszacowań przedstawiają kolejne równania.

Dodajmy, iż próba przyjęcia jako zmiennej endogenicznej relacji nakładów inwestycyjnych do środków trwałych zakończyła się niepowodzeniem. W aktualnej fazie rozwoju rynku kapitałowego nie podjęto również próby specyfikacji funkcji inwestycji przy użyciu koncepcji Q Tobina (por. Welfe, Welfe [2004]).

W równaniu objaśniającym nakłady inwestycyjne na maszyny i urządzenia JV_t specyfikacja odpowiada przyjętym wyżej założeniom. W równaniu tym uwzględniono ponadto efekty oddziaływania napływu zagranicznych inwestycji bezpośrednich $SJBUSD_t$ (por. tablica 7).

Tablica 7. Nakłady inwestycyjne na maszyny i urządzenia (RD)

$$\begin{aligned} LJVLO = & E0361 \\ & + LOG(X) * E0362 \\ & + LOG(WBP/8291/PJV) * E0363 \\ & + LOG(WN) * E0364 \\ & + LOG(((1+RKFR)/(PJA/PJA(-1)))) * (PJV/PX)) * (1-U7089) * E0365 \\ & + LOG((SJBUSD*WZLD)/PJV) * (1-U7089) * E0366 \\ & + BDPR(-1) * E0367 \\ & + U71 * E0368 \\ & + U7476 * E0369 \\ & + U91 * E0370 \\ & + U9699 * E0371 ; \end{aligned}$$

Restrykcje:

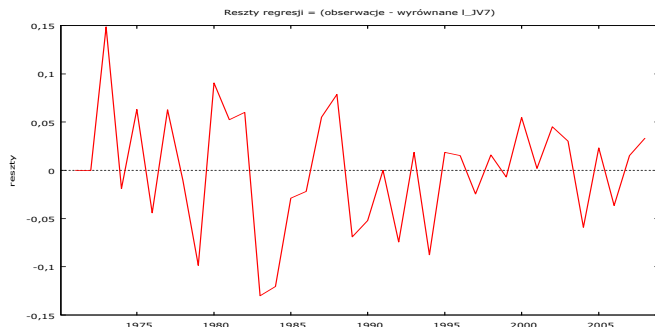
$$E0362 = 1$$

$$E0364 = 1$$

Statystyka testu: $F(2, 27) = 1,21215$, z wartością $p = 0,31324$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0361	-3,20229	0,0425755	-75,2144	<0,00001	***
E0362	1,00000	0,000000	NA	NA	
E0363	0,215522	0,0461256	4,6725	0,00006	***
E0364	1,00000	0,000000	NA	NA	
E0365	-0,144396	0,0646885	-2,2322	0,03349	**
E0366	0,0635145	0,00811109	7,8306	<0,00001	***
E0367	0,0672077	0,00664539	10,1134	<0,00001	***
E0368	-0,215849	0,0757688	-2,8488	0,00799	***
E0369	0,311023	0,0434892	7,1517	<0,00001	***
E0370	-0,303503	0,0768134	-3,9512	0,00046	***
E0371	0,188464	0,0434592	4,3366	0,00016	***

Średn. aryt. zm. zależnej	-3,011917	Odch. stand. zm. zależnej	0,391597
Suma kwadratów reszt	0,133804	Błąd standardowy reszt	0,067926
Wsp. determ. R-kwadrat	0,976418	Skorygowany R-kwadrat	0,969912
F(8, 29)	150,0913	Wartość p dla testu F	1,76e-21
Logarytm wiarygodności	53,41069	Kryt. inform. Akaike'a	-88,82138
Kryt. bayes. Schwarza	-74,08311	Kryt. Hannana-Quinna	-83,57762
Autokorel. reszt - rho1	-0,037707	Stat. Durbina-Watsona	2,066611



W długookresowym równaniu dla zmiennej JV_t przyjęto, iż elastyczność inwestycji względem PKB jest równa jedności, a inwestycje zmieniają się wprost proporcjonalnie do stopnia wykorzystania potencjału produkcyjnego. Wyniki testu F wskazują na brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, zakładającej zasadność powyższego zbioru restrykcji: $E0362 = 1$; $E0364 = 1$. Za-uważmy, że ma miejsce substytucja pracy przez środki trwałe, odpowiednia elastyczność jest równa 0,22. Parametry związane z kosztami, inwestycjami zagranicznymi oraz ryzykiem uzyskały oceny zgodne z oczekiwaniami oraz związane z nimi zmienne objaśniające mają istotny wpływ na zmienną objaśnianą.

Tablica 8. Nakłady inwestycyjne na maszyny i urządzenia (RK)

$$\begin{aligned}
 PLJV = & (LOG(JV(-1)) - LOG(JVLO(-1))) * E0381 \\
 & + LOG(X/X(-1)) * E0382 \\
 & + LOG(WN/WN(-1)) * E0383 \\
 & + (LOG(((1+RKFR)/(PJA/PJA(-1))) * (PJV/PX)) * (1-U7089) - LOG(((1+RKFR(-1)) \\
 & / (PJA(-1)/PJA(-2))) * (PJV(-1)/PX(-1))) * (1-U7089(-1)))) * E0384 \\
 & + (LOG((SJBUSD*WZLD)/PJV) * (1-U7089) - LOG((SJBUSD(-1)*WZLD(-1))/PJV(-1))) * \\
 & * (1-U7089(-1))) * E0385 \\
 & + (BDPR(-1) - BDPR(-2)) * E0386 \\
 & + U7274 * E0387 \\
 & + U7677 * E0388 \\
 & + U8283 * E0389 \\
 & + U96 * E0390 \\
 & + U00 * E0391 ;
 \end{aligned}$$

Restrykcja:

E0383 = 1

Statystyka testu: $F(1, 26) = 0,300107$, z wartością $p = 0,588488$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0381	-0,53911	0,155125	-3,4753	0,00174	***
E0382	1,91509	0,195504	9,7957	<0,00001	***
E0383	1,00000	0,000000	NA	NA	
E0384	-0,0982624	0,0404142	-2,4314	0,02196	**
E0385	0,0481827	0,0121463	3,9669	0,00048	***
E0386	0,0148374	0,00687944	2,1568	0,04009	**
E0387	0,117661	0,0365681	3,2176	0,00335	***
E0388	-0,0928358	0,0379708	-2,4449	0,02130	**
E0389	-0,0976901	0,036946	-2,6441	0,01348	**
E0390	0,114878	0,0548039	2,0962	0,04557	**
E0391	-0,129509	0,0518404	-2,4982	0,01887	**
Średn. arytm. zm. zależnej	0,064063	Odch. stand. zm. zależnej	0,137773		
Suma kwadratów reszt	0,069297	Błąd standardowy reszt	0,050661		
Wsp. determ. R-kwadrat	0,917027	Skorygowany R-kwadrat	0,889369		
F(10, 27)	29,84055	Wartość p dla testu F	4,99e-12		
Logarytm wiarygodności	63,68419	Kryt. inform. Akaike'a	-107,3684		
Kryt. bayes. Schwarza	-91,25920	Kryt. Hannana-Quinna	-101,6891		
Autokorel. reszt - rho1	-0,027247	Stat. Durbina-Watsona	1,994412		

