

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

RÓWNANIA CEN I PŁAC ORAZ PRZEPŁYWÓW FINANSOWYCH W MODELU W8D-2010

Streszczenie. W artykule zaprezentowano system równań cen, którego podstawę stanowią ceny producenta. Przyjęto, iż ceny te zależą od luki produkcyjnej i jednostkowych kosztów produkcji, które z kolei można zdekomponować na koszty pracy, koszty dóbr importowanych aproksymowane kursem walutowym i pozostałe. W odniesieniu do płac założono, iż kształtowane są one w drodze negocjacji płacowych pomiędzy przedsiębiorcami, związkami zawodowymi i przedstawicielami rządu, co implikuje zależność płacy realnej od stopy bezrobocia, a w długim okresie od wydajności pracy. Przepływy finansowe zostały natomiast zdekomponowane na kredyty i depozyty. Wyodrębniono równania objaśniające dochody i wydatki budżetu państwa oraz sektora finansowego, a także składowe bilansu płatniczego.

1. Równania cen

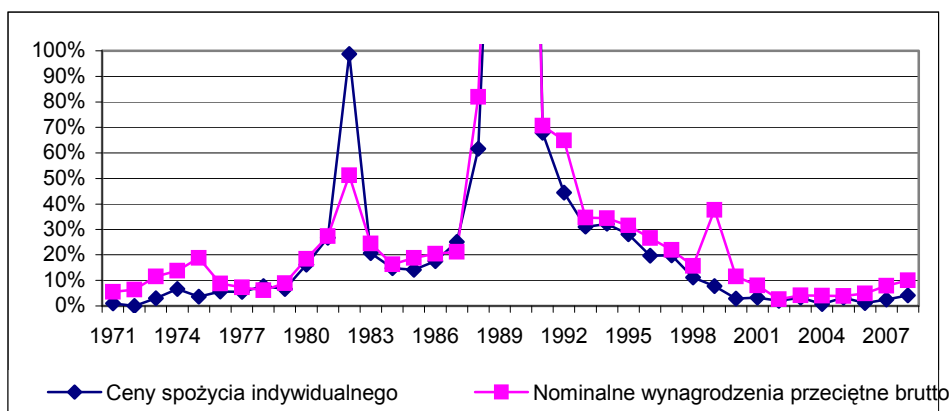
W modelu długookresowym nie można ignorować procesów inflacyjnych, ani też ewentualnych napięć w podstawowych bilansach finansowych: budżecie państwa, zagregowanym bilansie banków, bilansie płatniczym. Podstawowe znaczenie mają zmienne systemu równań cen, pozwalających na transmisję dynamiki sfery realnej gospodarki do dynamiki sfery finansowej i odwrotnie.

Nie było to zadanie łatwe, zważywszy, że w okresie gospodarki centralnie planowanej ceny były ustalane administracyjnie, zaś po ich uwolnieniu w latach 1989–1990, po krótkotrwałej hiperinflacji, stopy wzrostu cen sięgające 70% powoli malały do 1% w 2007 r. (por. rysunek 1). Za spadkiem stopy inflacji kryje się początkowo kontrolowany, a następnie swobodnie kształtujący się spadek (nominalnych) kosztów pracy, a także ograniczenie inflacji importowanej.

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

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

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



Rysunek 1. Procentowe tempa wzrostu cen spożycia indywidualnego i nominalnych wynagrodzeń przeciętnych brutto

Źródło: Obliczenia własne na podstawie Roczników Statystycznych GUS

Zjawiska powyższe rzutowały na specyfikację równań cen (por. Welfe [1998], Welfe i in. [2002]).

Podstawowe równanie cen przyjęte w modelu określa sposób generowania cen dóbr finalnych, PX_t , składających się na produkt krajowy brutto. Za punkt wyjścia przyjęto tożsamościową dekompozycję ceny na koszty jednostkowe i jednostkową nadwyżkę (wyrażającą m. in. efekty napięć rynkowych). Koszty jednostkowe zdekomponowano pomiędzy składowe: jednostkowe koszty zużycia materiałów z importu, jednostkową amortyzację, koszty osobowe z narzutami, koszty obsługi zadłużenia (wraz z innymi kosztami finansowymi) oraz stopy podatków pośrednich (głównie VAT).

Pragnąc uwzględnić wszystkie wymienione składniki kosztów jednostkowych, zdecydowano się na dwuetapową specyfikację równania. W pierwszym etapie deflator PX_t zostaje przedstawiony jako przybliżona suma jednostkowych kosztów KIP_t reprezentujących inflację kosztową oraz oszacowania nadwyżki, reprezentującej inflację popytową. W drugim etapie koszty jednostkowe zostają zdekomponowane według powyższych składników, a każdy z tych składników zostaje objaśniony za pomocą odpowiedniego równania stochastycznego.

Przyjęta w tej klasie modeli specyfikacja różni się znacząco od przyjmowanych w wielu innych modelach, które ograniczają się zazwyczaj do uwzględnienia jedynie niektórych z tych składników, których wartości są znane choćby w przybliżeniu. Obejmują one jednostkowe koszty osobowe, które są aproksymowane przez oszacowanie funduszu wynagrodzeń jako iloczynu przeciętnego

wynagrodzenia, WBP_t , przez liczbę zatrudnionych, NZ_t , podzielonego następnie przez wolumen PKB z uwzględnieniem narzutów z tytułu świadczeń socjalnych, $AFFP_t$. Kolejnym składnikiem kosztów jednostkowych są koszty importu, aproksymowane przez kurs walutowy. W wielu modelach w równaniu tym występuje także nadwyżka będąca funkcją stopnia wykorzystania potencjału produkcyjnego (o ile taka charakterystyka jest generowana przez model).

W prezentowanym modelu zdecydowaliśmy się na pełną dekompozycję kosztów jednostkowych, wyróżniając, poza zmianami kosztów pracy, zmiany kosztów jednostkowych z tytułu zużycia surowców importowanych, które mogą być albo aproksymowane przez zmiany cen transakcyjnych importu, PMT_t , przy założeniu ustalonej importochłonności, albo raczej przez iloczyn tych cen przez (zmienną) importochłonność, AMZ_t . Dostępne są także przybliżone informacje o narzutach na ceny transakcyjne z tytułu cel, $BYCP_t / MP_t$ i podatków pośrednich, $BYVP_t / X_t$. Zmiany wysokości obsługi zadłużenia są aproksymowane przez iloczyn stopy oprocentowania kredytów, $RKFR_t$, przez opóźnioną wysokość zadłużenia $BZNGP_{t-1}$, na jednostkę produkcji.

Napięcia rynkowe rzutujące na poziom nadwyżki mogą być reprezentowane przez wskaźniki wykorzystania potencjału produkcyjnego reprezentowane przez WN_t . Zachodzi następnie potrzeba dynamizacji równania objaśniającego PX_t , dla uwzględnienia opóźnień w transmisji zmian kosztów jednostkowych w ceny. Odpowiada to koncepcji przedstawionej przez Welfe [1998].

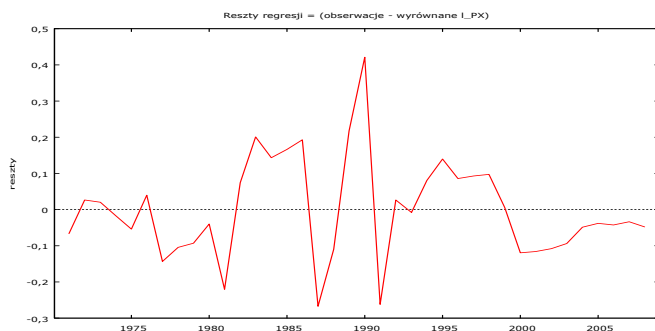
Długookresową relację PX_t względem kosztów jednostkowych i nadwyżki przedstawiono w tablicy 1.

Tablica 1. Deflator PKB (RD)

LPXLO = K0171

$$+ ((AFZSP(-1)/XP(-)) * (LOG(AFZSP/(KIP*X))) * U7090 \\ + LOG(WN) * (1 - U7090)) + LOG(0,5 * KIP + 0,5 * KIP(-1))) * K0172 \\ + U8791 * K0173 ;$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>Wartość p</i>	
K0171	0,243774	0,0338049	7,2112	<0,00001	***
K0172	0,971978	0,00658051	147,7055	<0,00001	***
K0173	0,497293	0,0687804	7,2302	<0,00001	***
Średn. arytm. zm. zależnej	-3,128843		Odch. stand. zm. zależnej	3,479021	
Suma kwadratów reszt	0,717289		Błąd standardowy reszt	0,143157	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,998398		Skorygowany R-kwadrat	0,998307	
F(2, 35)	10908,46		Wartość p dla testu F	1,20e-49	
Logarytm wiarygodności	21,50772		Kryt. inform. Akaike'a	-37,01544	
Kryt. bayes. Schwarza	-32,10268		Kryt. Hannana-Quinnat	-35,26752	
Autokorel. reszt – rho1	0,177661		Stat. Durbina-Watsona	1,636455	



W równaniu tym, zgodnie z zasadami określania cen w okresie gospodarki centralnie planowanej, nadwyżka była ustalana proporcjonalnie do kosztów jednostkowych (przy ustalonym współczynniku rentowności). Dla tego okresu nadwyżka może być wyznaczona przez uwzględnienie współczynnika rentowności, $AFZSP_t / KIP_t$.

W okresie gospodarki rynkowej należy przyjąć, iż zmiany jednostkowej nadwyżki zależą od sytuacji rynkowej, co lepiej lub gorzej może być aproksymowane przez zmiany w stopniu wykorzystania potencjału produkcyjnego, reprezentowane w początkowym etapie estymacji przez zmienną WN_t . Tej zmianie towarzyszy także odpowiednia zmiana wyrazu wolnego. W latach 1989–1990, tj. w okresie krótkotrwałej hiperinflacji, przyrost kosztów jednostkowych był wolniejszy od przyrostu cen wywołanego ich uwolnieniem połączonym z likwidacją nawisu inflacyjnego. Dla uwzględnienia tego fenomenu wprowadzono zmienną zero-jedynkową $U8791$. Hipotezę, że zmiany kosztów jednostkowych przenoszą się w całości w ciągu roku na zmiany cen, zastąpiono alternatywną hipotezą, że zmiany cen są opóźnione, przy czym wagi w rozkładzie opóźnień uzyskano w wyniku symulacji, otrzymując ostatecznie 0,5.

Dalszą dynamizację powyższej relacji zapewniono, wyznaczając techniką ECM oceny parametrów relacji krótkookresowej (por. tablica 2).

Tablica 2. Deflator PKB (RK)

$$\begin{aligned}
 PLPX = & (LOG(PX(-1)) - LOG(PXLO(-1))) * K0181 \\
 & + (((AFZSP(-1)/XP(-1)) * (LOG(AFZSP/(KIP*X))) * U7090 + LOG(WN) * (1-U7090)) \\
 & + LOG(0,5*KIP + 0,5*KIP(-1))) - ((AFZSP(-2)/XP(-2)) \\
 & * (LOG(AFZSP(-1)/(KIP(-1)*X(-1))) * U7090(-1) + LOG(WN(-1)) \\
 & * (1-U7090(-1))) + LOG(0,5*KIP(-1)+0,5*KIP(-2)))) * K0182 \\
 & + U9192 * K0183 ;
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0181	-0,514972	0,110728	-4,6508	0,00005	***
K0182	1,14012	0,0423375	26,9293	<0,00001	***
K0183	-0,548104	0,072901	-7,5185	<0,00001	***

Średn. arytm. zm. zależnej	0,224070	Odch. stand. zm. zależnej	0,359405
Suma kwadratów reszt	0,277476	Błąd standardowy reszt	0,090339
Wsp. determ. R-kwadrat	0,957363	Skorygowany R-kwadrat	0,954855
F(3, 34)	254,4766	Wartość p dla testu F	2,37e-23
Logarytm wiarygodności	38,01865	Kryt. inform. Akaike'a	-70,03730
Kryt. bayes. Schwarza	-65,20455	Kryt. Hannana-Quinnat	-68,33353
Autokorel. reszt – rho1	0,007033	Stat. Durbina-Watsona	1,961040

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 17,3053

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(6) > 17,3053) = 0,0082245$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 3,94309

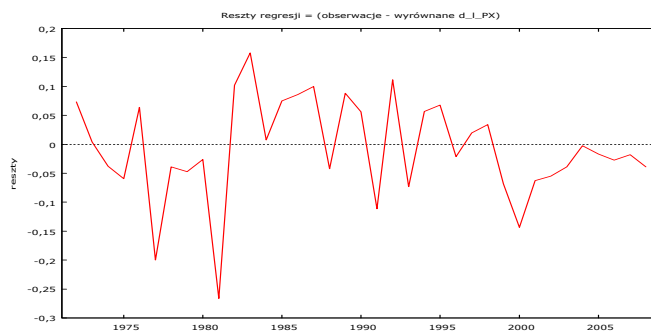
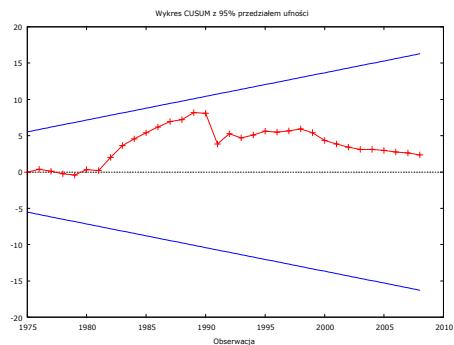
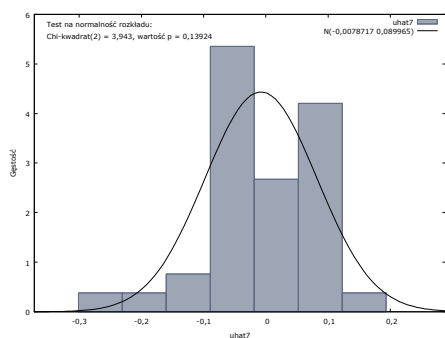
z wartością $p = 0,139241$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(33) = 0,401285$

z wartością $p = P(t(33) > 0,401285) = 0,690797$



W długim okresie zmiany deflatora PKB są niemal dokładnie proporcjonalne do zmian zintegrowanej charakterystyki zmian kosztów jednostkowych i napięć rynkowych. W krótkim okresie są one więcej niż proporcjonalne (elastyczność 1,14), z tym, że szybkość dostosowań jest umiarkowana.

Sumę kosztów jednostkowych otrzymano z dodania jednostkowych podatków pośrednich, kosztów surowców importowanych, amortyzacji, kosztów osobowych i pozostałych, a więc z tożsamości:

$$\begin{aligned} KIP_t = & BYVP_t / X_t + PM_t [1 + BYCP_t / MP_t + \\ & + BYVP_t / X_t (1 - U6089_t)] MZ_t / X_t + AMKKP_t KKP_{t-1} / X_t + \\ & + [WBP_t (1 + AFKP_t) NZ_t / X_t] + RKFR_t BZNGP_{t-1} / X_t, \end{aligned}$$

(1)

gdzie $AFKP_t = AFFP_t U6090_t + 3AFFP_t (1 - U6090_t)$, przy czym mnożnik równy 3 wprowadzono dla uwzględnienia pozostałych kosztów jednostkowych, pominiętych w latach dziewięćdziesiątych we współczynniku $AFFP_t$.

Równania cen dla poszczególnych grup dóbr finalnych mają charakter równań przejścia, będących aproksymacjami średnich ważonych deflatorów PKB, PX_t , deflatorów importu, PM_t , oraz ewentualnie stóp podatków pośrednich.

Deflator spożycia indywidualnego, PC_t , przedstawiony został jako funkcja średniej geometrycznej ważonej deflatora PKB i deflatora importu PM_t z wagami odpowiadającymi udziałowi tych kategorii w ich ogólnej sumie oraz jako funkcja stóp podatku pośredniego. Oceny parametrów długookresowej relacji podano w tabelicy 3.