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 21,5206

z wartością $p = P(\text{Chi-kwadrat}(14) > 21,5206) = 0,0890159$

Test na normalność rozkładu reszt -

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 0,197088

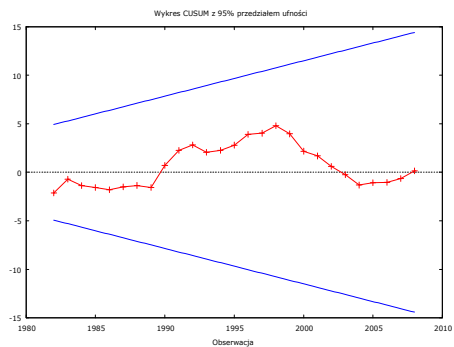
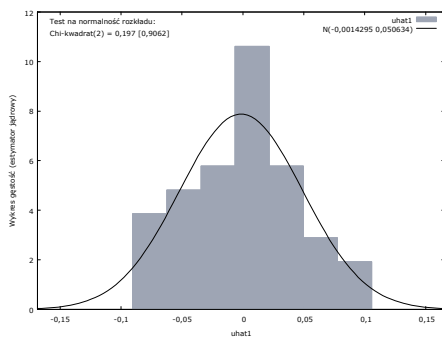
z wartością $p = 0,906156$

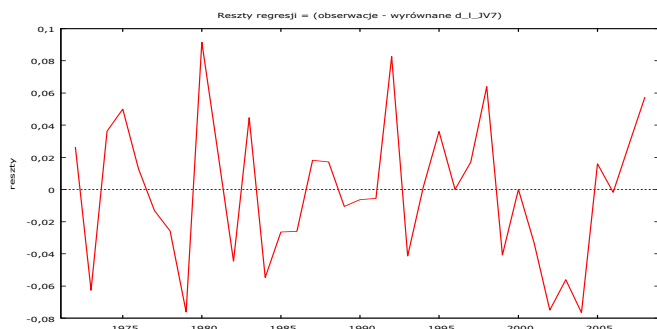
Test CUSUM na stabilność parametrów modelu -

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(26) = 0,0273865$

z wartością $p = P(t(26) > 0,0273865) = 0,978361$





Na podstawie wyników zawartych w tabelicy 8 można stwierdzić umiarkowaną szybkość dostosowań inwestycji na maszyny i urządzenia do równowagi długookresowej, o czym świadczy parametr korekty błędem równy $-0,54$. Jak można się było spodziewać, otrzymano wysoką wartość krótkookresowej elastyczności inwestycji względem PKB, odwzorowując szybszy przyrost inwestycji w relacji do przyrostu PKB. W równaniu krótkookresowym również przyjęto jednostkową elastyczność względem przyrostu stopnia wykorzystania potencjału produkcyjnego. Nie ma podstaw do odrzucenia tej hipotezy. Wpływ przyrostu substytucji pracy przez aparat produkcyjny okazał się nieistotny, a pozostałe parametry uzyskały oceny zgodne z oczekiwaniami i związane z nimi zmienne mają istotny wpływ na zmienną objaśnianą.

Funkcja popytu inwestycyjnego na budowle, budynki oraz inne rodzaje działalności inwestycyjnej w sferze przedsiębiorstw, $JJTF_t$, ma specyfikację zbliżoną do specyfikacji równania objaśniającego JV_t . W równaniu długookresowym dla zmiennej $JJTF_t$ nie wystąpiła konieczność wprowadzenia jakichkolwiek restrykcji. Długookresowa elastyczność względem PKB jest nieco niższa od jedności. Zauważmy, że ma miejsce wyraźna substytucja pracy przez środki trwałe, odpowiednia elastyczność jest równa $0,42$. Parametry związane z kosztami uzyskania inwestycji oraz ryzykiem uzyskały oceny zgodne z oczekiwaniami, a związane z nimi zmienne mają istotny wpływ na zmienną objaśnianą (por. tabela 9).

Tabela 9. Nakłady inwestycyjne na budynki i budowle (RD)

LJJTFLO = E0441

+ LOG(X) * E0442

+ LOG(WBP/8291/PJTT) * E0443

+ LOG(((1+RKFR)/(PJA/PJA(-1)))) * (PJTT/PX)) * (1-U7089) * E0444

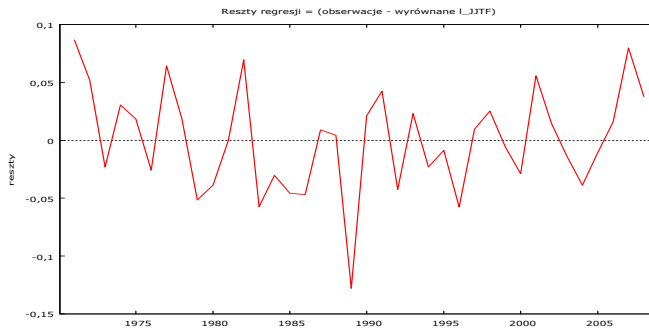
+ BDPR(-1) * E0445

+ U7376 * E0446

+ U81 * E0447
+ U9192 * E0448
+ U9700 * E0449 ;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0441	-0,286397	1,22645	-0,2335	0,81700	
E0442	0,858509	0,0947828	9,0576	<0,00001	***
E0443	0,421592	0,0443144	9,5137	<0,00001	***
E0444	-0,168871	0,0644333	-2,6209	0,01382	**
E0445	0,031108	0,00509803	6,1020	<0,00001	***
E0446	0,177109	0,0286331	6,1855	<0,00001	***
E0447	-0,176983	0,0553234	-3,1991	0,00333	***
E0448	0,101121	0,0460813	2,1944	0,03637	**
E0449	0,230962	0,0291524	7,9226	<0,00001	***

Średn. aryt. zm. zależnej	10,55478	Odch. stand. zm. zależnej	0,426291
Suma kwadratów reszt	0,074393	Błąd standardowy reszt	0,050649
Wsp. determ. R-kwadrat	0,988936	Skorygowany R-kwadrat	0,985884
F(8, 29)	324,0097	Wartość p dla testu F	3,13e-26
Logarytm wiarygodności	64,56391	Kryt. inform. Akaike'a	-111,1278
Kryt. bayes. Schwarza	-96,38955	Kryt. Hannana-Quinna	-105,8841
Autokorel. reszt - rho1	0,040776	Stat. Durbina-Watsona	1,799936



Krótkookresowa elastyczność nakładów inwestycyjnych względem PKB równa 1,4 oznacza szybszy przyrost inwestycji w relacji do przyrostu PKB. Otrzymano umiarkowaną szybkość dostosowań do równowagi długookresowej, parametr korekty błędem wynosi $-0,43$. Identycznie jak w równaniu krótkookresowym, dla nakładów inwestycyjnych na maszyny i urządzenia wpływ przyrostu substytucji pracy przez aparat produkcyjny okazał się nieistotny. Krótkookresową elastyczność względem kosztu uzyskania inwestycji otrzymano na poziomie $-0,2$ (por. tablica 10).

Tablica 10. Nakłady inwestycyjne na budynki i budowle (RK)

$$\begin{aligned}
 PLJTF = & (LOG(JTF(-1)) - JTFLO(-1)) * E0451 \\
 & + LOG(X/X(-1)) * E0452 \\
 & + (LOG(((1+RKFR)/(PJA/PJA(-1))) * (PJIT/PX)) * (1-U7089) \\
 & - LOG(((1+RKFR(-1))/(PJA(-1)/PJA(-2))) * (PJIT(-1)/PX(-1))) \\
 & * (1-U7089(-1))) * E0453 \\
 & + (BDPR(-1) - BDPR(-2)) * E0454 \\
 & + U73 * E0455 \\
 & + U7677 * E0456 \\
 & + U91 * E0457 \\
 & + U97 * E0458 \\
 & + U01 * E0459 ;
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0451	-0,432071	0,175079	-2,4679	0,01997	**
E0452	1,40444	0,136759	10,2694	<0,00001	***
E0453	-0,171531	0,0545604	-3,1439	0,00392	***
E0454	0,0199828	0,00497261	4,0186	0,00040	***
E0455	0,112678	0,0400302	2,8148	0,00883	***
E0456	-0,0791246	0,028121	-2,8137	0,00886	***
E0457	0,278564	0,07467	3,7306	0,00086	***
E0458	0,133707	0,041238	3,2423	0,00306	***
E0459	-0,146492	0,0377374	-3,8819	0,00058	***
Średn. arytm. zm. zależnej	0,041890	Odch. stand. zm. zależnej	0,097218		
Suma kwadratów reszt	0,038936	Błąd standardowy reszt	0,037290		
Wsp. determ. R-kwadrat	0,903903	Skorygowany R-kwadrat	0,876447		
F(9, 28)	29,26374	Wartość p dla testu F	6,09e-12		
Logarytm wiarygodności	74,34932	Kryt. inform. Akaike'a	-130,6986		
Kryt. bayes. Schwarza	-116,2004	Kryt. Hannana-Quinna	-125,5873		
Autokorel. reszt - rho1	0,133944	Stat. Durbina-Watsona	1,719333		