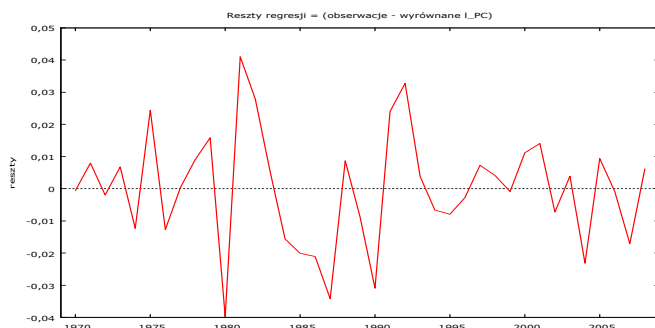
Tabelica 3. Deflator spożycia indywidualnego (RD)

LPCLO = E0021

$$\begin{aligned} & + (\text{LOG}(PX) * X / (X+M) + \text{LOG}(PM * (1 + BYCP/MP)) * M / (X+M)) * E0022 \\ & + (\text{LOG}(PX) * X / (X+M) + \text{LOG}(PM * (1 + BYCP/MP)) * M / (X+M)) * (1 - U7092) * E0023 \\ & + \text{LOG}(BYVP/X) * E0024 \\ & + U7074 * E0025 \\ & + U8889 * E0026 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0021	0,532961	0,0418699	12,7290	<0,00001	***
E0022	0,77316	0,0177473	43,5650	<0,00001	***
E0023	0,0465345	0,0146341	3,1799	0,00320	***
E0024	0,240581	0,0179588	13,3963	<0,00001	***
E0025	0,0694968	0,0106069	6,5520	<0,00001	***
E0026	-0,0944536	0,0152516	-6,1930	<0,00001	***

Średn. aryt. zm. zależnej	-3,258533	Odch. stand. zm. zależnej	3,511879
Suma kwadratów reszt	0,011988	Błąd standardowy reszt	0,019060
Wsp. determ. R-kwadrat	0,999974	Skorygowany R-kwadrat	0,999971
F(5, 33)	258011,0	Wartość p dla testu F	9,56e-75
Logarytm wiarygodności	102,3654	Kryt. inform. Akaike'a	-192,7309
Kryt. bayes. Schwarza	-182,7495	Kryt. Hannana-Quinnat	-189,1496
Autokorel. reszt – rho1	-0,036854	Stat. Durbina-Watsona	2,070225



Specyfikacja równania krótkookresowego jest zbliżona (por. tablica 4).

Tablica 4. Deflator spożycia indywidualnego (RK)

$$\begin{aligned}
 \text{PLPC} = & (\text{LOG}(\text{PC}(-1)) - \text{LOG}(\text{PCLO}(-1))) * \text{E0031} \\
 & + ((\text{LOG}(\text{PX}) * \text{X} / (\text{X} + \text{M}) + \text{LOG}(\text{PM} * (1 + \text{BYCP} / \text{MP}))) * \text{M} / (\text{X} + \text{M})) - \\
 & - (\text{LOG}(\text{PX}(-1)) * \text{X}(-1) / (\text{X}(-1) + \text{M}(-1)) + \text{LOG}(\text{PM}(-1) * (1 + \text{BYCP}(-1) / \text{MP}(-1)))) \\
 & * \text{M}(-1) / (\text{X}(-1) + \text{M}(-1))) * \text{E0032} \\
 & + (\text{LOG}(\text{BYVP} / \text{X}) - \text{LOG}(\text{BYVP}(-1) / \text{X}(-1))) * \text{E0033} \\
 & + \text{U81} * \text{E0034} \\
 & + \text{U88} * \text{E0035} \\
 & + \text{U9091} * \text{E0036} ;
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0031	-0,543512	0,231687	-2,3459	0,02534	**
E0032	0,784103	0,0278284	28,1764	<0,00001	***
E0033	0,222986	0,0324349	6,8749	<0,00001	***
E0034	0,058397	0,0203003	2,8767	0,00710	***
E0035	-0,0663476	0,0220244	-3,0125	0,00503	***
E0036	0,0598774	0,0202113	2,9626	0,00571	***

Średn. aryt. zm. zależnej	0,218997	Odch. stand. zm. zależnej	0,357552
Suma kwadratów reszt	0,010362	Błąd standardowy reszt	0,017995
Wsp. determ. R-kwadrat	0,998419	Skorygowany R-kwadrat	0,998172
F(6, 32)	3367,226	Wartość p dla testu F	2,33e-43
Logarytm wiarygodności	102,0165	Kryt. inform. Akaike'a	-192,0329
Kryt. bayes. Schwarza	-182,2074	Kryt. Hannana-Quinnat	-188,5371
Autokorel. reszt – rho1	-0,032093	Stat. Durbina-Watsona	2,042384

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 16,7186

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(12) > 16,7186) = 0,160491$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 3,26976

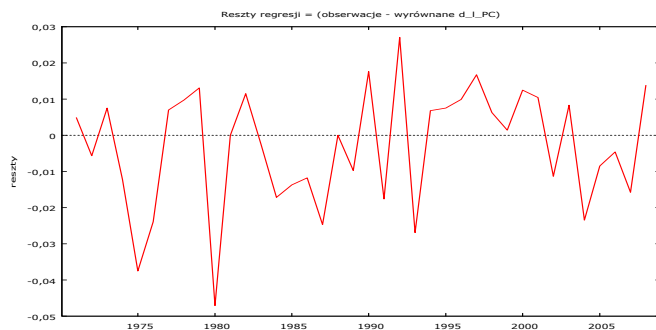
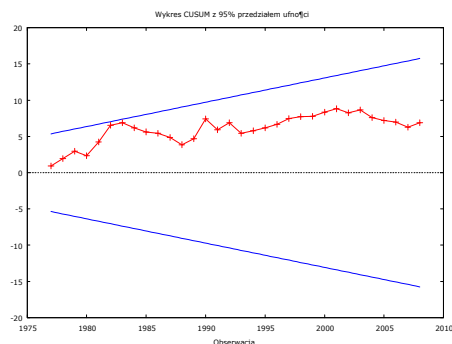
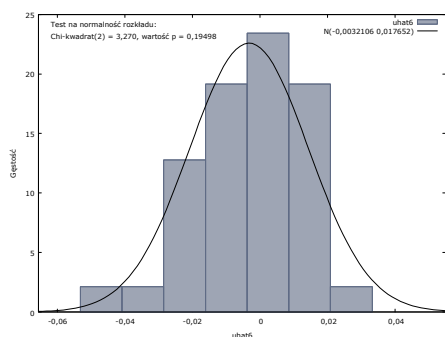
z wartością $p = 0,194976$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(31) = 1,21973$

z wartością $p = P(t(31) > 1,21973) = 0,231767$



Długookresowa, jak i krótkookresowa elastyczność deflatora spożycia indywidualnego względem kombinacji cen dóbr krajowych i importowanych jest bliska 0,8, zaś względem podatku VAT obie elastyczności są bliskie 0,2, przy powolnej adaptacji zmian. W latach 80-tych dynamika tego deflatora została niedoszacowana.

Deflator spożycia zbiorowego, PGG_t , ma zbliżoną budowę, z tym że efekt podatków pośrednich okazał się nieistotny. W długim okresie średnia elastyczność tego deflatora względem kombinacji cen krajowych i zagranicy okazała się

bliska 0,94. W latach 80-tych była wyższa (0,99), gdy po 2000 r. znacznie przekroczyła jedność (1,14). Odpowiednia średnia elastyczność dla krótkiego okresu wynosiła analogicznie 0,94, w latach 80-tych natomiast wzrosła do jedności z bardzo krótkim okresem adaptacji (por. tablice 5 i 6).

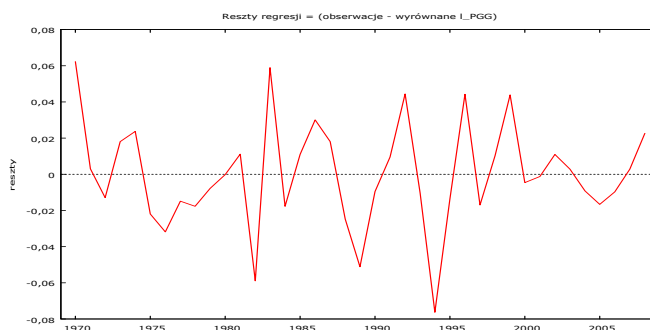
Tablica 5. Deflator spożycia zbiorowego (*RD*)

LPGGLO = E0041

$$\begin{aligned}
 &+ (\text{LOG(PX)} * X / (X+M) + \text{LOG(PM} * (1 + \text{BYCP}/\text{XP})) * M / (X+M)) * \text{E0042} \\
 &+ (\text{LOG(PX)} * X / (X+M) + \text{LOG(PM} * (1 + \text{BYCP}/\text{XP})) * M / (X+M)) * \text{U8089} * \text{E0043} \\
 &+ (\text{LOG(PX)} * X / (X+M) + \text{LOG(PM} * (1 + \text{BYCP}/\text{XP})) * M / (X+M)) * (1 - \text{U7099}) * \text{E0044} \\
 &+ \text{U8283} * \text{E0045} \\
 &+ \text{U9091} * \text{E0046} ;
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0041	-0,103033	0,0108268	-9,5166	<0,00001	***
E0042	0,935849	0,00199668	468,7029	<0,00001	***
E0043	0,055137	0,0024796	22,2362	<0,00001	***
E0044	0,203634	0,0248676	8,1887	<0,00001	***
E0045	-0,137812	0,0252746	-5,4526	<0,00001	***
E0046	0,100388	0,024046	4,1748	0,00020	***

Średn. arytm. zm. zależnej	-3,156395	Odch. stand. zm. zależnej	3,349093
Suma kwadratów reszt	0,032657	Błąd standardowy reszt	0,031458
Wsp. De term. R-kwadrat	0,999923	Skorygowany R-kwadrat	0,999912
F(5, 33)	86134,01	Wartość p dla testu F	6,94e-67
Logarytm wiarygodności	82,82402	Kryt. inform. Akaike'a	-153,6480
Kryt. Bayes. Schwarza	-143,6667	Kryt. Hannana-Quinnat	-150,0668
Autokorel. reszt – rho1	-0,031676	Stat. Durbina-Watsona	1,927782

Tablica 6. Deflator spożycia zbiorowego (*RK*)

$$\begin{aligned}
 \text{PLPGG} = & (\text{LOG(PGG}(-1)) - \text{LOG(PGGLO}(-1))) * \text{E0051} \\
 & + ((\text{LOG(PX)} * X / (X+M) + \text{LOG(PM} * (1 + \text{BYCP}/\text{XP})) * M / (X+M)) \\
 & - (\text{LOG(PX}(-1)) * X(-1) / (X(-1) + M(-1)) + \text{LOG(PM}(-1) * (1 + \text{BYCP}(-1) / \text{XP}(-1))) \\
 & * M(-1) / (X(-1) + M(-1)))) * \text{E0052} \\
 & + ((\text{LOG(PX)} * X / (X+M) + \text{LOG(PM} * (1 + \text{BYCP}/\text{XP})) * M / (X+M))
 \end{aligned}$$

$$-(\text{LOG}(\text{PX}(-1)) * \text{X}(-1) / (\text{X}(-1) + \text{M}(-1)) + \text{LOG}(\text{PM}(-1) * (1 + \text{BYCP}(-1) / \text{XP}(-1)))$$

$$* \text{M}(-1) / (\text{X}(-1) + \text{M}(-1))) * \text{U8089} * \text{E0053}$$

$$+ \text{U82} * \text{E0054}$$

$$+ \text{U84} * \text{E0055} ;$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0051	-0,976153	0,225995	-4,3193	0,00013	***
E0052	0,944425	0,0165826	56,9529	<0,00001	***
E0053	0,058189	0,00498388	11,6754	<0,00001	***
E0054	-0,205416	0,0384894	-5,3370	<0,00001	***
E0055	0,116826	0,0391332	2,9853	0,00530	***
Średn. aryt. zm. zależnej	0,206183		Odch. stand. zm. zależnej	0,373766	
Suma kwadratów reszt	0,043827		Błąd standardowy reszt	0,036443	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,993540		Skorygowany R-kwadrat	0,992757	
F(5, 33)	1015,077		Wartość p dla testu F	4,12e-35	
Logarytm wiarygodności	74,61718		Kryt. inform. Akaike'a	-139,2344	
Kryt. bayes. Schwarza	-131,0464		Kryt. Hannana-Quinnat	-136,3212	
Autokorel. reszt – rho1	0,143486		Stat. Durbina-Watsona	1,701153	

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 15,7951

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(10) > 15,7951) = 0,105649$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 6,62074

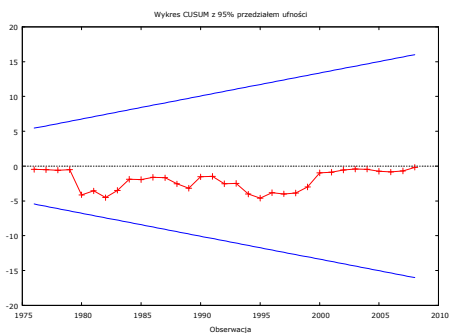
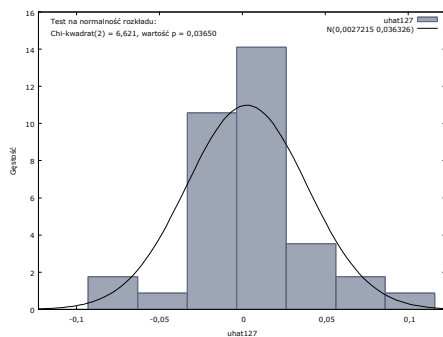
z wartością $p = 0,0365027$

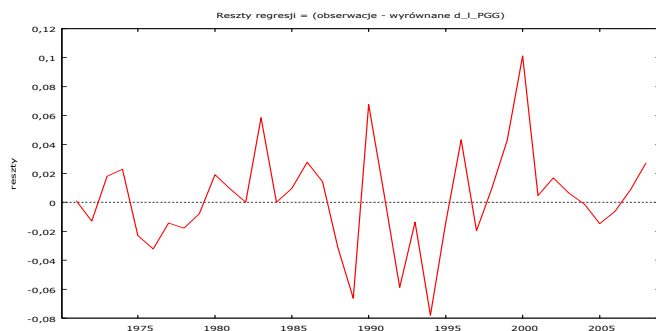
Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(32) = -0,0294536$

z wartością $p = P(t(32) > -0,0294536) = 0,976686$





Deflator nakładów inwestycyjnych na maszyny i urządzenia, PJV_t , otrzymano z analogicznie zbudowanego równania. Oceny parametrów równania długookresowego jak i krótkookresowego podano w tablicach 7 i 8.

Tablica 7. Deflator nakładów inwestycyjnych na maszyny i urządzenia (RD)

LPJVPPLO = E0291

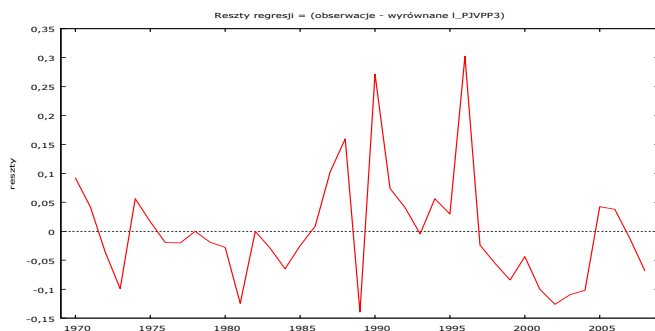
$$\begin{aligned}
 &+ (X/(X+M)) * \text{LOG}(PX) * E0292 \\
 &+ (M/(X+M)) * \text{LOG}(PM) * E0293 \\
 &+ U7073 * E0294 \\
 &+ U8088 * E0295 \\
 &+ (1-U7004) * E0296 ;
 \end{aligned}$$

Restrykcja:

$$E0292 + E0292 = 1$$

Statystyka testu: $F(1, 33) = 4,25295$, z wartością $p = 0,0471272$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0291	-0,143693	0,0259727	-5,5325	<0,00001	***
E0292	0,95014	0,00785399	120,9755	<0,00001	***
E0293	0,0498595	0,00785399	6,348	3,05e-07	***
E0294	0,219945	0,0660297	3,3310	0,00209	***
E0295	-0,211879	0,0466773	-4,5392	0,00007	***
E0296	-0,190591	0,0575186	-3,3136	0,00219	***
Średn. arytm. zm. zależnej	-2,850012		Odch. stand. zm. zależnej	2,739194	
Suma kwadratów reszt	0,348669		Błąd standardowy reszt	0,101267	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,998777		Skorygowany R-kwadrat	0,998633	
F(4, 34)	6942,294		Wartość p dla testu F	5,50e-49	
Logarytm wiarygodności	36,64667		Kryt. inform. Akaike'a	-63,29333	
Kryt. bayes. Schwarza	-54,97553		Kryt. Hannana-Quinnat	-60,30898	
Autokorel. reszt – rho1	0,120129		Stat. Durbina-Watsona	1,725050	



Tablica 8. Deflator nakładów inwestycyjnych na maszyny i urządzenia (RK)

$$\begin{aligned}
 & \text{PLPJVP} = (\text{LOG}(\text{PJVP}(-1)) - \text{LOG}(\text{PJVPLO}(-1))) * \text{E0301} \\
 & + (((\text{X}/(\text{X}+\text{M})) * \text{LOG}(\text{PX}) - (\text{X}(-1)/(\text{X}(-1)+\text{M}(-1))) * \text{LOG}(\text{PX}(-1)))) + ((\text{M}/(\text{X}+\text{M})) \\
 & * \text{LOG}(\text{PM}) - (\text{M}(-1)/(\text{X}(-1)+\text{M}(-1))) * \text{LOG}(\text{PM}(-1)))) * \text{E0302} \\
 & + \text{U74} * \text{E0303} \\
 & + \text{U8081} * \text{E0304} \\
 & + \text{U96} * \text{E0305} \\
 & + \text{U9808} * \text{E0306} ;
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0301	-0,852426	0,0915631	-9,3097	<0,00001	***
E0302	0,986869	0,019999	49,3458	<0,00001	***
E0303	-0,143952	0,0508703	-2,8298	0,00798	***
E0304	-0,203578	0,0356974	-5,7029	<0,00001	***
E0305	0,274307	0,0501846	5,4660	<0,00001	***
E0306	-0,0806018	0,0158689	-5,0792	0,00002	***

Średn. arytm. zm. zależnej	0,175708	Odch. stand. zm. zależnej	0,375129
Suma kwadratów reszt	0,080102	Błąd standardowy reszt	0,050032
Wsp. determ. R-kwadrat	0,987445	Skorygowany R-kwadrat	0,985483
F(6, 32)	419,4526	Wartość p dla testu F	5,70e-29
Logarytm wiarygodności	63,15919	Kryt. inform. Akaike'a	-114,3184
Kryt. bayes. Schwarz	-104,4929	Kryt. Hannana-Quinnat	-110,8225
Autokorel. reszt – rho1	0,081269	Stat. Durbina-Watsona	1,807615

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 23,6879

z wartością p = P(Chi-Square(11) > 23,6879) = 0,014115

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 1,95292

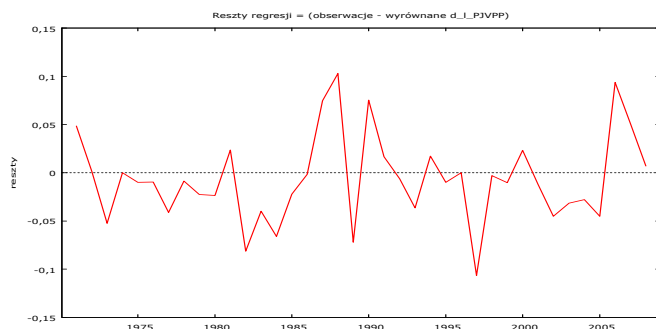
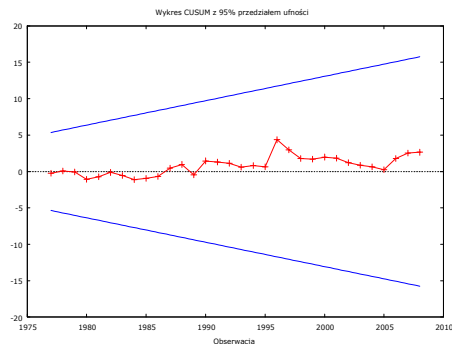
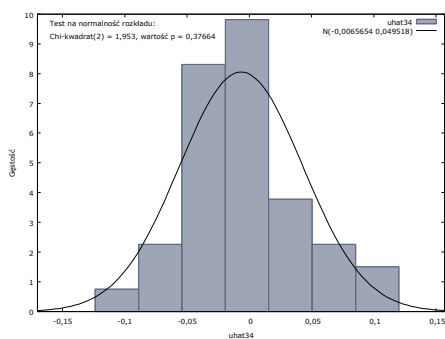
z wartością p = 0,376642

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(31) = 0,466101$

z wartością $p = P(t(31) > 0,466101) = 0,644402$



Efekty zmian cen krajowych oraz cen importu potraktowano w długim okresie oddzielnie, nadając im wagi proporcjonalne do udziału produkcji i importu w ich sumie. Długookresowa elastyczność cen dóbr inwestycyjnych względem cen krajowych była bliska jedności (0,95), gdy względem cen importu 0,05. Nie ma podstaw do odrzucenia restrykcji homogeniczności pomiędzy tymi parametrami. W krótkim okresie potraktowano zmiany te łącznie, otrzymując odpowiednią elastyczność rzędu 0,99 przy dużej szybkości dostosowań w procesie adaptacyjnym (por. tablica 8).

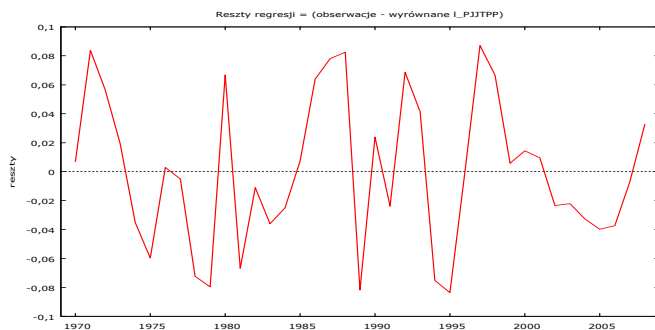
Deflator nakładów inwestycyjnych pozostałych, $PJJTP_t$, otrzymano z równania długookresowego, zamieszczonego w tablicy 9.

Tablica 9. Deflator nakładów inwestycyjnych pozostałych (RD)

LPJJTPPLO = E0061

+ (LOG(PX) * (X/(X+M))) * E0062
 + (LOG(PM) * (M/(X+M))) * E0063
 + (U8081) * E0064
 + U9091 * E0065
 + U96 * E0066 ;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0061	-0,0302542	0,0182095	-1,6615	0,10610	
E0062	0,937382	0,0155127	60,4269	<0,00001	***
E0063	0,682488	0,166817	4,0912	0,00026	***
E0064	-0,29437	0,0415711	-7,0811	<0,00001	***
E0065	0,228148	0,0424903	5,3694	<0,00001	***
E0066	-0,241486	0,0579119	-4,1699	0,00021	***
Średn. arytm. zm. zależnej	-2,996759		Odch. stand. zm. zależnej	3,196254	
Suma kwadratów reszt	0,100506		Błąd standardowy reszt	0,055187	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,999741		Skorygowany R-kwadrat	0,999702	
F(5, 33)	25486,30		Wartość p dla testu F	3,69e-58	
Logarytm wiarygodności	60,90289		Kryt. inform. Akaike'a	-109,8058	
Kryt. bayes. Schwarza	-99,82440		Kryt. Hannana-Quinnat	-106,2245	
Autokorel. reszt – rho1	0,232649		Stat. Durbina-Watsona	1,528509	



W równaniu objaśniającym deflator nakładów inwestycyjnych pozostałych efekty zmian cen krajowych oraz cen importu potraktowano zarówno w długim, jak i krótkim okresie oddzielnie. Długookresowa elastyczność tego deflatora względem cen krajowych była identyczna jak w poprzednim równaniu (0,94), natomiast względem cen importu 0,7. Krótkookresowe elastyczności względem cen krajowych oraz cen importu przekroczyły jedność i równe są odpowiednio 1,06 oraz 1,12 (por. tablica 10).

Tablica 10. Deflator nakładów inwestycyjnych pozostałych (RK)

$$\begin{aligned}
 \text{PLPJTPP} = & (\text{LOG}(\text{PJTPP}(-1)) - \text{LOG}(\text{PJTPPLO}(-1))) * \text{E0071} \\
 & + (\text{LOG}(\text{PX}) * (\text{X}/(\text{X}+\text{M})) - \text{LOG}(\text{PX}(-1)) * (\text{X}(-1)/(\text{X}(-1)+\text{M}(-1)))) * \text{E0072} \\
 & + (\text{LOG}(\text{PM}) * (\text{M}/(\text{X}+\text{M})) - \text{LOG}(\text{PM}(-1)) * (\text{M}(-1)/(\text{X}(-1)+\text{M}(-1)))) * \text{E0073} \\
 & + \text{U8081} * \text{E0074} + \text{U82} * \text{E0075} + \text{U89} * \text{E0076} + \text{U9296} * \text{E0077} \\
 & + \text{U97} * \text{E0078} ;
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0071	-0,281083	0,162166	-1,7333	0,09331	*
E0072	1,0596	0,0403362	26,2692	<0,00001	***
E0073	1,12127	0,34099	3,2883	0,00258	***
E0074	-0,173504	0,0337904	-5,1347	0,00002	***
E0075	0,217244	0,0515441	4,2147	0,00021	***
E0076	-0,331492	0,0617326	-5,3698	<0,00001	***
E0077	-0,130581	0,0220463	-5,9230	<0,00001	***
E0078	0,295624	0,0480089	6,1577	<0,00001	***
Średn. arytm. zm. zależnej	0,199905		Odch. stand. zm. zależnej	0,378817	
Suma kwadratów reszt	0,066980		Błąd standardowy reszt	0,047251	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,990191		Skorygowany R-kwadrat	0,987902	
F(8, 30)	378,5345		Wartość p dla testu F	5,95e-28	
Logarytm wiarygodności	66,55822		Kryt. inform. Akaike'a	-117,1164	
Kryt. bayes. Schwarza	-104,0157		Kryt. Hannana-Quinnat	-112,4553	
Autokorel. reszt – rho1	-0,020148		Stat. Durbina-Watsona	1,927107	

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 19,1623

z wartością p = P(Chi-Square(9) > 19,1623) = 0,0238474

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 1,14281

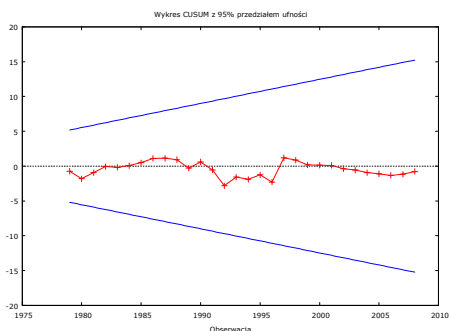
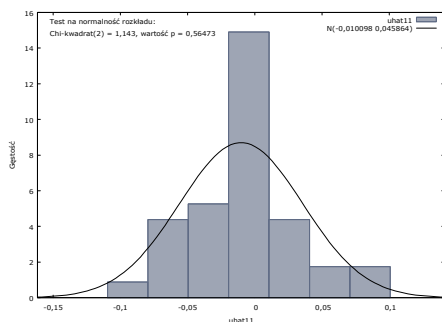
z wartością p = 0,56473

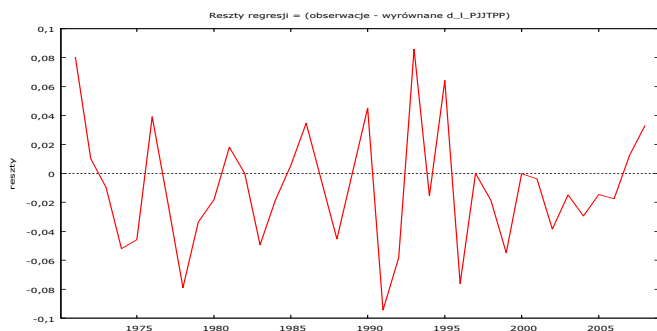
Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier t(29) = -0,139757

z wartością p = P(t(29) > -0,139757) = 0,889818





Deflator inwestycji ogółem wyznaczono jako średnią ważoną odpowiednich deflatorów składowych:

$$PJ_t = PJV_t(JV_t / J_t) + PJJT_t(J_t - JV_t) / J_t. \quad (2)$$

Deflator środków trwałych, PKK_t , zależy od kształtowania się deflatora nakładów inwestycyjnych z pewnymi opóźnieniami wynikającymi z wahającej się częstotliwości aktualizacji wartości środków trwałych. Jako wystarczające przybliżenie otrzymano równanie, w którym występuje jedno opóźnienie (por. tablica 11). Elastyczność deflatora środków trwałych względem deflatora nakładów inwestycyjnych oszacowano na poziomie 0,70, podczas gdy względem deflatora nakładów inwestycyjnych z okresu poprzedniego na poziomie 0,31, co w długim okresie dałoby elastyczność bliską jedności. Zaburzenia w procesie aktualizacji wartości środków trwałych odwzorowano przy użyciu zmiennych zero-jedynkowych.

Tablica 11. Deflator środków trwałych

LPKK = E0141

+ LOG(PJA) * E0142
 + LOG(PJA(-1)) * E0143
 + U82 * E0144
 + U8384 * E0145
 + U89 * E0146
 + U90 * E0147 ;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0141	-0,162387	0,0308404	-5,2654	0,00001	***
E0142	0,695733	0,168468	4,1298	0,00025	***
E0143	0,310465	0,168678	1,8406	0,07527	*
E0144	-0,699249	0,182017	-3,8417	0,00057	***
E0145	0,386837	0,0843939	4,5837	0,00007	***
E0146	-0,80294	0,202676	-3,9617	0,00041	***
E0147	0,98807	0,324809	3,0420	0,00475	***

Średn. arytm. zm. zależnej	-3,057289	Odch. stand. zm. zależnej	3,197802
Suma kwadratów reszt	0,396593	Błąd standardowy reszt	0,113108
Wsp. determ. R-kwadrat	0,998952	Skorygowany R-kwadrat	0,998749
F(6, 31)	4923,964	Wartość p dla testu F	9,45e-45
Logarytm wiarygodności	32,76653	Kryt. inform. Akaike'a	-51,53306
Kryt. bayes. Schwarza	-40,06996	Kryt. Hannana-Quinnat	-47,45458
Autokorel. reszt – rho1	0,150356	Stat. Durbina-Watsona	1,682938

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 16,6535

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(10) > 16,6535) = 0,0823903$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 8,92987

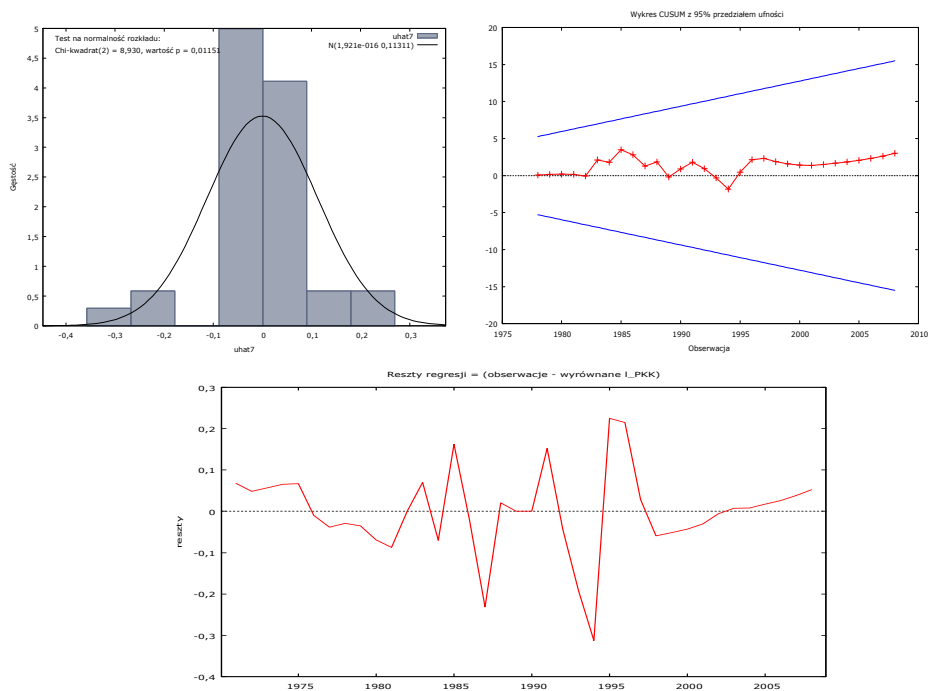
z wartością $p = 0,0115055$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(30) = 0,542445$

z wartością $p = P(t(30) > 0,542445) = 0,591519$



Deflator produktu globalnego, PQ_t , otrzymano w wyniku aproksymacji tożsamości określającej związek powyższego deflatora z deflatorem PKB, po uwzględnieniu dynamiki cen zużycia pośredniego. Dla długiego okresu elastyczność deflatora produktu globalnego względem opisanej tożsamości oszacowano na poziomie 0,96. W krótkim okresie elastyczność ta okazała się znacznie wyższa (1,2) z wysoką szybkością dostosowań (por. tablice 12 i 13).