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 15,9175

z wartością p = P(Chi-kwadrat(12) > 15,9175) = 0,195042

Test na normalność rozkładu reszt -

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 0,0807971

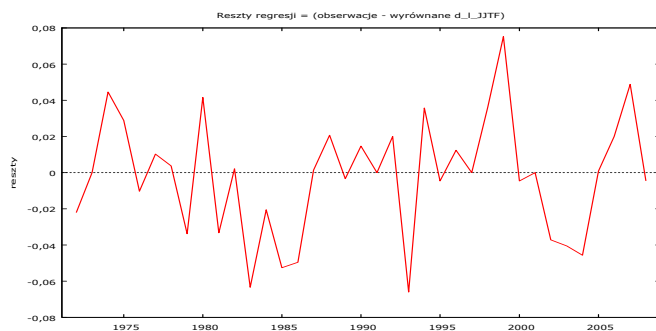
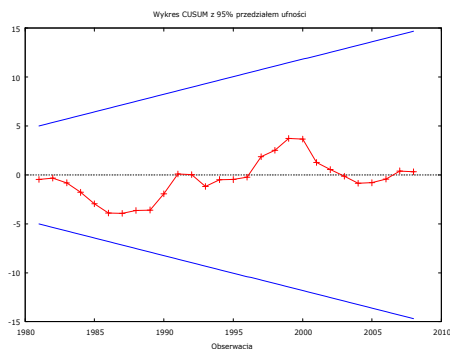
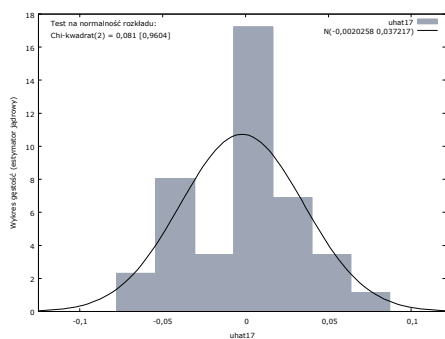
z wartością p = 0,960407

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu -

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier t(27) = 0,0614132

z wartością p = P(t(27) > 0,0614132) = 0,951483



Dla otrzymania nakładów inwestycyjnych ogółem należy dodać do siebie oszacowane wartości nakładów inwestycyjnych w obu wyróżnionych grupach oraz inwestycje publiczne, wyznaczone jako składnik wydatków budżetu państwa $BCJP/PJ$.

5. Funkcja popytu na przyrost zapasów i rezerw

Oszacowanie przyrostu zapasów i rezerw, będącego składnikiem popytu finalnego, jest zwykle oparte na równaniu krótkookresowym, w którym bezpośrednio objaśnia się przyrost zapasów. Próby objaśniania poziomu zapasów w makroskali nie są na ogół podejmowane. Równanie przyrostu zapasów, DR_t , ma przeto postać uwzględniającą: a) elementy średniookresowe, a więc popyt wynikający z przyrostu aktywności gospodarczej (mierzonej zmienną DX_t oraz inercję, reprezentowaną przez opóźniony przyrost zapasów DR_{t-1} , b) elementy krótkookresowych dostosowań wynikających z wahań popytu i podaży towarów a po 1990 roku wahań wyrobów gotowych związanych z wahaniami stopnia wykorzystania potencjału produkcyjnego (tu mierzone zmienną WN_t).

Rezultaty estymacji przedstawiono w tablicy 11.

Tablica 11. Przyrost zapasów i rezerw

DR = K0061

+ DR(-1) * K0062

+ (X-X(-1)) * K0063

+ WN * (1-U7089) * K0064 ;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0061	7188,1	3564,28	2,0167	0,05168	*
K0062	0,812857	0,0654337	12,4226	<0,00001	***
K0063	0,290541	0,0495875	5,8592	<0,00001	***
K0064	-14417,5	3682,19	-3,9155	0,00041	***

Średn. arytm. zm. zależnej	26270,56	Odch. stand. zm. zależnej	26262,36
Suma kwadratów reszt	8,58e+08	Błąd standardowy reszt	5022,269
Wsp. determ. R-kwadrat	0,966395	Skorygowany R-kwadrat	0,963429
F(3, 34)	325,9137	Wartość p dla testu F	4,16e-25
Logarytm wiarygodności	-375,6286	Kryt. inform. Akaike'a	759,2572
Kryt. bayes. Schwarza	765,8075	Kryt. Hannana-Quinna	761,5877
Autokorel. reszt - rho1	-0,084271	Statystyka Durbina h	-0,558768

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 18,6144

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(9) > 18,6144) = 0,0286782$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 1,44452

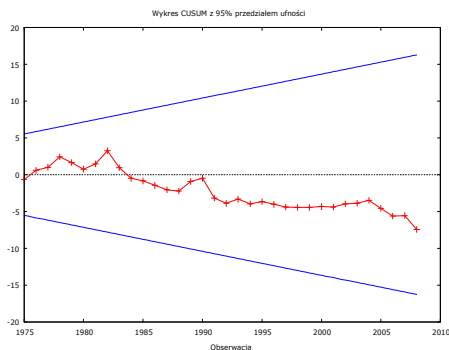
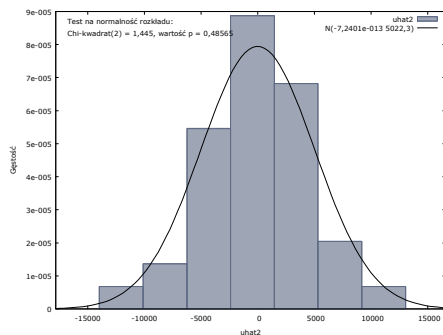
z wartością $p = 0,485654$

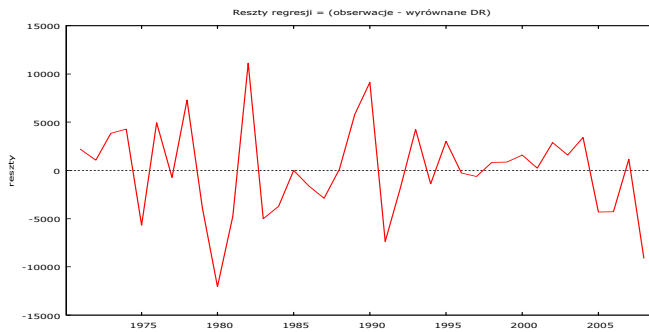
Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(33) = -1,27695$

z wartością $p = P(t(33) > -1,27695) = 0,210533$





Oszacowania parametrów różnią się „na korzyść” od otrzymanych w poprzednich wersjach modelu. Ok. 29% (a nie 46%) przyrostu PKB jest przeznaczane na powiększenie zapasów przy wysokiej inercji.

Krajowy popyt finalny otrzymuje się poprzez dodanie do siebie poszczególnych składników:

$$XG_t = C_t + G_t + JA_t + DR_t, \quad (4)$$

gdzie $JA_t = JV_t + JJTF_t + BCJP_t / PJJTF_t$.

Dla wyznaczenia popytu finalnego na wyroby krajowe, a więc PKB, potrzebne jest oszacowanie parametrów równań eksportu i importu.