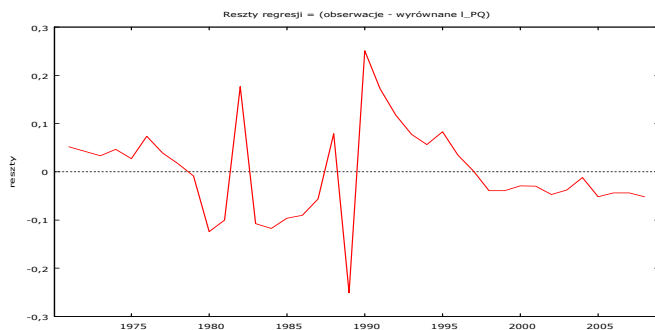
Tablica 12. Deflator produktu globalnego (RD)

LPQLO = E0161

$$+ (0.5 * \text{LOG}(A(-1) * PQ(-1)) + 0.5 * \text{LOG}(PX)) * E0162 \\ + U8990 * E0163 ;$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0161	0,395097	0,0231046	17,1004	<0,00001	***
E0162	0,957222	0,00463132	206,6845	<0,00001	***
E0163	0,628477	0,0704428	8,9218	<0,00001	***

Średn. aryt. zm. zależnej	-2,982538	Odch. stand. zm. zależnej	3,299525
Suma kwadratów reszt	0,329069	Błąd standardowy reszt	0,096964
Wsp. determ. R-kwadrat	0,999183	Skorygowany R-kwadrat	0,999136
F(2, 35)	21404,31	Wartość p dla testu F	9,19e-55
Logarytm wiarygodności	36,31277	Kryt. inform. Akaike'a	-66,62554
Kryt. bayes. Schwarza	-61,71278	Kryt. Hannana-Quinnat	-64,87762
Autokorel. reszt – rho1	0,115090	Stat. Durbina-Watsona	1,755292



Tablica 13. Deflator produktu globalnego (RK)

$$PLPQ = (\text{LOG}(PQ(-1)) - \text{LOG}(PQLO(-1))) * E0171 \\ + ((0.5 * \text{LOG}(A(-1) * PQ(-1)) + 0.5 * \text{LOG}(PX)) - (0.5 * \text{LOG}(A(-2) * PQ(-2)) \\ + 0.5 * \text{LOG}(PX(-1)))) * E0172 \\ + U8081 * E0173 \\ + U8386 * E0174 \\ + U91 * E0175 ;$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0171	-0,788682	0,103447	-7,6240	<0,00001	***
E0172	1,19944	0,0260554	46,0343	<0,00001	***
E0173	-0,136831	0,0368164	-3,7166	0,00077	***
E0174	-0,150929	0,0263217	-5,7340	<0,00001	***
E0175	-0,790215	0,0665921	-11,8665	<0,00001	***

Średn. arytm. zm. zależnej	0,210842	Odch. stand. zm. zależnej	0,366057
Suma kwadratów reszt	0,083217	Błąd standardowy reszt	0,050995
Wsp. determ. R-kwadrat	0,987136	Skorygowany R-kwadrat	0,985527
F(5, 32)	491,0947	Wartość p dla testu F	2,98e-29
Logarytm wiarygodności	60,29796	Kryt. inform. Akaike'a	-110,5959
Kryt. bayes. Schwarza	-102,5413	Kryt. Hannana-Quinnat	-107,7563
Autokorel. reszt – rho1	0,095643	Stat. Durbina-Watsona	1,772408

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 30,9835

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(10) > 30,9835) = 0,000590429$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 4,49129

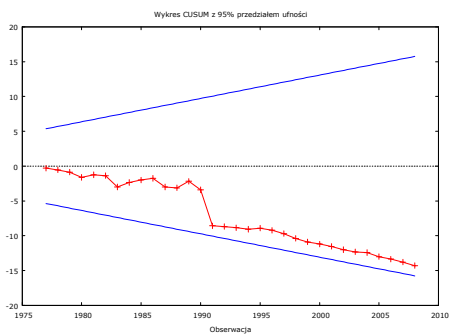
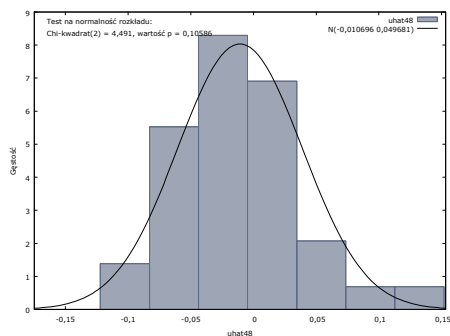
z wartością $p = 0,105859$

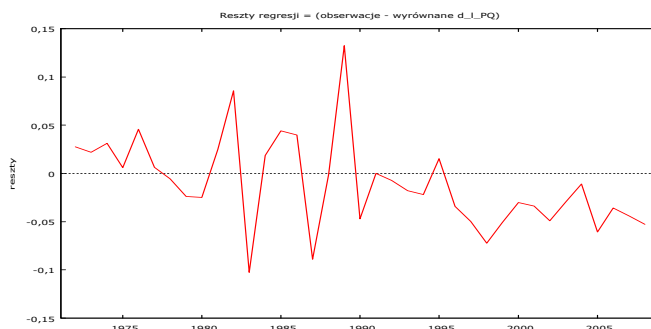
Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(31) = -2,52478$

z wartością $p = P(t(31) > -2,52478) = 0,0169091$





Deflatory dochodów z pracy, PYW_t , oraz dochodów (osobistych) do dyspozycji ogółem, PY_t , otrzymano na podstawie równań łącznikowych, wiążących je z deflatorem konsumpcji indywidualnej PC_t , otrzymując odpowiednią elastyczność bliską jedności.

Specyfikacja deflatora eksportu w USD, PED_t , odpowiada założeniu, iż eksporterzy przyjmują za punkt wyjścia swoich decyzji cenowych dynamikę cen światowych, tzn. wahania cen eksportu pozostają w związku z wahaniami cen światowych, ale jednocześnie traktują te ceny jako instrument walki konkurencyjnej. Pociąga to za sobą odchylenia od stóp wzrostu cen światowych, przy czym w pewnym sensie barierą dla tych decyzji pozostaje opłacalność eksportu, zależna m. in. od nadwyżki stopy wzrostu cen eksportu nad stopą wzrostu cen krajowych skorygowaną ze względu na stopę wzrostu kursu walutowego, $WZLD_t/WZLD_{95}$. Prowadzi to do następującej specyfikacji równania cen eksportu (por. tablica 14).

Tablica 14. Deflator eksportu w USD (RD)

LPEDLO = E0121

+ LOG(PH) * (1-U7090) * E0122
 + LOG(PX/(WZLD/2.4244)) * (1-U7090) * E0123
 + LOG(PH) * U7090 * E0124
 + U7475 * E0125
 + U7680 * E0126
 + U8284 * E0127 ;

Restrykcja:

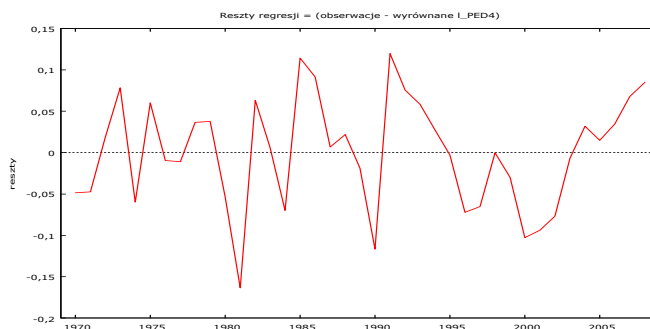
E0122 + E0123 = 1

Statystyka testu: $F(1, 32) = 3,63763$, z wartością $p = 0,0654978$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0121	0,00287497	0,0179208	0,1604	0,87352	
E0122	0,455608	0,0998967	4,5608	0,00007	***
E0123	0,544392	0,0998967	5,450	4,89e-06	***

E0124	0,410469	0,0287815	14,2616	<0,00001	***
E0125	0,157415	0,0548338	2,8708	0,00710	***
E0126	0,381347	0,0360107	10,5898	<0,00001	***
E0127	0,210723	0,0441402	4,7740	0,00004	***

Średn. aryt. zm. zależnej	-0,084605	Odch. stand. zm. zależnej	0,210420
Suma kwadratów reszt	0,169876	Błąd standardowy reszt	0,071748
Wsp. determ. R-kwadrat	0,899035	Skorygowany R-kwadrat	0,883737
F(5, 33)	58,76900	Wartość p dla testu F	1,79e-15
Logarytm wiarygodności	50,66825	Kryt. inform. Akaike'a	-89,33650
Kryt. bayes. Schwarza	-79,35513	Kryt. Hannana-Quinnat	-85,75527
Autokorel. reszt – rho1	0,194992	Stat. Durbina-Watsona	1,570403



Zarówno dla długiego, jak i krótkiego okresu przyjęto, że po roku 1990 łączna elastyczność deflatora eksportu względem obu zmiennych jest równa jedności, przyjmując, że efekty te są homogeniczne. Zmiany reżimu po rozpoczęciu okresu transformacji odwzorowano zmieniając parametr przy cenach światowych.

W równaniu długookresowym elastyczność deflatora eksportu względem cen światowych została dla okresu po 1990 r. oszacowana na poziomie 0,46, gdy względem cen oferowanych przez krajowych eksporterów na poziomie 0,54. Odpowiednie elastyczności krótkookresowe wynoszą natomiast 0,44 i 0,56. W okresie przed transformacją elastyczność względem cen światowych oszacowano na poziomie 0,41 w długim okresie oraz 0,53 w krótkim okresie (por. tablice 14 i 15). Tempo dostosowań było raczej powolne.

Tablica 15. Deflator eksportu w USD (RK)

$$\begin{aligned}
 \text{PLPED} = & (\text{LOG}(\text{PED}(-1)) - \text{LOG}(\text{PEDLO}(-1))) * \text{E0131} \\
 & + (\text{LOG}(\text{PH}) * (1 - \text{U7090}) - \text{LOG}(\text{PH}(-1)) * (1 - \text{U7090}(-1))) * \text{E0132} \\
 & + (\text{LOG}(\text{PX}/(\text{WZLD}/2,4244)) * (1 - \text{U7090}) - \text{LOG}(\text{PX}(-1)/(\text{WZLD}(-1)/2,4244)) \\
 & * (1 - \text{U7090}(-1))) * \text{E0133} \\
 & + (\text{LOG}(\text{PH}) * \text{U7090} - \text{LOG}(\text{PH}(-1)) * \text{U7090}(-1)) * \text{E0134} \\
 & + \text{U7576} * \text{E0135} + \text{U81} * \text{E0136} + \text{U82} * \text{E0137} \\
 & + \text{U9192} * \text{E0138} ;
 \end{aligned}$$

Restrykcja:

$$E0132 + E0133 = 1$$

Statystyka testu: $F(1, 30) = 0,356595$, z wartością $p = 0,554884$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0131	-0,481562	0,149575	-3,2195	0,00301	***
E0132	0,438829	0,170149	2,5791	0,01487	**
E0133	0,561171	0,170149	3,298	0,0024	***
E0134	0,525123	0,101023	5,1981	0,00001	***
E0135	0,131865	0,0371051	3,5538	0,00124	***
E0136	-0,512968	0,0526758	-9,7382	<0,00001	***
E0137	0,363987	0,0572926	6,3531	<0,00001	***
E0138	0,0926507	0,0378335	2,4489	0,02018	**

Średn. arytm. zm. zależnej	0,014365	Odch. stand. zm. zależnej	0,139093
Suma kwadratów reszt	0,083992	Błąd standardowy reszt	0,052052
Wsp. determ. R-kwadrat	0,883938	Skorygowany R-kwadrat	0,861474
F(7, 31)	33,72821	Wartość p dla testu F	8,85e-13
Logarytm wiarygodności	62,25822	Kryt. inform. Akaike'a	-110,5164
Kryt. bayes. Schwarza	-99,05333	Kryt. Hannana-Quinnat	-106,4380
Autokorel. reszt – rho1	-0,029286	Stat. Durbina-Watsona	2,020560

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 17,7993

z wartością $p = P(\text{Chi-kwadrat}(13) > 17,7993) = 0,16529$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 1,58141

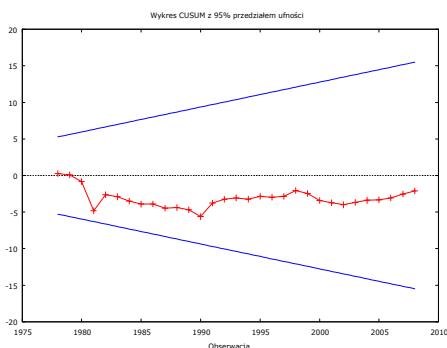
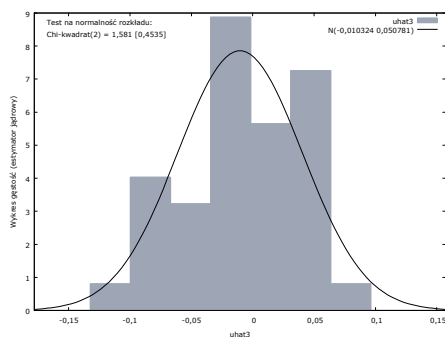
z wartością $p = 0,453526$

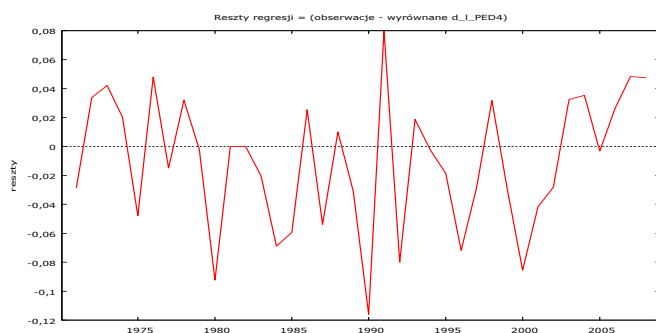
Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(30) = -0,37919$

z wartością $p = P(t(30) > -0,37919) = 0,707218$





Deflator eksportu w złotych transakcyjnych otrzymamy z następującego przekształcenia:

$$PE_t = PED_t \cdot WZLD_t / WZLD_{95}. \quad (3)$$

Deflator importu w USD, PMD_t , zależy od poziomu deflatorów eksportu krajów będących głównymi dostawcami dóbr i usług do Polski. Ich aproksymacją jest deflator eksportu światowego, PH_t . Dla uwzględnienia różnic w strukturze eksportu światowego i polskiego importu wprowadzono dodatkowo odpowiednie zmienne sztuczne.

Długookresowe równanie uwzględnia różnice w transmisji cen światowych pomiędzy wczesnym okresem gospodarki centralnie planowanej (transmisja tłumiona) i późniejszym okresem transformacji (transmisja raczej pełna).

Tablica 16. Deflator importu w USD (RD)

LPMDLO = E0081

+ LOG(PH) * E0082

+ LOG(PH) * (1-U7080) * E0083

+ U7680 * E0084

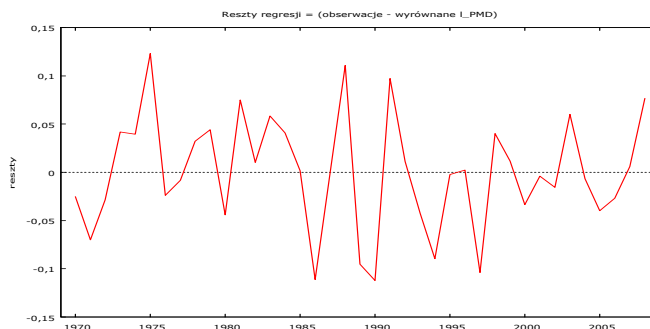
+ U8286 * E0085

+ U87 * E0086

+ U9596 * E0087 ;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0081	0,153153	0,0149667	10,2329	<0,00001	***
E0082	0,490087	0,0238411	20,5564	<0,00001	***
E0083	1,19003	0,100652	11,8232	<0,00001	***
E0085	0,27885	0,0321338	8,6778	<0,00001	***
E0085	0,591031	0,0466484	12,6699	<0,00001	***
E0086	0,214956	0,0690338	3,1138	0,00388	***
E0087	-0,150815	0,0478713	-3,1504	0,00352	***

Średn. aryt. zm. zależnej	0,004509	Odch. stand. zm. zależnej	0,276545
Suma kwadratów reszt	0,132541	Błąd standardowy reszt	0,064358
Wsp. determ. R-kwadrat	0,954393	Skorygowany R-kwadrat	0,945841
F(6, 32)	111,6067	Wartość p dla testu F	4,91e-20
Logarytm wiarygodności	55,50771	Kryt. inform. Akaike'a	-97,01541
Kryt. bayes. Schwarza	-85,37048	Kryt. Hannana-Quinnat	-92,83731
Autokorel. reszt – rho1	-0,032557	Stat. Durbina-Watsona	2,013253



Elastyczność deflatora importu względem deflatora eksportu światowego dla pierwszego z wymienionych okresów oszacowano na poziomie bliskim 0,5, gdy dla lat współczesnych na poziomie 1,7 (por. tablica 16). Krótkookresowe relacje wskazują na wyraźny proces tłumienia przyrostu cen importu względem przyrostu cen światowych, o czym świadczy odpowiednia elastyczność równa 0,6 (por. tablica 17). Należy przypisać to głównie temu, iż w deflatorze cen światowych poczesne miejsce zajmują surowce i paliwa odznaczające się wyższą zmiennością niż dobra przetworzone.

Tablica 17. Deflator importu w USD (RK)

PLPMD = (LOG(PMD(-1)) - LOG(PMDLO(-1))) * E0091
 + LOG(PH/PH(-1)) * E0092
 + U7577 * E0093
 + U81 * E0094
 + U82 * E0095
 + U87 * E0096;

	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
E0091	-0,799774	0,189405	-4,2226	0,00019	***
E0092	0,614197	0,109456	5,6113	<0,00001	***
E0093	0,106924	0,0362579	2,9490	0,00591	***
E0094	-0,522304	0,0606803	-8,6075	<0,00001	***
E0095	0,537198	0,0618604	8,6840	<0,00001	***
E0096	-0,23126	0,0648409	-3,5666	0,00116	***

Średn. arytm. zm. zależnej	0,034473	Odch. stand. zm. zależnej	0,141796
Suma kwadratów reszt	0,115169	Błąd standardowy reszt	0,059992
Wsp. determ. R-kwadrat	0,854048	Skorygowany R-kwadrat	0,831243
F(6, 32)	31,20839	Wartość p dla testu F	4,83e-12
Logarytm wiarygodności	56,26018	Kryt. inform. Akaike'a	-100,5204
Kryt. bayes. Schwarza	-90,69485	Kryt. Hannana-Quinnat	-97,02452
Autokorel. reszt – rho1	0,171493	Stat. Durbina-Watsona	1,524125

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 21,7181

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(10) > 21,7181) = 0,0166069$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 1,55593

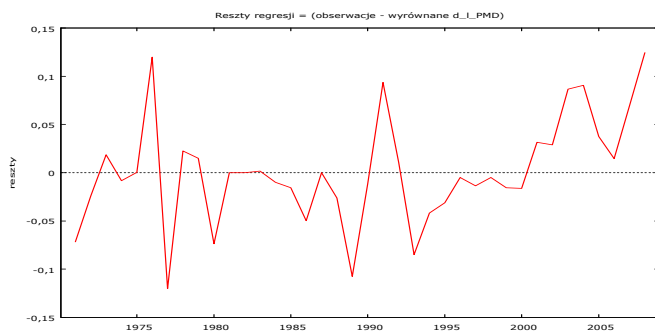
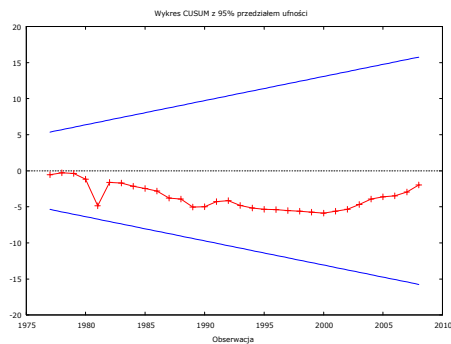
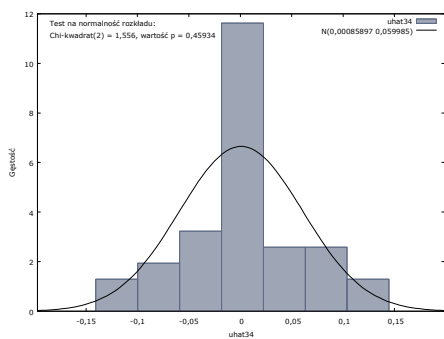
z wartością $p = 0,459339$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(31) = -0,345865$

z wartością $p = P(t(31) > -0,345865) = 0,731781$

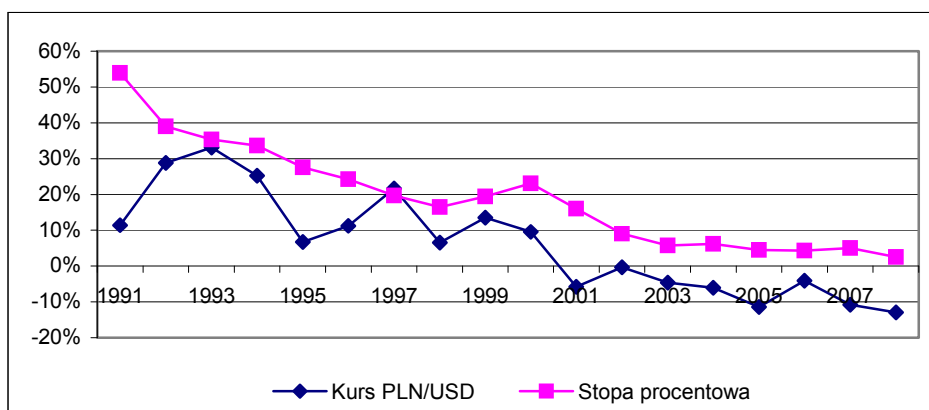


Deflator importu w złotych, PM_t , otrzymamy z tożsamości uwzględniającej zmiany kursu walutowego:

$$PM_t = PMD_t \cdot (WZLD_t / WZLD_{95}). \quad (4)$$

W podobny sposób zostały zbudowane równania dla deflatora importu dóbr trwałych $PM7$, w których rolę zmiennej objaśniającej odegrały światowe ceny w grupie towarów 59 tj. PH 59.

Kurs walutowy został tradycyjnie sprowadzony do kursu PLN/USD, uwzględniając, że obroty w handlu światowym są prowadzone głównie w dolarach. Rozważane jest równoległe wprowadzenie równania objaśniającego kurs EURO. Specyfikacja równania kursu walutowego nie jest zadaniem trywialnym, zważywszy, iż w okresie do 1990 r. kurs oficjalny, używany m. in. do przeliczeń obrotów w handlu zagranicznym był stały, kurs nieoficjalny wolnorynkowy, a wcześniej czarnorynkowy – nie był systematycznie notowany, a nadto dotyczył wąskiego kręgu transakcji. Dopiero od II kwartału 1991 r., kurs ten podlegał wahaniom, przy czym decydujące znaczenie miała tu polityka pełzającej dewaluacji, nastawiona na powolną aprecjację złotego, zmierzającą w dalszej perspektywie, po pełnym uwolnieniu kursu od administracyjnej kontroli, do zbliżenia kursu rynkowego do poziomu UIP (por. rysunek 2).



Rysunek 2. Procentowe tempo wzrostu kursu walutowego PLN/USD oraz stopa procentowa

Źródło: Obliczenia własne na podstawie Roczników GUS.

Stąd nastąpiła segmentacja próby czasowej oraz podjęcie próby objaśnienia zmian kursu przez zmiany stopy inflacji, reprezentowanej bądź to (zgodnie z przyjętymi przez NBP zasadami) przez deflator spożycia, bądź przez deflator PKB. Uwzględniono, zgodnie z koncepcją UIP, następstwa zmian zachodzących w bilansie płatniczym, a w szczególności po 1980 r. w saldzie handlu zagranicz-

nego oraz po 1990 r. w saldzie obrotów bieżących bilansu płatniczego, powiązane ze zmianami przepływów kapitałowych, płynących z ruchu inwestycji zagranicznych bezpośrednich i portfelowych. Nie wprowadzono bezpośrednio do równania kursu międzynarodowych różnic stóp oprocentowania kapitałów, tłumaczących napływ zagranicznych inwestycji, gdyż wystąpią one w równaniach objaśniających powyższe inwestycje. Oceny parametrów równań kursu walutowego (długookresowego i krótkookresowego) przedstawiają tablice 18 i 19.

Tablica 18. Kurs walutowy złoty/USD (*RD*)

LWZLDRLO = K0241

+ LOG(PX/PH) * K0242

+ LOG(E/M) * (1-U7079) * K0243

+ LOG((SJBUSD+SJPUSD)/XUSD)) * (1-U7089) * K0244

+ U7072 * K0245

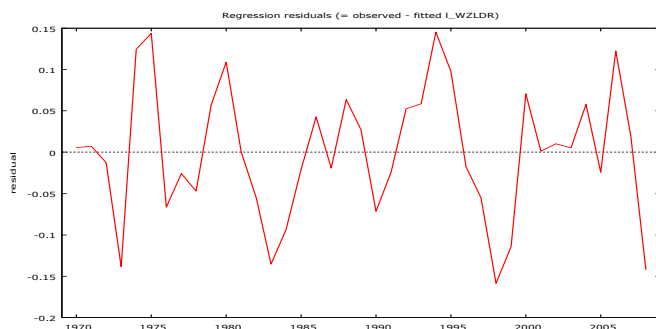
+ U81 * K0246

+ U8790 * K0247

+ U0608 * K0248 ;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>Wartość p</i>	
K0241	-0,324422	0,0456757	-7,1027	<0,00001	***
K0242	0,901323	0,0090088	100,0491	<0,00001	***
K0243	-0,547903	0,145906	-3,7552	0,00072	***
K0244	-0,0683172	0,0108762	-6,2813	<0,00001	***
K0245	-0,225801	0,0581132	-3,8855	0,00050	***
K0246	0,486615	0,0932687	5,2173	0,00001	***
K0247	0,358427	0,055427	6,4667	<0,00001	***
K0248	-0,258927	0,0564956	-4,5831	0,00007	***

Średn. arytm. zm. zależnej	-2,830328	Odcz. stand. zm. zależnej	2,976449
Suma kwadratów reszt	0,244287	Błąd standardowy reszt	0,088771
Wsp. determ. R-kwadrat	0,999274	Skorygowany R-kwadrat	0,999111
F(3, 35)	6098,578	Wartość p dla testu F	8,13e-47
Logarytm wiarygodności	43,58438	Kryt. inform. Akaike'a	-71,16875
Kryt. bayes. Schwarza	-57,86026	Kryt. Hannana-Quinnat	-66,39378
Autokorel. reszt – rho1	0,260128	Stat. Durbina-Watsona	1,439982



Tablica 19. Kurs walutowy złoty/USD (RK)

$$\begin{aligned}
 \text{PLWZLDR} = & (\text{LOG}(\text{WZLDR}(-1)) - \text{LOG}(\text{WZLDRLO}(-1))) * \text{K0251} \\
 & + (\text{LOG}(\text{PX}/\text{PH}) - \text{LOG}(\text{PX}(-1)/\text{PH}(-1))) * \text{K0252} \\
 & + (\text{LOG}((\text{SJBUSD} + \text{SJPUSD})/\text{XUSD}) * (1 - \text{U7089}) \\
 & - \text{LOG}((\text{SJBUSD}(-1) + \text{SJPUSD}(-1))/\text{XUSD}(-1))) * (1 - \text{U7089}(-1))) * \text{K0253} \\
 & + \text{U81} * \text{K0254} \\
 & + \text{U82} * \text{K0255} \\
 & + \text{U8688} * \text{K0256};
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0251	-0,494097	0,198407	-2,4903	0,01815	**
K0252	0,836569	0,0472687	17,6981	<0,00001	***
K0253	-0,0592247	0,0117472	-5,0416	0,00002	***
K0254	0,4523	0,0936229	4,8311	0,00003	***
K0255	-0,616893	0,0981637	-6,2843	<0,00001	***
K0256	0,165144	0,0534803	3,0879	0,00414	***
Średn. arytm. zm. zależnej	0,157859		Odch. stand. zm. zależnej	0,381022	
Suma kwadratów reszt	0,263084		Błąd standardowy reszt	0,090672	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,958363		Skorygowany R-kwadrat	0,951857	
F(6, 32)	122,7578		Wartość p dla testu F	1,15e-20	
Logarytm wiarygodności	40,56485		Kryt. inform. Akaike'a	-69,12969	
Kryt. bayes. Schwarza	-59,30417		Kryt. Hannana-Quinnat	-65,63385	
Autokorel. reszt – rho1	-0,028625		Stat. Durbina-Watsona	1,973804	

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 27,689

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(13) > 27,689) = 0,00999756$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 0,123336

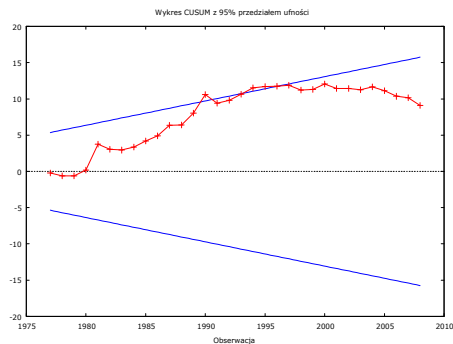
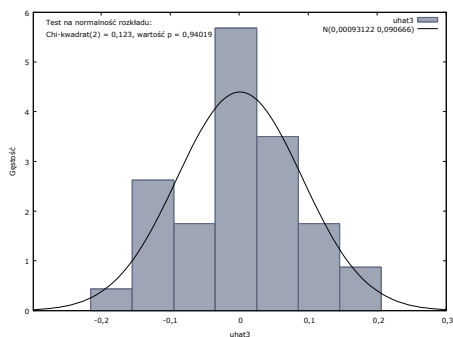
z wartością $p = 0,940195$

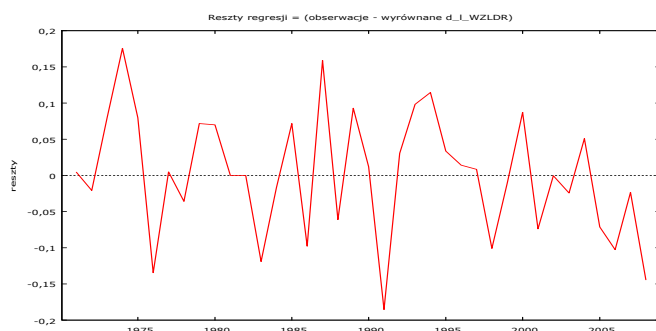
Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(31) = 1,61196$

z wartością $p = P(t(31) > 1,61196) = 0,117107$





Długookresowa elastyczność kursu walutowego względem relacji cen krajowych i światowych jest równa 0,90, podczas gdy krótkookresowa 0,84 przy umiarkowanym tempie dostosowań. Wskazuje to wyraźnie, iż kształtowanie się kursu odbiegało od zmian parytetu siły nabywczej. Modyfikacje wywołane rosnącym negatywnym saldem handlu zagranicznego były z nadwyżką kompensowane przez napływ netto kapitałów zagranicznych, co odpowiada koncepcji UIP.

Charakterystykę modelowania cen zamyka próba objaśnienia dynamiki cen pieniądza, a więc stóp procentowych. Nader często przyjmuje się, że podstawowa stopa procentowa NBP, za którą przyjęto stopę kredytu refinansowego, jest egzogeniczna. Pozostałe stopy są względem niej pochodne. Na podstawie dostępnych obserwacji podjęto jednak próbę objaśnienia stopy refinansowej przez uzależnienie jej od stopy inflacji PC_t . Reakcja po roku 1992 jest niemal proporcjonalna, o czym świadczy ocena elastyczności wynosząca 0,94. Wynik ten niemal pokrywa się z rezultatem otrzymanym w poprzedniej wersji modelu, gdzie jako charakterystykę stopy inflacji użyto średniej geometrycznej z deflatorów dochodów gospodarstw domowych oraz inwestycji (por. tablica 20).