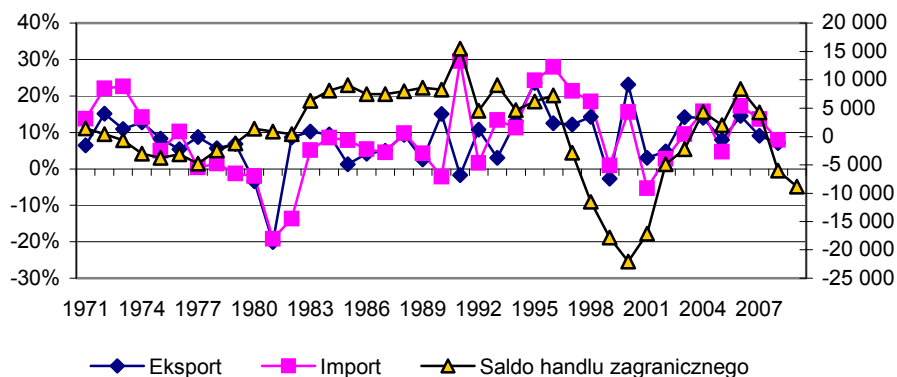
6. Równania eksportu

Popyt zagranicy na eksportowane wyroby krajowe, ED_t , zależy od rozmiaru globalnego popytu zagranicy. Nadal jest on mierzony wolumenem eksportu światowego, H_t ; niestety nie powiodły się próby wyodrębnienia głównych odbiorców zagranicznych (np. importu krajów UE).

Elastyczność popytu zagranicy zależy od jakości oferty eksportowej, która w latach dziewięćdziesiątych zaczęła wzrastać, co znalazło wyraz w skokowych przyrostach popytu w latach ożywienia 1975–79, a następnie w okresie transformacji po 1995 r. (por. wykres 4).

Równocześnie przyjęto, iż popyt zagranicy zależy od relatywnych cen eksportu krajowego wyrażonych w USD, PED_t , względem cen światowych, PH_t . Można było przyjąć, iż przed 1990 r. wrażliwość na zmiany cen, zwłaszcza w obrotach z byłymi krajami RWPG, była stosunkowo mała. Stąd oszacowanie elastyczności cenowej rozpoczęto od 1981 r. Ponieważ ograniczenia podaży dały o sobie najsilniej znać w okresie najgłębszego kryzysu, tj. w 1981 r., do

równania wprowadzono odpowiednią zmienną zero-jedynkową, $U81_t$. Nie powiodło się natomiast wprowadzenie indykatorów nierównowagi, a wśród nich zmiennej wyrażającej stopień wykorzystania potencjału produkcyjnego WN_t . Wyniki oszacowania parametrów potęgowej postaci długookresowego równania przedstawiono w tabelicy 12.



Wykres 4. Procentowe tempa wzrostu eksportu i importu wg rachunków narodowych oraz saldo handlu zagranicznego w c.s. z 1995 r. (mld PLN, oś prawa)

Źródło: Obliczenia własne na podstawie Roczników Statystycznych GUS.

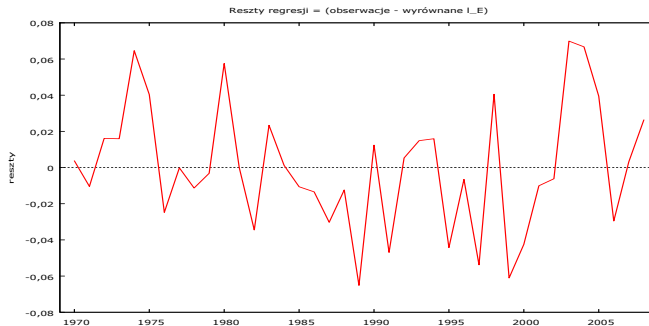
Tabela 12. Eksport (RD)

LELO = K0151

+ LOG(H) * K0152
 + LOG(H) * U7579 * K0153
 + LOG(H) * (1-U7094) * K0154
 + LOG((PE/(WZLD/2.4244))/PH) * (1-U7080) * K0155
 + U81 * K0156
 + U0608 * K0157 ;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0151	1,03763	0,183405	5,6576	<0,00001	***
K0152	1,18839	0,0232299	51,1576	<0,00001	***
K0153	0,0173679	0,00263784	6,5841	<0,00001	***
K0154	0,0200033	0,00307822	6,4983	<0,00001	***
K0155	-0,0935542	0,0480517	-1,9470	0,06036	*
K0156	-0,18206	0,0390653	-4,6604	0,00005	***
K0157	0,0824445	0,0286669	2,8760	0,00711	***
Średn. aryt. zm. zależnej	10,94218	Odch. stand. zm. zależnej	0,821362		
Suma kwadratów reszt	0,045392	Błąd standardowy reszt	0,037663		
Wsp. determ. R-kwadrat	0,998229	Skorygowany R-kwadrat	0,997897		
F(6, 32)	3006,771	Wartość p dla testu F	1,42e-42		

Logarytm wiarygodności	76,40291	Kryt. inform. Akaike'a	-138,8058
Kryt. bayes. Schwarza	-127,1609	Kryt. Hannana-Quinna	-134,6277
Autokorel.reszt - rho1	0,138653	Stat. Turbina-Watsona	1,711293



Elastyczność „dochodowa” oszacowana została na poziomie wyższym od jedności, zbliżającym się do 1,19. W latach 1975–1979 sięgała ona 1,35, gdy od 1995 r. zbliża się do 1,21. Elastyczność cenowa równa jest -0,09, co wskazuje na ograniczoną wrażliwość zagranicznych importerów i słabą efektywność cenowej konkurencji. Jest jednak wyższa niż otrzymana dla lat wcześniejszych, kiedy to dominowały obroty z krajami byłego RWPG (w początkowych wersjach modelu, uwzględniających wcześnie lata próby, elastyczność ta była bliska -0,04).

W równaniu krótkookresowym należało wprowadzić restrykcję na elastyczność cenową, przyjmując ją na poziomie -0,05. W efekcie otrzymano oszacowanie elastyczności względem eksportu światowego tylko nieco wyższe gdy chodzi o elastyczność długookresową, a mianowicie 1,23. Szybkość dostosowań jest raczej ograniczona. W efekcie wariant krótkookresowy nie wnosi wiele nowego.

Tablica 13. Eksport (RK)

$$\begin{aligned}
 PLE = & (\text{LOG}(E(-1)) - \text{LOG}(ELO(-1))) * K0161 \\
 & + \text{LOG}(H/H(-1)) * K0162 \\
 & + (\text{LOG}((PE/(WZLD/2.4244))/PH)) * (1-U7080) \\
 & - \text{LOG}((PE(-1)/(WZLD(-1)/2.4244))/PH(-1)) * (1-U7080(-1)) * K0163 \\
 & + U81 * K0164 ;
 \end{aligned}$$

Restrykcja:

$$K0163 = -0,05$$

Statystyka testu: $F(1, 34) = 7,2903$, z wartością $p = 0,0107255$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0161	-0,507327	0,255138	-1,9884	0,05463	*
K0162	1,22874	0,12324	9,9703	<0,00001	***
K0163	-0,05000	0,00000	NA	NA	
K0164	-0,211112	0,0539423	-3,9137	0,00040	***

Średn. arytm. zm. zależnej	0,075452	Odch. stand. zm. zależnej	0,074321
Suma kwadratów reszt	0,094234	Błąd standardowy reszt	0,051888
Wsp. determ. R–kwadrat	0,776012	Skorygowany R–kwadrat	0,763213
F(3, 35)	40,41952	Wartość p dla testu F	1,82e-11
Logarytm wiarygodności	60,07202	Kryt. inform. Akaike'a	-114,1440
Kryt. bayes. Schwarza	-109,2313	Kryt. Hannana–Quinna	-112,3961
Autokorel. reszt – rho1	-0,054617	Stat. Durbina–Watsona	2,102028