Tablica 20. Stopa kredytu refinansowego

RKFR = K0221

$$\begin{aligned}
 &+ ((PC-PC(-1))/PC(-1)) * K0222 \\
 &+ ((PC-PC(-1))/PC(-1)) * (1-U7091) * K0223 \\
 &+ U91 * K0224 \\
 &+ U9802 * K0225 ;
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0221	0,0191583	0,0141553	1,3534	0,19180	
K0222	0,203648	0,00834987	24,3894	<0,00001	***
K0223	0,730294	0,072487	10,0748	<0,00001	***
K0224	0,381445	0,0448192	8,5107	<0,00001	***
K0225	0,0985574	0,022655	4,3504	0,00034	***

Średn. arytm. zm. zależnej	0,221232	Odch. stand. zm. zależnej	0,238729
Suma kwadratów reszt	0,035126	Błąd standardowy reszt	0,042997
Wsp. determ. R-kwadrat	0,973203	Skorygowany R-kwadrat	0,967562
F(4, 19)	172,5094	Wartość p dla testu F	1,19e-14
Logarytm wiarygodności	44,26801	Kryt. inform. Akaike'a	-78,53602
Kryt. bayes. Schwarza	-72,64575	Kryt. Hannana-Quinnat	-76,97333
Autokorel. reszt – rho1	-0,214356	Stat. Durbina-Watsona	2,382628

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 10,3182

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(7) > 10,3182) = 0,171245$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 1,83943

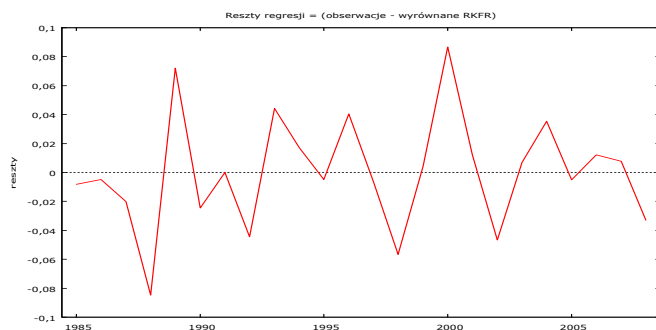
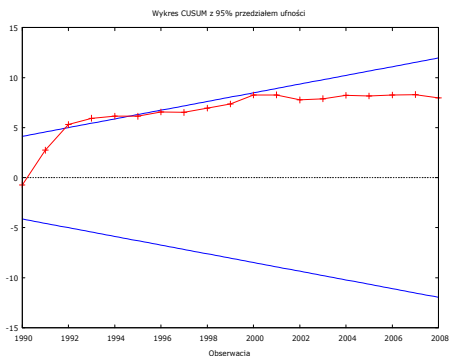
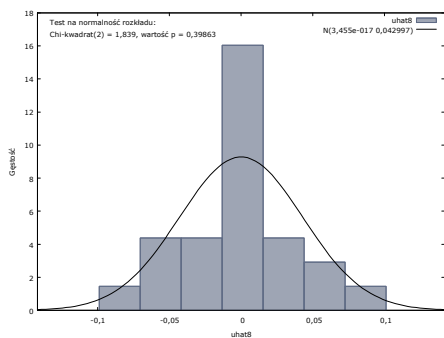
z wartością $p = 0,398633$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(18) = 1,83065$

z wartością $p = P(t(18) > 1,83065) = 0,0837601$



2. Równania wynagrodzeń przeciętnych

Specyfikacja równania objaśniającego wynagrodzenie przeciętne brutto, WBP_t , bierze za punkt wyjścia rezultaty analiz Welfe i in. [2002], Welfe [1990], Welfe [1996]. Zgodnie z nimi stopa wzrostu nominalnych płac przeciętnych kształtowała się głównie w zależności od stopy inflacji. Presja ta była niemal wystarczająca, by wymusić przyrost płac proporcjonalny do przyrostu cen detalicznych dóbr konsumpcyjnych. Stąd w poprzedniej i obecnej wersji modelu zrezygnowano z objaśnienia płac nominalnych, przyjmując natomiast jako zmienną objaśnianą płace realne W_t , co wydaje się szczególnie zasadne dla ostatniego dziesięciolecia.

Przyjęto, że w gospodarce transformującej się płace kształtowały się w rezultacie negocjacji, początkowo na wysokich szczeblach administracji, a w okresach późniejszych w obrębie przedsiębiorstw, pomiędzy przedstawicielami przedsiębiorców, związków zawodowych z udziałem strony rządowej (por. też Layard i in. [1993]). Na tej podstawie założono, że w długim okresie stopa wzrostu płac realnych zależy od stopy wzrostu wydajności pracy $WXNM_t$.

W okresach napięć na rynku pracy występowała wyraźna presja na wzrost płac, wynikająca z silniejszej pozycji pracowników w stosunku do poszukujących ich przedsiębiorstw. Stopa wzrostu płac zwiększała się w miarę wzrostu skali napięć na rynku pracy. Reakcję tę opisano za pomocą uogólnionej krzywej Phillipsa. Jako indyktor nierównowagi przyjęto relację liczby wolnych miejsc pracy do liczby poszukujących pracy. Po 1990 r. wystąpiło w masowej skali bezrobocie, co zostało uwzględnione poprzez wprowadzenie odpowiedniej zmiennej zero-jedynkowej. Oszacowania parametrów długookresowej funkcji wynagrodzeń przeciętnych brutto przedstawia tablica 21.

Tablica 21. Wynagrodzenia przeciętne brutto (RD)

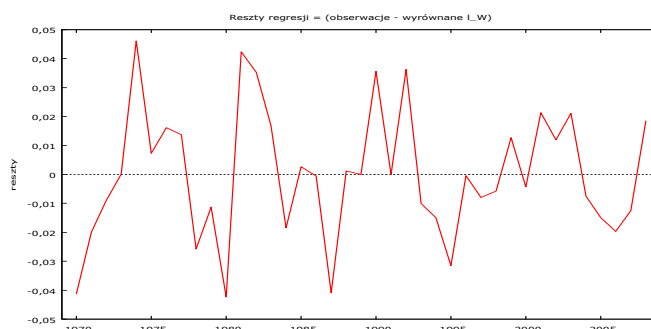
LWLO = K0111

+ LOG(WXNM) * K0112
 + UNR * (1-U7089)* K0113
 + IZZ * K0114
 + U7579 * K0115
 + U8081 * K0116
 + U89 * K0117
 + U91 * K0118 ;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0111	7,34031	0,0600306	122,2762	<0,00001	***
K0112	0,579948	0,0215388	26,9258	<0,00001	***
K0113	-0,00767352	0,00120954	-6,3441	<0,00001	***
K0114	4,77508	0,649046	7,3571	<0,00001	***
K0115	0,14007	0,014253	9,8274	<0,00001	***

K0116	0,324642	0,0193283	16,7962	<0,00001	***
K0117	0,242065	0,0278204	8,7010	<0,00001	***
K0118	0,106805	0,0260573	4,0988	0,00028	***

Średn. aryt. zm. zależnej	9,163711	Odch. stand. zm. zależnej	0,155905
Suma kwadratów reszt	0,019137	Błąd standardowy reszt	0,024846
Wsp. determ. R-kwadrat	0,979281	Skorygowany R-kwadrat	0,974602
F(7, 31)	209,3141	Wartość p dla testu F	2,83e-24
Logarytm wiarygodności	93,24523	Kryt. inform. Akaike'a	-170,4905
Kryt. bayes. Schwarza	-157,1820	Kryt. Hannana-Quinnat	-165,7155
Autokorel. reszt – rho1	0,152549	Stat. Durbina-Watsona	1,593709



Należy zaznaczyć, że w równaniu długookresowym uwzględniono wszystkie wymienione zmienne. Natomiast w równaniu krótkookresowych dostosowań pominięto, jako nieistotne, efekty napięć rynkowych w okresie poprzedzającym rok 1990.

Tablica 22. Wynagrodzenia przeciętne (RK)

$$\begin{aligned}
 PLW = & (\text{LOG}(W(-1)) - \text{LOG}(WLO(-1))) * K0121 \\
 & + \text{LOG}(WXNM/WXNM(-1)) * K0122 \\
 & + (\text{UNR} * (1 - U7089) - \text{UNR}(-1) * (1 - U7089(-1))) * K0123 \\
 & + U75 * K0124 \\
 & + U80 * K0125 \\
 & + U82 * K0126 \\
 & + U8889 * K0127 \\
 & + U90 * K0128 \\
 & + U91 * K0129 ;
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0121	-0,945109	0,218375	-4,3279	0,00016	***
K0122	0,470659	0,0752494	6,2547	<0,00001	***
K0123	-0,00848698	0,0027252	-3,1143	0,00413	***
K0124	0,158863	0,0252941	6,2806	<0,00001	***
K0125	0,118914	0,0242964	4,8943	0,00003	***
K0126	-0,23559	0,0249424	-9,4454	<0,00001	***
K0127	0,0754479	0,0170409	4,4275	0,00012	***

K0128	-0,212539	0,0269574	-7,8842	<0,00001	***
K0129	0,109667	0,0281015	3,9025	0,00052	***

Średn. aryt. zm. zależnej	0,018062	Odch. stand. zm. zależnej	0,083174
Suma kwadratów reszt	0,015344	Błąd standardowy reszt	0,023002
Wsp. determ. R-kwadrat	0,942824	Skorygowany R-kwadrat	0,927051
F(9, 29)	53,13370	Wartość p dla testu F	1,29e-15
Logarytm wiarygodności	94,55822	Kryt. inform. Akaike'a	-171,1164
Kryt. bayes. Schwarza	-156,3782	Kryt. Hannana-Quinnat	-165,8727
Autokorel. reszt – rho1	0,171695	Stat. Durbina-Watsona	1,636063

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 18,8258

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(11) > 18,8258) = 0,0642925$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 5,26421

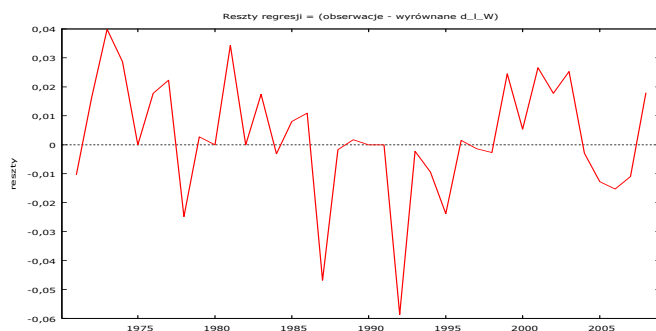
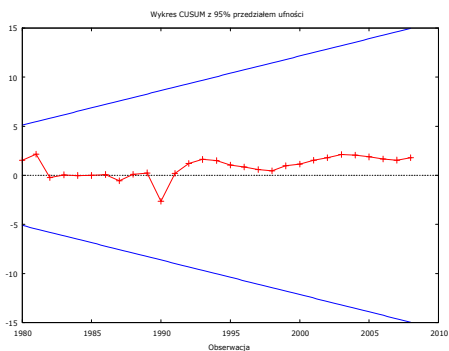
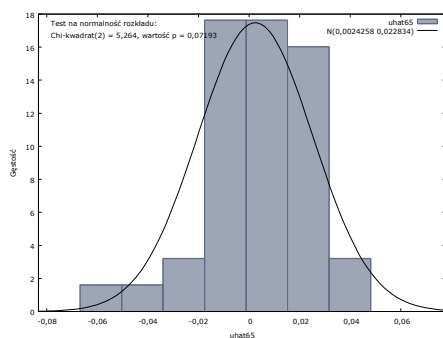
z wartością $p = 0,0719268$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(28) = 0,331459$

z wartością $p = P(t(28) > 0,331459) = 0,742766$



Długookresowa elastyczność wynagrodzeń przeciętnych brutto względem wydajności pracy jest równa 0,58 podobnie jak we wcześniejszych analizach, co wskazuje na to, iż ok. 60% efektów przyrostu wydajności pracy kierowanych jest na podwyżki wynagrodzeń. Odpowiednia elastyczność krótkookresowa jest niższa (0,47), co wskazuje na wyższą efektywność krótkookresowej presji przedsiębiorstw, z tym, że adaptacja do długookresowej elastyczności jest niemal natychmiastowa. Efekty wzrostu stopy bezrobocia są znaczące, w krótkim okresie silniejsze niż w długim. Dodatkowo, są one ujemne, co tłumaczy tłumienie wzrostu płac w okresie rosnącego bezrobocia, zaś jego przyrost w okresach spadku stopy bezrobocia.

Nominalne płace przeciętne brutto, WBP_t , otrzymano z tożsamości:

$$WBP_t = WB_t \cdot PYW_t. \quad (5)$$

3. Równania przepływów finansowych. Równania dochodów i wydatków gospodarstw domowych

Kolejny blok równań opisuje przepływy finansowe w zasadzie w układzie sektorów instytucjonalnych. Różni się on od oficjalnie przyjmowanych definicji o tyle, iż do sektora gospodarstw domowych nie zaliczono działalności rolniczej i drobnych zakładów pozarolniczych, traktując je jako składnik sektora przedsiębiorstw. Poniżej przedstawiono jedynie podstawowe równania, mające znaczenie w analizie długookresowej, kładąc akcent na równania stochastyczne. Zrezygnowano z opisu wszystkich tożsamości, zamykających bilanse dla poszczególnych sektorów.

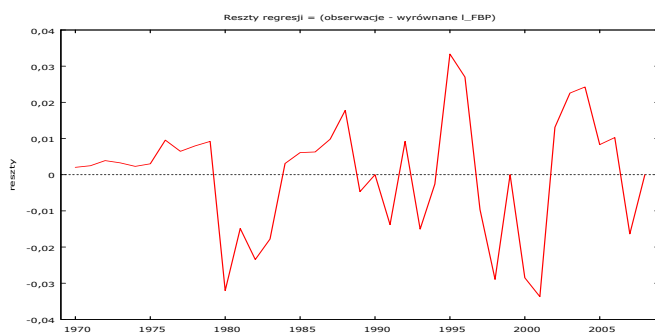
Nominalne dochody gospodarstw domowych (ludności) do dyspozycji, YP_t , otrzymano jako sumę dochodów z pracy, FBP_t , świadczeń społecznych, $YBSP_t$, oraz pozostałych dochodów, $YRPWOP_t$. Dochody z pracy zostały uzależnione od zmian w funduszu wynagrodzeń, który został oszacowany jako iloczyn liczby zatrudnionych NZ_t , przez przeciętne nominalne wynagrodzenie brutto. Oceny parametrów równania długookresowego przedstawia tablica 23.

Tablica 23. Fundusz wynagrodzeń (RD)

LFBPLO = K0091
 + LOG(WBP*NZ/1000) * K0092
 + LOG(WBP*NZ/1000) * (1-U7089) * K0093
 + U90 * K0094
 + U99 * K0095
 + U0007 * K0096
 + U08 * K0097 ;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0091	0,14347	0,0163397	8,7804	<0,00001	***
K0092	0,990645	0,00328017	302,0106	<0,00001	***
K0093	0,0264501	0,00196555	13,4568	<0,00001	***
K0094	-0,279234	0,0185269	-15,0718	<0,00001	***
K0095	-0,239516	0,0189421	-12,6446	<0,00001	***
K0096	-0,122275	0,00952698	-12,8346	<0,00001	***
K0097	-0,16894	0,0191506	-8,8217	<0,00001	***

Średn. arytm. zm. zależnej	8,350964	Odch. stand. zm. zależnej	3,704901
Suma kwadratów reszt	0,009899	Błąd standardowy reszt	0,017588
Wsp. determ. R-kwadrat	0,999981	Skorygowany R-kwadrat	0,999977
F(6, 32)	281030,7	Wartość p dla testu F	4,33e-74
Logarytm wiarygodności	106,1004	Kryt. inform. Akaike'a	-198,2008
Kryt. bayes. Schwarz	-186,5559	Kryt. Hannana-Quinnat	-194,0227
Autokorel. reszt – rho1	0,348172	Stat. Durbina-Watsona	1,303237



Dokładność oszacowania zwiększono uwzględniając przesunięcia w latach 90-tych.

Tablica 24. Fundusz wynagrodzeń (RK)

$$\begin{aligned}
 \text{PLFBP} = & (\text{LOG}(\text{FBP}(-1)) - \text{LOG}(\text{FBP}(-1))) * \text{K0101} \\
 & + (\text{LOG}(\text{WBP} * \text{NZ} / 1000) - \text{LOG}(\text{WBP}(-1) * \text{NZ}(-1) / 1000)) * \text{K0102} \\
 & + \text{U91} * \text{K0103} \\
 & + \text{U99} * \text{K0104} \\
 & + \text{U00} * \text{K0105} \\
 & + \text{U08} * \text{K0106} ;
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0101	-0,559379	0,175734	-3,1831	0,00324	***
K0102	0,984767	0,0069793	141,0983	<0,00001	***
K0103	0,279843	0,0167241	16,7329	<0,00001	***
K0104	-0,217196	0,0173707	-12,5035	<0,00001	***
K0105	0,0913043	0,0164421	5,5531	<0,00001	***
K0106	-0,0348082	0,016725	-2,0812	0,04550	**

Średn. arytm. zm. zależnej	0,249608	Odch. stand. zm. zależnej	0,311933
Suma kwadratów reszt	0,008641	Błąd standardowy reszt	0,016433
Wsp. determ. R-kwadrat	0,998552	Skorygowany R-kwadrat	0,998326
F(6, 32)	3677,999	Wartość p dla testu F	5,70e-44
Logarytm wiarygodności	105,4678	Kryt. inform. Akaike'a	-198,9356
Kryt. bayes. Schwarz	-189,1101	Kryt. Hannana-Quinn	-195,4398
Autokorel. reszt – rho1	0,143686	Stat. Durbina-Watsona	1,712148

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 12,2137

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(8) > 12,2137) = 0,141922$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 4,52219

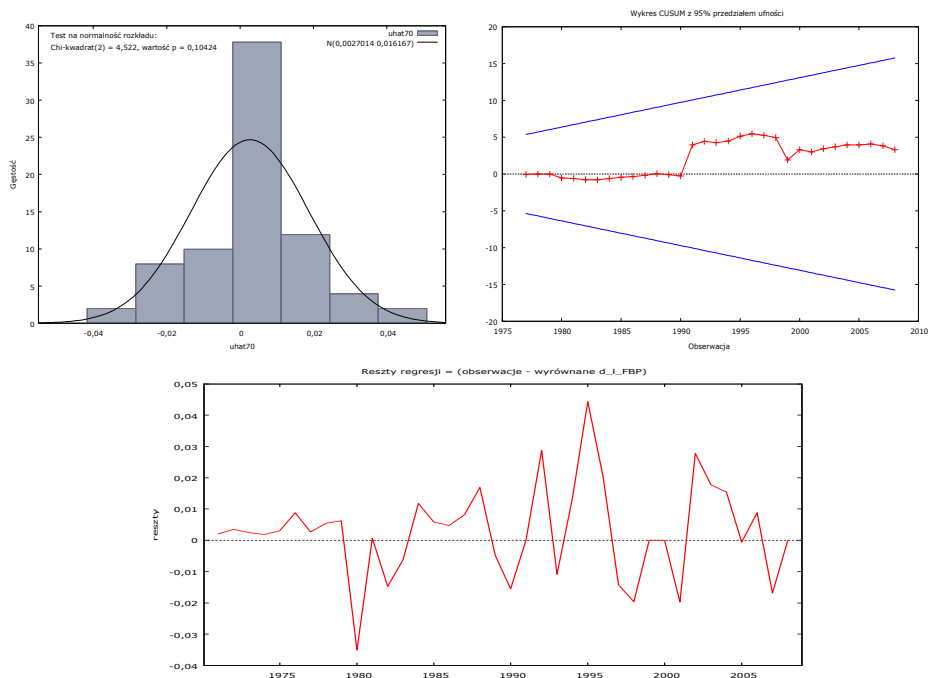
z wartością $p = 0,104236$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(31) = 0,580823$

z wartością $p = P(t(31) > 0,580823) = 0,565559$



Elastyczności funduszu wynagrodzeń względem iloczynu liczby zatrudnionych przez przeciętne nominalne wynagrodzenie brutto są bliskie jedności zarówno w długim, jak i w krótkim okresie, co świadczy o poprawności aproksymacji (por. tablice 23 i 24).

Świadczenia społeczne uzależniono początkowo od dochodów z pracy, by w wyniku przejścia od 1995 r. do formuły uzależniającej wysokość emerytur od stopy inflacji, wyraźnie wprowadzić tę zmienną objaśniającą. Jako zmienną objaśnianą przyjęto przeciętne świadczenie przypadające na emeryta, $WERP_t$ (por. tablice 25 i 26).

Tablica 25. Emerytura przeciętna (RD)

LWERPLO = K0041

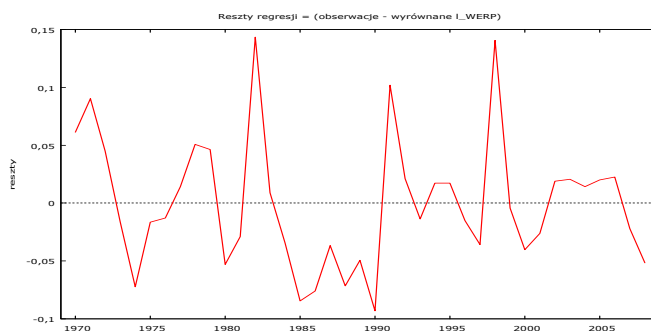
+ LOG(WBP) * K0042

+ U7581 * K0043

+ U9097 * K0044 ;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0041	-7,13931	0,0221224	-322,7179	<0,00001	***
K0042	0,969617	0,00306566	316,2831	<0,00001	***
K0043	-0,205814	0,0284398	-7,2368	<0,00001	***
K0044	0,218343	0,025108	8,6962	<0,00001	***

Średn. arytm. zm. zależnej	-1,514870	Odch. stand. zm. zależnej	3,727837
Suma kwadratów reszt	0,120833	Błąd standardowy reszt	0,058757
Wsp. determ. R-kwadrat	0,999771	Skorygowany R-kwadrat	0,999752
F(3, 35)	50975,29	Wartość p dla testu F	9,42e-64
Logarytm wiarygodności	57,31111	Kryt. inform. Akaike'a	-106,6222
Kryt. bayes. Schwarza	-99,96798	Kryt. Hannana-Quinnat	-104,2347
Autokorel. reszt – rho1	0,193809	Stat. Durbina-Watsona	1,567786



Tablica 26. Emerytura przeciętna (RK)

$PLWERP = (LOG(WERP(-1)) - LOG(WERPLO(-1))) * K0051$
 $+ LOG(WBP/WBP(-1)) * K0052$
 $+ U7475 * K0053$
 $+ U82 * K0054$
 $+ U9091 * K0055$
 $+ U9700 * K0056 ;$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0051	-0,554318	0,109569	-5,0591	0,00002	***
K0052	0,935805	0,0181607	51,5291	<0,00001	***
K0053	-0,122528	0,0252891	-4,8451	0,00003	***
K0054	0,375985	0,0358286	10,4940	<0,00001	***
K0055	0,181465	0,0322984	5,6184	<0,00001	***
K0056	-0,0425285	0,0179568	-2,3684	0,02407	**

Średn. arytm. zm. zależnej	0,239055	Odch. stand. zm. zależnej	0,360264
Suma kwadratów reszt	0,038967	Błąd standardowy reszt	0,034896
Wsp. determ. R-kwadrat	0,994412	Skorygowany R-kwadrat	0,993539
F(6, 32)	949,1579	Wartość p dla testu F	1,37e-34
Logarytm wiarygodności	76,85015	Kryt. inform. Akaike'a	-141,7003
Kryt. bayes. Schwarza	-131,8748	Kryt. Hannana-Quinnat	-138,2044
Autokorel. reszt – rho1	0,010597	Stat. Durbina-Watsona	1,833967

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 21,6395

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(12) > 21,6395) = 0,0417646$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 0,104517

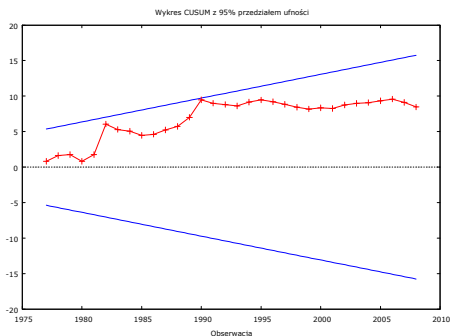
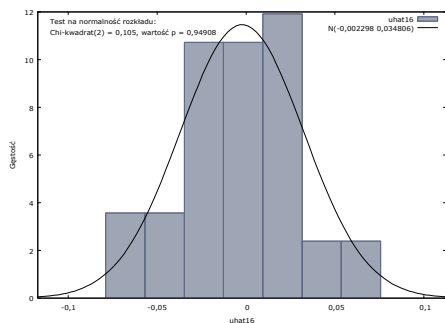
z wartością $p = 0,949084$

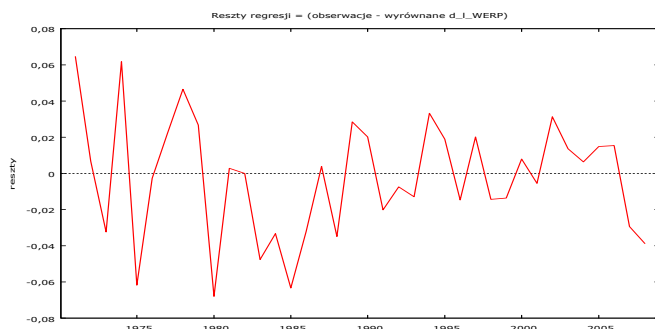
Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(31) = 1,4964$

z wartością $p = P(t(31) > 1,4964) = 0,144663$





Jest raczej zaskakujące, iż elastyczność emerytur względem przeciętnych wynagrodzeń w długim okresie była nieznacznie niższa od jedności (0,97), zaś w krótkim jeszcze niższa (0,94). W specyfikacji pominięto relację względem stopy inflacji, gdyż zmiany stopy inflacji znalazły odzwierciedlenie w zmianach wysokości płac nominalnych. Proces adaptacyjny był umiarkowanie szybki.

Suma świadczeń społecznych jest równa:

$$YBSP_t = WERP_t \cdot NER_t, \quad (6)$$

gdzie NER_t oznacza egzogeniczną liczbę emerytów.

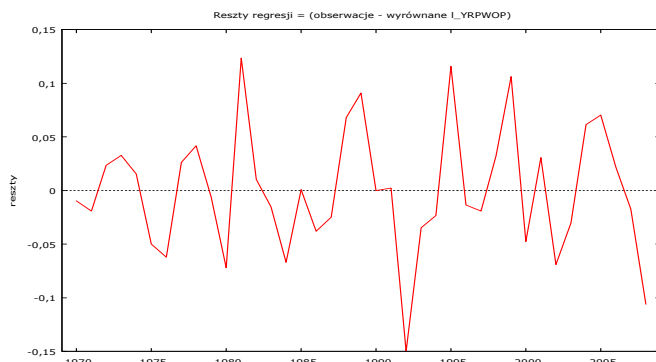
Przyjęto, iż pozostałe dochody gospodarstw domowych, $YRPWOP_t$, zależą od wartości dodanej w gospodarce, przy czym opóźnienia w dostosowaniach mają istotne znaczenie (por. tablica 27).

Tablica 27. Pozostałe dochody gospodarstw domowych (RD)

LYRPWOPLO = K0021
 + LOG(XP) * K0022
 + LOG(XP) * U7078 * K0023
 + U90 * K0024
 + U9698 * K0025
 + U0308 * K0026 ;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0021	-1,10364	0,0463453	-23,8135	<0,00001	***
K0022	0,965087	0,00461786	208,9898	<0,00001	***
K0023	-0,0217413	0,00641779	-3,3877	0,00184	***
K0024	0,354773	0,065062	5,4528	<0,00001	***
K0025	0,110506	0,0425045	2,5999	0,01384	**
K0026	-0,158868	0,0354276	-4,4843	0,00008	***
Średn. arytm. zm. zależnej	8,042322		Odch. stand. zm. zależnej	3,578501	
Suma kwadratów reszt	0,131482		Błąd standardowy reszt	0,063121	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,999730		Skorygowany R-kwadrat	0,999689	

F(5, 33)	24420,02	Wartość p dla testu F	7,46e-58
Logarytm wiarygodności	55,66411	Kryt. inform. Akaike'a	-99,32822
Kryt. bayes. Schwarza	-89,34685	Kryt. Hannana-Quinnat	-95,74699
Autokorel.reszt – rho1	0,042085	Stat. Durbina-Watsona	1,836866



Relacja krótkookresowa została przedstawiona w tablicy 28.

Tablica 28. Pozostałe dochody gospodarstw domowych (RK)

$$\begin{aligned}
 \text{PLYRPWOP} = & (\text{LOG}(\text{YRPWOP}(-1)) - \text{LOG}(\text{YRPWOPLO}(-1))) * \text{K0031} \\
 & + \text{LOG}(\text{XP}/\text{XP}(-1)) * \text{K0032} \\
 & + \text{U90} * \text{K0033} \\
 & + \text{U91} * \text{K0034} \\
 & + \text{U0203} * \text{K0035} ;
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0031	-0,796856	0,194537	-4,0962	0,00026	***
K0032	0,992843	0,0336809	29,4779	<0,00001	***
K0033	0,29312	0,0829115	3,5353	0,00123	***
K0034	-0,362534	0,0652663	-5,5547	<0,00001	***
K0035	-0,126318	0,0455056	-2,7759	0,00900	***

Średn. arytm. zm. zależnej	0,235714	Odch. stand. zm. zależnej	0,357074
Suma kwadratów reszt	0,135523	Błąd standardowy reszt	0,064084
Wsp. determ. R-kwadrat	0,980154	Skorygowany R-kwadrat	0,977749
F(5, 33)	325,9686	Wartość p dla testu F	4,46e-27
Logarytm wiarygodności	53,16810	Kryt. inform. Akaike'a	-96,33621
Kryt. bayes. Schwarza	-88,14828	Kryt. Hannana-Quinnat	-93,42301
Autokorel.reszt – rho1	-0,067492	Stat. Durbina-Watsona	2,039210

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 10,66

z wartością p = P(Chi-Square(8) > 10,66) = 0,221719

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 1,71741

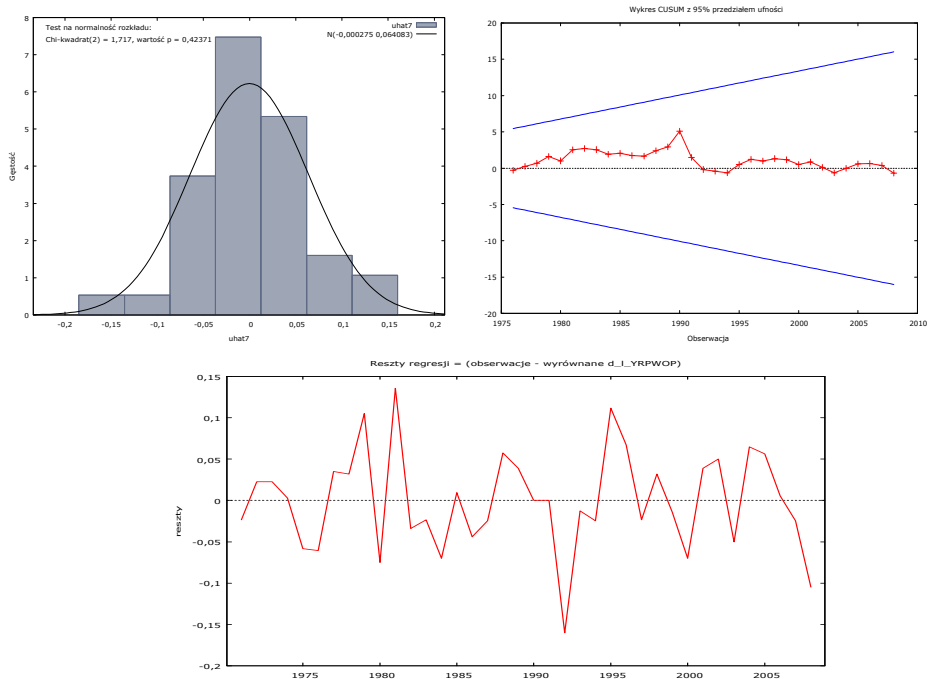
z wartością $p = 0,42371$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(32) = -0,117032$

z wartością $p = P(t(32) > -0,117032) = 0,907566$



Długookresowa elastyczność pozostałych dochodów gospodarstw domowych względem wartości dodanej nie osiąga jedności (0,97), podczas gdy krótkookresowa jest jej bardzo bliska (0,99), przy dość szybkim procesie dostosowań.