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 12,7493

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(5) > 12,7493) = 0,0258446$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi–kwadrat(2) = 3,89024

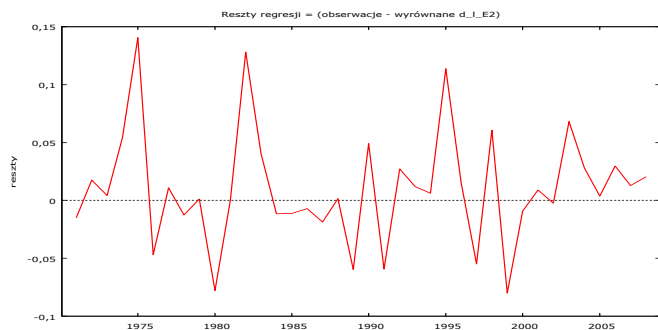
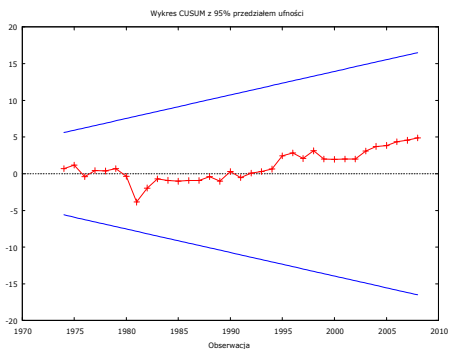
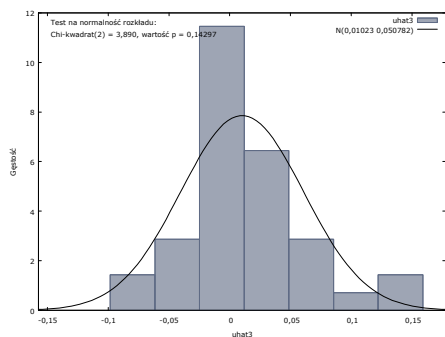
z wartością $p = 0,14297$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey–Collier $t(34) = 0,823249$

z wartością $p = P(t(34) > 0,823249) = 0,416103$



7. Równania importu

Dynamika importu ma oczywisty związek z dynamiką aktywności gospodarczej, zwłaszcza gdy chodzi o import komplementarny. Dynamika importu substytucyjnego w latach niedoborów podlegała reglamentacji, zaś w okresie transformacji i gospodarki rynkowej zależy od kształtowania się relacji cenowych.

Przedmiotem analizy będzie nie tylko import globalny (M_t), ale także import zaopatrzeniowy (MZ_t) oraz inwestycyjny (MJ_t), mające głównie charakter komplementarny. Ten ostatni składnik ma ponadto istotne znaczenie w analizie procesów inwestycyjnych. Wyróżnimy także import konsumpcyjny (MC_t).

Równanie importu ogółem ma specyfikację tradycyjną. Globalny popyt na dobra importowane zależy od poziomu aktywności gospodarczej w kraju, reprezentowanego przez PKB, X_t , oraz relatywnych cen importu, reprezentowanych przez stosunek cen transakcyjnych w imporcie, PM_t , do deflatora PKB, PX_t , przy czym związki te są potęgowe. Funkcjonowanie przez wiele lat systemu dewizowego limitowania importu sprawiło, że w okresie gospodarki planowanej centralnie efektywny popyt był zaspokajany w granicach limitów dewizowych, przy czym zjawisko to nasiliło się w latach osiemdziesiątych. Przyjęto więc, iż pełne zaspokojenie efektywnego popytu notujemy dopiero począwszy od 1991 r. Natomiast dla lat 80-tych wprowadzono odpowiednie zmienne sztuczne odwzorowujące ograniczenia importu. W nieznaczej skali dały one o sobie również znać w pierwszej połowie lat 90-tych. Przyjęto także, że pełną wrażliwość na zmiany relatywnych cen krajowi importerzy uzyskali po 1991 r. Wyniki oszacowań dla długookresowej funkcji, uwzględniającej powyższe założenia, przedstawiono w tablicy 14.

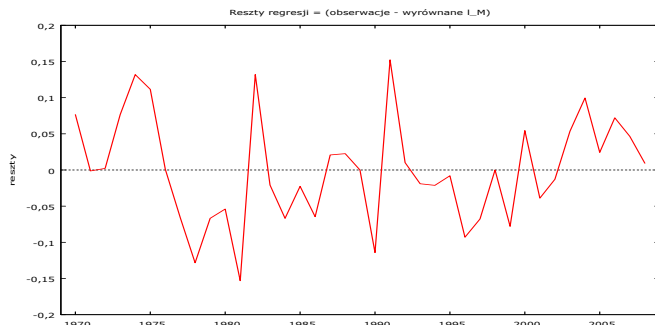
Tablica 14. Import ogółem (RD)

LMLO = K0001

+ LOG(X) * K0002
+ LOG(PM/PX) * K0003
+ U8288 * K0004
+ U89 * K0005
+ U9095 * K0006 ;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0001	-13,9259	1,06428	-13,0848	<0,00001	***
K0002	1,98458	0,0818477	24,2472	<0,00001	***
K0003	-0,833215	0,0448138	-18,5928	<0,00001	***
K0004	-0,544248	0,0353259	-15,4065	<0,00001	***
K0005	-0,785063	0,0813373	-9,6519	<0,00001	***
K0006	-0,156891	0,0437738	-3,5841	0,00108	***

Średn. arytm. zm. zależnej	10,89499	Odch. stand. zm. zależnej	0,865086
Suma kwadratów reszt	0,203059	Błąd standardowy reszt	0,078443
Wsp. determ. R-kwadrat	0,992860	Skorygowany R-kwadrat	0,991778
F(5, 33)	917,7225	Wartość p dla testu F	2,15e-34
Logarytm wiarygodności	47,18887	Kryt. inform. Akaike'a	-82,37774
Kryt. bayes. Schwarza	-72,39637	Kryt. Hannana-Quinna	-78,79652
Autokorel. reszt – rho1	0,161604	Stat. Durbina-Watsona	1,647555



W prezentowanej wersji modelu zrezygnowano z kalibracji długookresowej elastyczności importu względem PKB, przyjętej w poprzedniej wersji modelu na poziomie 1,2. Oszacowana jej wartość jest bliska 2, co odpowiada hipotezie, iż w długim okresie udział importu w PKB ma tendencję silnie rosnącą. Można przyjąć, iż odzwierciedla to tendencje lat minionych, odznaczających się ucieczką od „głodu” towarów. Natomiast nie wydaje się, by można było przyjąć tą wartość w analizach dotyczących przyszłości. A zatem w analizach scenariuszowych zachodzi potrzeba powrotu do kalibracji. Elastyczność cenowa po roku 1990 jest wysoka, gdy chodzi o wartość bezwzględną, osiągając $-0,83$. Pełne znaczenie tego wyniku otrzymamy, uwzględniając, iż zmiany relatywnych cen importu były głównie podyktowane zmianami kursu walutowego.

Oszacowania na podstawie krótkookresowej funkcji importu wskazują, iż elastyczność popytu na dobra importowane względem PKB jest także wysoka, sięgająca 1,9. Natomiast opóźnienia reakcji wobec relatywnych cen okazały się znacznie słabsze. Proces dostosowań w czasie był raczej powolny (por. tablica 15).

Tablica 15. Import ogółem (RM)

$$\begin{aligned}
 \text{PLM} = & (\text{LOG}(\text{M}(-1)) - \text{LOG}(\text{MLO}(-1))) * \text{K0011} \\
 & + \text{LOG}(\text{X}/\text{X}(-1)) * \text{K0012} \\
 & + (\text{LOG}(\text{PM}/\text{PX}) - \text{LOG}(\text{PM}(-1)/\text{PX}(-1))) * \text{K0013} \\
 & + \text{U8182} * \text{K0014} \\
 & + \text{U9091} * \text{K0015} \\
 & + \text{U9596} * \text{K0016};
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>Wartość p</i>	
K0011	-0,38236	0,102872	-3,7169	0,00077	***
K0012	1,92333	0,138805	13,8563	<0,00001	***
K0013	-0,162514	0,0674294	-2,4101	0,02187	**
K0014	-0,101155	0,0347383	-2,9119	0,00650	***
K0015	0,318804	0,0328574	9,7027	<0,00001	***
K0016	0,0929168	0,03101	2,9964	0,00524	***
Średn. arytm. zm. zależnej	0,078276		Odch. stand. zm. zależnej	0,099765	
Suma kwadratów reszt	0,054578		Błąd standardowy reszt	0,041298	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,909203		Skorygowany R-kwadrat	0,895017	
F(6, 32)	53,40606		Wartość p dla testu F	2,73e-15	
Logarytm wiarygodności	70,44900		Kryt. inform. Akaike'a	-128,8980	
Kryt. bayes. Schwarza	-119,0725		Kryt. Hannana-Quinna	-125,4022	
Autokorel. reszt – rho1	0,081681		Stat. Durbina-Watsona	1,836353	

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 23,1751

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(14) > 23,1751) = 0,0574794$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 0,440246

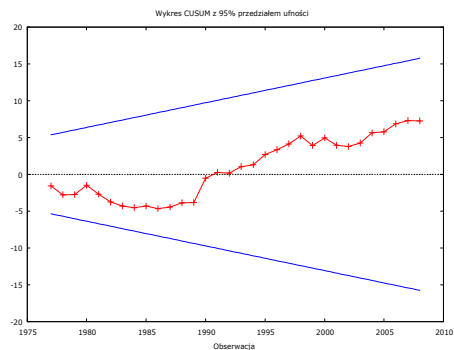
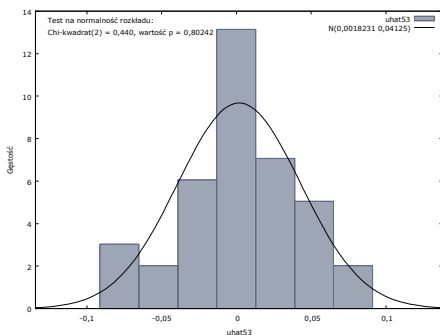
z wartością $p = 0,80242$

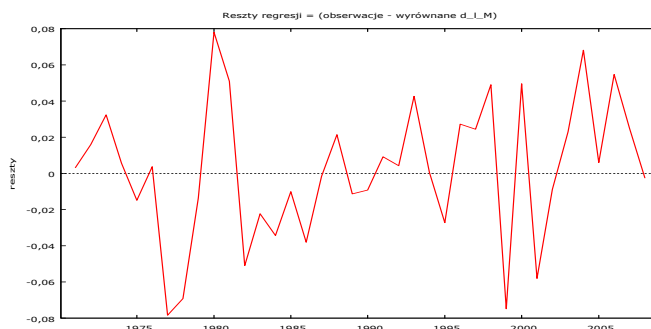
Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(31) = 1,28441$

z wartością $p = P(t(31) > 1,28441) = 0,208515$





Zwraca uwagę, iż nie zostały objaśnione przez powyższe zmienne następujące zmiany importu: przyspieszenie w latach następujących po recesji 1990–1991 oraz w latach ożywienia 1995–1996, jak również spowolnienie w latach następujących po recesji 1981–1982.

Popyt na import zaopatrzeniowy MZ_t , ze względu na swój komplementarny charakter, zależy niemal proporcjonalnie od poziomu aktywności gospodarczej. Uwzględniając, iż w długim okresie dla gospodarki rynkowej ma miejsce przyrost jakości importowanych materiałów, nie dziwi, iż oszacowano elastyczność popytu względem produktu globalnego Q_t na poziomie bliskim 1,3. Efekty zmian cen relatywnych okazały się statystycznie nieistotne (por. tablica 16).

Tablica 16. Import zaopatrzeniowy (RD)

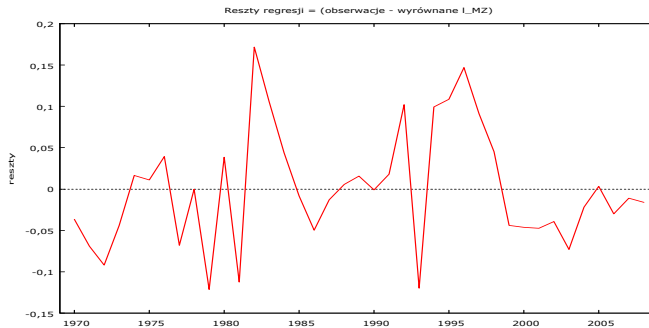
LMZLO = E0001

+ LOG(Q) * E0002

+ U78 * E0003

+ U9193 * E0004 ;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0001	-7,57202	0,48184	-15,7148	<0,00001	***
E0002	1,28596	0,0360155	35,7056	<0,00001	***
E0003	-0,337078	0,0750611	-4,4907	0,00007	***
E0004	0,213443	0,044867	4,7572	0,00003	***
Średn. arytm. zm. zależnej	9,613947		Odch. stand. zm. zależnej	0,440761	
Suma kwadratów reszt	0,191134		Błąd standardowy reszt	0,073898	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,974109		Skorygowany R-kwadrat	0,971890	
F(3, 35)	438,9421		Wartość p dla testu F	8,09e-28	
Logarytm wiarygodności	48,36907		Kryt. inform. Akaike'a	-88,73814	
Kryt. bayes. Schwarza	-82,08389		Kryt. Hannana-Quinna	-86,35065	
Autokorel. reszt – rho1	0,189995		Stat. Durbina-Watsona	1,612190	



Dostosowania krótkookresowe wskazały na analogiczne przyspieszenie wzrostu importu zaopatrzeniowego z biegiem czasu. Krótkookresowa elastyczność popytu względem Q_t wyniosła 1,22. Dostosowania te dokonywały się przy niewielkich opóźnieniach (por. tablica 17).

Tablica 17. Import zaopatrzeniowy (RK)

$$\begin{aligned} \text{PLMZ} = & (\text{LOG}(\text{MZ}(-1)) - \text{LOG}(\text{MZLO}(-1))) * \text{E0011} \\ & + \text{LOG}(\text{Q}/\text{Q}(-1)) * \text{E0012} \\ & + \text{U7778} * \text{E0013}; \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0011	-0,579904	0,204524	-2,8354	0,00756	***
E0012	1,21506	0,223004	5,4486	<0,00001	***
E0013	-0,192967	0,0639131	-3,0192	0,00471	***
Średn. aryt. zm. zależnej	0,048639		Odch. stand. zm. zależnej	0,115331	
Suma kwadratów reszt	0,275992		Błąd standardowy reszt	0,088800	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,525822		Skorygowany R-kwadrat	0,498726	
F(3, 35)	12,93729		Wartość p dla testu F	7,63e-06	
Logarytm wiarygodności	39,65474		Kryt. inform. Akaike'a	-73,30948	
Kryt. bayes. Schwarza	-68,39672		Kryt. Hannana-Quinna	-71,56156	
Autokorel. reszt - rho1	-0,076199		Stat. Durbina-Watsona	2,143451	

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 9,7855

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(6) > 9,7855) = 0,133981$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 4,32826

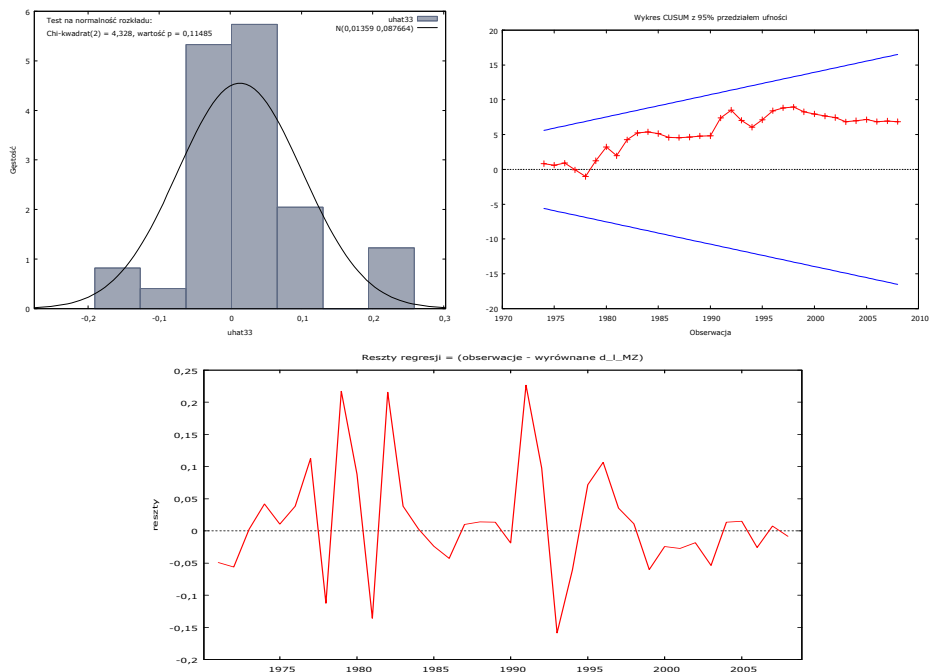
z wartością $p = 0,11485$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey–Collier $t(34) = 1,15909$

z wartością $p = P(t(34) > 1,15909) = 0,254495$



Kolejną kategorią dla której wyspecyfikowano równanie importu jest grupa towarowa M7 (wg. klasyfikacji SITC). Obejmuje ona nie tylko dobra inwestycyjne, ale konsumpcyjne dobra trwałego użytkowania. Stąd też dla objaśnienia części komplementarnej przyjęto jako zmienną objaśniającą sumę nakładów inwestycyjnych i spożycia indywidualnego ($JV_t + C_t$). Próby oddzielnego ich potraktowania nie przyniosły ekonomicznie akceptowalnego rezultatu. Ze względu na występowanie (znaczącego, gdy chodzi o dobra konsumpcyjne) składnika substytucyjnego, jako zmienną objaśniającą wprowadzono średnią z relacji cen importu do deflatorów inwestycji i indywidualnej konsumpcji.

Tablica 18. Import inwestycyjny (*RD*)

LM7LO = K0131

$$+ \text{LOG}(\text{JV} + \text{C}) * \text{K0132}$$

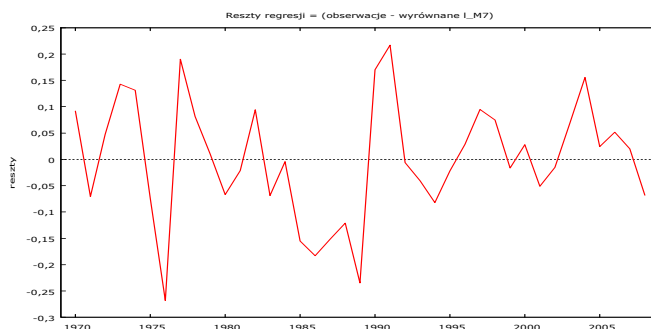
$$+ \text{LOG}((\text{PM7}/\text{PJV}) * (\text{JV}/(\text{JV} + \text{C})) + (\text{PM7}/\text{PC}) * (\text{C}/(\text{JV} + \text{C}))) * \text{K0133}$$

$$+ \text{U7076} * \text{K0134}$$

$$+ \text{U8184} * \text{K0135} ;$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0131	-21,7067	1,3681	-15,8663	<0,00001	***
K0132	2,57453	0,109657	23,4781	<0,00001	***
K0133	-0,655008	0,0509178	-12,8640	<0,00001	***
K0134	0,69882	0,0717786	9,7358	<0,00001	***
K0135	-0,266726	0,0696249	-3,8309	0,00052	***

Średn. arytm. zm. zależnej	9,671534	Odch. stand. zm. zależnej	1,144055
Suma kwadratów reszt	0,483866	Błąd standardowy reszt	0,119295
Wsp. determ. R-kwadrat	0,990271	Skorygowany R-kwadrat	0,989127
F(4, 34)	865,2177	Wartość p dla testu F	1,12e-33
Logarytm wiarygodności	30,25683	Kryt. inform. Akaike'a	-50,51366
Kryt. bayes. Schwarza	-42,19585	Kryt. Hannana-Quinna	-47,52930
Autokorel. reszt - rho1	0,228287	Stat. Turbina-Watsona	1,520897



Długookresową elastyczność względem zmiennej ($JV_t + C_t$) oszacowano na poziomie bliskim 2,6, co świadczy o wysokiej importochłonności, połączonej wszakże z „wygłodzeniem” polskiego rynku. Elastyczność cenowa, gdy chodzi o wartość bezwzględną, przyjmuje wartość umiarkowaną (-0,66) (por. tablica 18).

Dynamiczne dostosowania są bardzo szybkie i wskazują na tendencje do przyspieszania importu. Brak deflatorów dla odpowiednich grup importu światowego sprawił, że nie wprowadzono do równania cen relatywnych, a jedynie ceny nominalne, co mogło spowodować obciążenie otrzymanych ocen (por. tablica 19).

Tablica 19. Import inwestycyjny (RK)

$$\begin{aligned}
\text{PLM7} = & (\text{LOG}(\text{M7}(-1)) - \text{LOG}(\text{M7LO}(-1))) * \text{K0141} \\
& + (\text{LOG}(\text{JV} + \text{C}) - \text{LOG}(\text{JV}(-1) + \text{C}(-1))) * \text{K0142} \\
& + (\text{LOG}((\text{PM7}/\text{PJV}) * (\text{JV}/(\text{JV} + \text{C})) + (\text{PM7}/\text{PC}) * (\text{C}/(\text{JV} + \text{C})))) \\
& - \text{LOG}((\text{PM7}(-1)/\text{PJV}(-1)) * (\text{JV}(-1)/(\text{JV}(-1) + \text{C}(-1))) + (\text{PM7}(-1)/\text{PC}(-1)) \\
& * (\text{C}(-1)/(\text{JV}(-1) + \text{C}(-1)))) * \text{K0143} \\
& + \text{U7273} * \text{K0144} \\
& + \text{U9091} * \text{K0145} ;
\end{aligned}$$

Restrykcja:

$$\text{K0141} = -1$$

Statystyka testu: $F(1, 33) = 3,17774$, z wartością $p = 0,0838506$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0141	-1,00000	0,0000	NA	NA	
K0142	1,86335	0,2423	7,6902	<0,00001	***
K0143	-0,417653	0,102922	-4,0579	0,00027	***
K0144	0,179942	0,0702645	2,5609	0,01505	**
K0145	0,2523	0,0685721	3,6793	0,00080	***
Średn. arytm. zm. zależnej	0,116968	Odch. stand. zm. zależnej	0,148527		
Suma kwadratów reszt	0,299617	Błąd standardowy reszt	0,093874		
Wsp. determ. R-kwadrat	0,775758	Skorygowany R-kwadrat	0,755971		
F(4, 34)	29,40541	Wartość p dla testu F	1,30e-10		
Logarytm wiarygodności	38,09423	Kryt. inform. Akaike'a	-68,18846		
Kryt. bayes. Schwarza	-61,63811	Kryt. Hannana-Quinna	-65,85789		
Autokorel. reszt – rho1	0,171123	Stat. Turbina-Watsona	1,629686		

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 14,1408

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(8) > 14,1408) = 0,0781691$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 1,61797

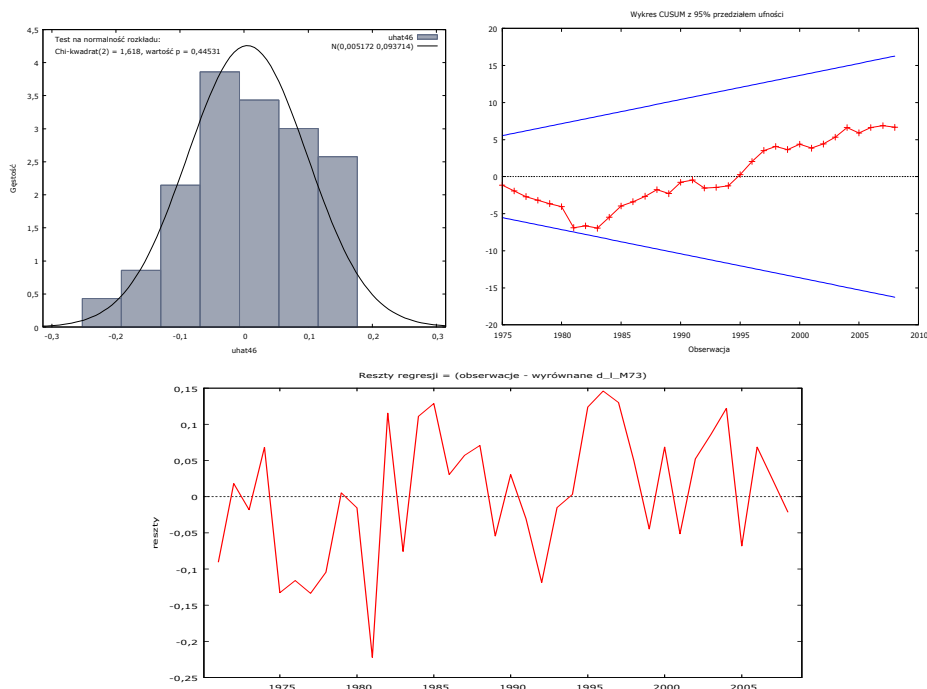
z wartością $p = 0,44531$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(33) = 1,14034$

z wartością $p = P(t(33) > 1,14034) = 0,262352$



Elastyczność dochodowa sięga 1,86, zaś cenowa $-0,42$. Zwraca uwagę pewna nieregularność wahań importu w tej grupie towarów przed 1990 r., związana głównie z arbitralnym limitowaniem importu. Znalazło to wyraz we wprowadzeniu licznych zmiennych zero-jedynkowych.

Import konsumpcyjny odznaczał się największą dynamiką spośród analizowanych kategorii importu. Po niezbyt udanych próbach specyfikacji równania dla tej kategorii importu, zdecydowano, iż jego wartość zostanie ustalona w sposób rezydualny, jako różnica między importem ogółem M_t a importem zaopatrzeniowym MZ_t i inwestycyjnym MJ_t .

8. Tożsamości generujące produkt krajowy brutto

Popyt finalny na produkty krajowe, tj. PKB, otrzymano dodając składniki popytu finalnego krajowego oraz popyt zagranicy i odejmując popyt na dobra importowane:

$$X_t = XG_t + E_t - M_t, \quad (5)$$

gdzie $XG_t = C_t + G_t + JA_t + DR_t$.

Zwróćmy uwagę, że tożsamości te określają popyt finalny w zasadzie tylko dla okresu transformacji, tj. od 1991 r. Informacje dotyczące rozmiarów oszacowanego popytu wraz z charakterystykami popytu nadwyżkowego podano w opisie bazy danych (por. Florczak [2000]). Dla lat wcześniejszych definiują one wielkości zrealizowane tj. w latach niedoborów podaż kierowaną do poszczególnych grup odbiorców. Dla określenia efektywnego popytu należało dodać oszacowania rozmiarów popytu nadwyżkowego. Była o tym mowa we wcześniejszych opracowaniach (por. Welfe (red.) [2001]).

Literatura

- Campbell J.Y., Mankiw N.G., [1991], *The Response of Consumption to Income: A Cross Country Investigation*, "European Economic Review", nr 35, s. 723–767.
- Gosińska E., Welfe W., [2012], *Business investment functions*, [w:] W. Welfe, P. Wdowiński (red.), "Modelling Economies in Transition", Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Kelm R., [2011], *Ryzyko walutowe i wahania kursu PLN/EUR w latach 1999–2009*, „Bank i Kredyt”, nr 42 (2), s. 31–66.
- Klein L.R., Welfe A., Welfe W., [1999], *Principles of Macroeconometric Modeling*, North Holland, Amsterdam.
- Leszkiewicz-Kędzior K., Welfe W., [2012], *Consumption Function for Poland. Is life Cycle Hypothesis Legitimate?*, "Bank i Kredyt", nr 5, s. 5–20.
- Modigliani F., [1975], *The Life Cycle Hypothesis of Saving Twenty Years Later*, [w:] M. Parkin, A.R. Nobay (red.), *Contemporary Issues in Economics*, Manchester University Press, Manchester.
- Muellbauer J., Lattimore R. [1995], *The Consumption Function: A Theoretical and Empirical Overview*, [w:] M.H. Pesaran, M.R. Wickens (red.), *Handbook of Applied Econometrics*, Blackwell, Oxford.
- Roeger W., in't Veld J. [1997], *QUEST II: A Multicountry Business Cycle and Growth Model*, Economic Papers, No. 123, European Commission.
- Welfe W., [1992], *Ekonometryczny model gospodarki narodowej Polski*, PWE, Warszawa.
- Welfe W., [2012], *Modelowanie inwestycji a gospodarka oparta na wiedzy*, [w:] *Innowacyjność gospodarki rynku pracy, determinanty wzrostu gospodarczego w procesie transformacji*, Acta UŁ Folia Oeconomica 268, Wydawnictwo UŁ, Łódź, s. 9–38.
- Welfe W., Welfe A., [1996], *Ekonometria stosowana*, PWE, Warszawa.
- Welfe W., Welfe A., [2004], *Ekonometria stosowana*, wyd. II, PWE, Warszawa.
- Welfe W. (red.), [2001], *Ekonometryczny model wzrostu gospodarczego*, Wydawnictwo UŁ, Łódź.
- Welfe W. (red.), [2004], *Długookresowy, makroekonometryczny model W8D–2002 gospodarki polskiej*, Acta Universitatis Lodzensis Folia Oeconomica 172, Wydawnictwo UŁ, Łódź.
- Welfe W. (red.), [2007], *Gospodarka oparta na wiedzy*, PWE, Warszawa.
- Welfe W. (red.), [2009], *Makroekonometryczny model gospodarki opartej na wiedzy*, Acta Universitatis Lodzensis Folia Oeconomica 229, Wydawnictwo UŁ, Łódź.

*Emilia Gosińska, Katarzyna Leszkiewicz-Kędzior**Władysław Welfe***FINAL DEMAND EQUATIONS IN W8D-2010 MODEL****Abstract**

This paper presents the specification of equations explaining the main components of final demand, i.e. the consumption demand of households, the consumption demand of public institutions, the demand for investment goods, the demand for inventories and reserves, the export and the import. To model the household's consumption two approaches have been used: the traditional one where the main role is attributed to the current disposable income of households and the other in which expectations are crucial to economic decision making, following the life cycle hypothesis. The demand for investment goods by firms is shaped allowing for an accelerator and the rate of capacity utilization. The user costs constrain the demand, there is also a substitution effect. What is more, an attempt was undertaken to introduce as an additional explanatory variable a proxy for the risk premium. The best results obtained for the risk expressed as the ratio of budget deficit to the GDP. Exports and imports equations are built in a traditional manner allowing for the level of respective activities and relative prices.