Dochody nominalne ogółem są równe:

$$Y P_t = F B P_t + Y B S P_t + Y R P W O P_t. \quad (7)$$

Dochody realne gospodarstw domowych do dyspozycji definiuje tożsamość:

$$Y_t = Y P_t / P Y_t. \quad (8)$$

Wydatki gospodarstw domowych mogą być otrzymane przez uwzględnienie wielkości spożycia i odpowiedniego deflatora. W tym stanie rzeczy przyrost oszczędności gospodarstw domowych zostaje wyznaczony rezydualnie z tożsamości przez odjęcie od dochodów nominalnych wydatków na spożycie oraz podatków od osób prywatnych. Ich podział na przyrost zasobów gotówkowych oraz depozytów bankowych, z których m.in. są finansowane inwestycje gospodarstw domowych następuje przy uwzględnieniu zmian w wysokości oprocentowania depozytów. Procesów tych omawiana wersja modelu nie opisuje.

Wprowadzono natomiast równanie generujące zasoby finansowe ogółem gospodarstw domowych w wyrażeniu realnym SAV_t , których użycie okazało się nieodzowne przy specyfikacji popytu konsumpcyjnego. Przyrost ich wielkości realnej został uzależniony od stopy wzrostu realnych dochodów do dyspozycji i realnej stopy procentowej (por. tablica 29).

Tablica 29. Zasoby finansowe gospodarstw domowych

$$\begin{aligned} \text{LSAV} = & \text{LOG}(\text{YDIS}/\text{YDIS}(-1)) * \text{E0311} \\ & + ((1+\text{RKFR})/(\text{PY}/\text{PY}(-1))) * \text{E0312} \\ & + \text{U91} * \text{E0313} \\ & + \text{U0708} * \text{E0314}; \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0311	0,512245	0,279777	1,8309	0,08848	*
E0312	0,0378198	0,0125511	3,0133	0,00930	***
E0313	10,9793	0,0405167	270,9819	<0,00001	***
E0314	0,137557	0,0279982	4,9131	0,00023	***
Średn. arytm. zm. zależnej	0,683066		Odch. stand. zm. zależnej	2,589883	
Suma kwadratów reszt	0,019508		Błąd standardowy reszt	0,037328	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,999841		Skorygowany R-kwadrat	0,999807	
F(4, 14)	21961,90		Wartość p dla testu F	2,09e-26	
Logarytm wiarygodności	35,90505		Kryt. inform. Akaike'a	-63,81011	
Kryt. bayes. Schwarza	-60,24862		Kryt. Hannana-Quinnat	-63,31903	
Autokorel. reszt – rho1	-0,149801		Stat. Durbina-Watsona	2,119564	

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 12,8216

z wartością p = $P(\text{Chi-Square}(7) > 12,8216) = 0,0765755$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 0,110957

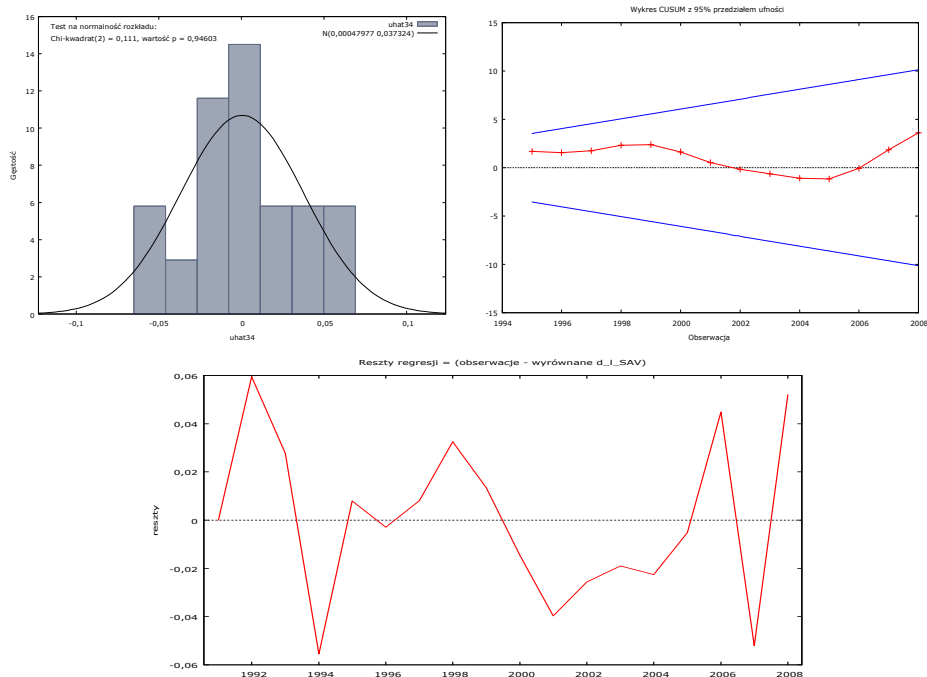
z wartością p = 0,946032

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(13) = 0,963157$

z wartością p = $P(t(13) > 0,963157) = 0,353044$



Elastyczność zasobów finansowych gospodarstw domowych względem stopy wzrostu dochodów realnych jest równa 0,5 oraz względem realnych stóp procentowych jest dodatnia (0,04).

4. Równania opisujące finanse przedsiębiorstw

W bloku równań opisujących finanse przedsiębiorstw ograniczono się do wyznaczenia wyniku finansowego. Wartość produkcji globalnej i koszty wytwarzania mogą być uzyskane drogą pośrednią przez wykorzystanie informacji o wolumenie i deflatorze produkcji oraz o kosztach jednostkowych.

Wynik finansowy w sektorze przedsiębiorstw, $AFZSP_t$, otrzymano w postępowaniu dwuetapowym. W pierwszym etapie oszacowano nadwyżkę AFP_t jako różnicę między globalną wartością dodaną (w cenach bieżących) a sumą podatków pośrednich, kosztów osobowych oraz innych kosztów finansowych (głównie z tytułu obsługi zadłużenia). W drugim kroku uzależniono wynik finansowy $AFZSRF_t$ od tak otrzymanej nadwyżki, będącej jego wstępnym oszacowaniem (por. tablice 30 i 31).

Tablica 30. Wynik finansowy (RD)

LAFZSPLO = E0251

+ LOG(AFP) * E0252

+ U70 * E0253

+ U80 * E0254

+ U81 * E0255

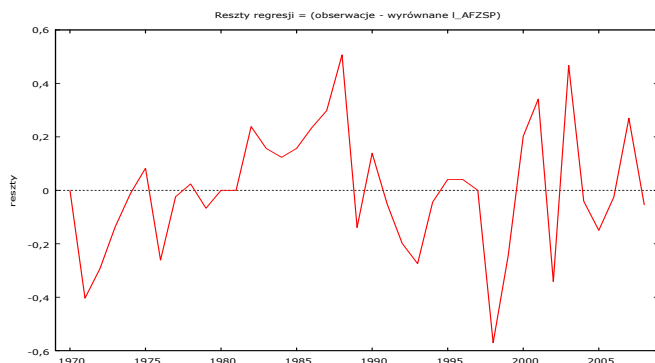
+ U8990 * E0256

+ U0102 * E0257

+ U0408 * E0258 ;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0251	0,604331	0,113359	5,3311	<0,00001	***
E0252	0,814888	0,0143022	56,9764	<0,00001	***
E0253	-0,874835	0,265068	-3,3004	0,00243	***
E0254	-0,9762	0,263785	-3,7007	0,00083	***
E0255	2,03145	0,277171	7,3292	<0,00001	***
E0256	1,06551	0,188883	5,6411	<0,00001	***
E0257	-0,986928	0,196063	-5,0337	0,00002	***
E0258	1,09244	0,142147	7,6853	<0,00001	***

Średn. arytm. zm. zależnej	7,054944	Odch. stand. zm. zależnej	3,230253
Suma kwadratów reszt	2,006879	Błąd standardowy reszt	0,254437
Wsp. determ. R-kwadrat	0,994939	Skorygowany R-kwadrat	0,993796
F(7, 31)	870,5537	Wartość p dla testu F	9,56e-34
Logarytm wiarygodności	2,517527	Kryt. inform. Akaike'a	10,96495
Kryt. bayes. Schwarza	24,27344	Kryt. Hannana-Quinnat	15,73992
Autokorel. reszt – rho1	0,152900	Stat. Durbina-Watsona	1,693185



Tablica 31. Wynik finansowy (RK)

PLAFZSP = (LOG(AFZSP(-1))-LOG(AFZSPLO(-1))) * E0261

+ LOG(AFP/AFP(-1)) * E0262

+ U81 * E0263

+ U89 * E0264

+ U91 * E0265

+ U0304 * E0266 ;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0261	-0,75257	0,256881	-2,9296	0,00621	***
E0262	0,502015	0,0643879	7,7967	<0,00001	***
E0263	1,93657	0,401784	4,8199	0,00003	***
E0264	1,35712	0,375055	3,6185	0,00101	***
E0265	-1,08134	0,338004	-3,1992	0,00310	***
E0266	1,29846	0,238351	5,4477	<0,00001	***

Średn. arytm. zm. zależnej	0,239812	Odch. stand. zm. zależnej	0,682623
Suma kwadratów reszt	3,610997	Błąd standardowy reszt	0,335922
Wsp. determ. R-kwadrat	0,814119	Skorygowany R-kwadrat	0,785075
F(6, 32)	23,35889	Wartość p dla testu F	2,12e-10
Logarytm wiarygodności	-9,201221	Kryt. inform. Akaike'a	30,40244
Kryt. bayes. Schwarza	40,22796	Kryt. Hannana-Quinnat	33,89829
Autokorel. reszt – rho1	0,116455	Stat. Durbina-Watsona	1,683462

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 11,0142

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(9) > 11,0142) = 0,274739$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 1,88567

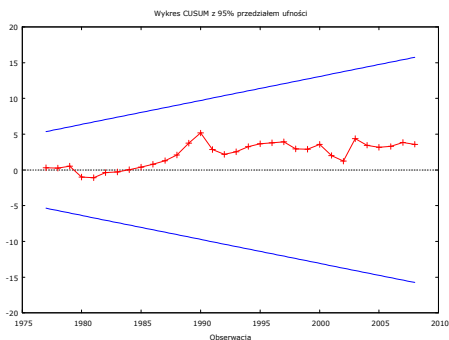
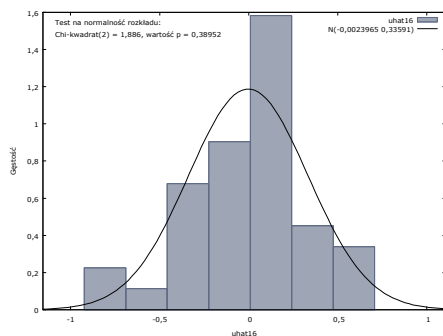
z wartością $p = 0,389521$

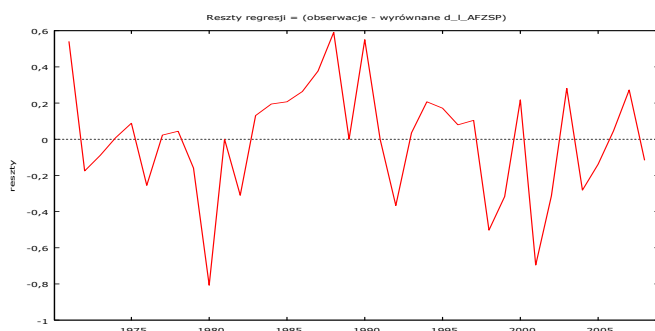
Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(31) = 0,634167$

z wartością $p = P(t(31) > 0,634167) = 0,530624$





Otrzymane oszacowania elastyczności wyniku finansowego względem oszacowanej nadwyżki (AFP_t), zarówno długookresowej 0,8, jak i krótkookresowej 0,5, wyraźnie świadczą o niedoskonałości przyjętej aproksymacji. Dostosowania dokonują się w czasie raczej szybko. Zwraca uwagę niestabilność relacji tłumacząca dużą liczbę zmiennych zero-jedynkowych.

5. Równania dochodów i wydatków budżetu państwa

Modelując sektor finansów publicznych ograniczamy się do rozpatrzenia jedynie dochodów i wydatków budżetu państwa. Wyróżniono podstawowe, zagregowane źródła dochodów, takie jak podatki pośrednie (głównie VAT) oraz podatki bezpośrednie.

Strumień szeroko rozumianych podatków pośrednich obejmuje podatek obrotowy, tj. głównie VAT, $BYVP_t$, oraz cła i podatek graniczny, $BYCP_t$. Podatek obrotowy zależy od strumienia produkcji alokowanej w konsumpcji (CP_t) oraz od strumienia importu (z cłami), $MP_t + BYCP_t$ (por. tablica 32).

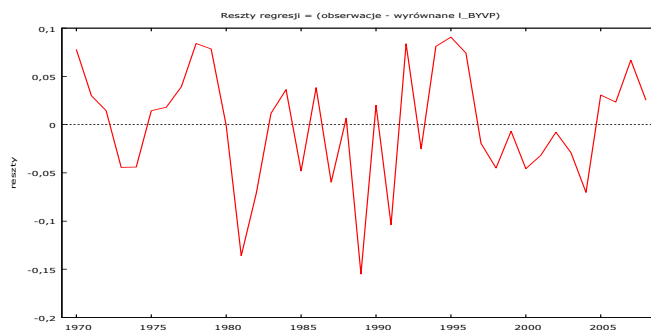
Tablica 32. Dochody budżetu państwa z podatków pośrednich i VAT (RD)

LBYPLO = K0261

+ LOG(CP+MP+BYCP) * K0262
 + U7173 * K0263
 + U8385 * K0264
 + U9092 * K0265 ;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0261	-1,64927	0,0324451	-50,8327	<0,00001	***
K0262	0,961267	0,00306486	313,6412	<0,00001	***
K0263	-0,119262	0,0421861	-2,8270	0,00782	***
K0264	0,12743	0,0401784	3,1716	0,00321	***
K0265	-0,34213	0,0390293	-8,7660	<0,00001	***

Średn. aryt. zm. zależnej	7,264296	Odch. stand. zm. zależnej	3,653507
Suma kwadratów reszt	0,139780	Błąd standardowy reszt	0,064119
Wsp. determ. R-kwadrat	0,999724	Skorygowany R-kwadrat	0,999692
F(4, 34)	30835,88	Wartość p dla testu F	5,49e-60
Logarytm wiarygodności	54,47066	Kryt. inform. Akaike'a	-98,94131
Kryt. bayes. Schwarza	-90,62350	Kryt. Hannana-Quinnat	-95,95695
Autokorel. reszt – rho1	0,131199	Stat. Durbina-Watsona	1,691006



Dynamiczne dostosowania wyraża równanie krótkookresowe (por. tablica 33).

Tablica 33. Dochody budżetu państwa z podatków pośrednich i VAT (RK)

$$\begin{aligned}
 \text{PLBYVP} = & (\text{LOG}(\text{BYVP}(-1)) - \text{LOG}(\text{BYVPLO}(-1))) * \text{K0271} \\
 & + (\text{LOG}(\text{CP} + \text{MP} + \text{BYCP}) - \text{LOG}(\text{CP}(-1) + \text{MP}(-1) + \text{BYCP}(-1))) * \text{K0272} \\
 & + \text{U9294} * \text{K0273} ;
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0271	-0,573273	0,193587	-2,9613	0,00547	***
K0272	0,847921	0,0290824	29,1558	<0,00001	***
K0273	0,204413	0,0408152	5,0083	0,00002	***

Średn. aryt. zm. zależnej	0,247702	Odch. stand. zm. zależnej	0,297871
Suma kwadratów reszt	0,166042	Błąd standardowy reszt	0,068877
Wsp. determ. R-kwadrat	0,970426	Skorygowany R-kwadrat	0,968736
F(3, 35)	382,8226	Wartość p dla testu F	8,28e-27
Logarytm wiarygodności	49,30922	Kryt. inform. Akaike'a	-92,61845
Kryt. bayes. Schwarza	-87,70569	Kryt. Hannana-Quinnat	-90,87053
Autokorel. reszt – rho1	0,065509	Stat. Durbina-Watsona	1,792488

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 12,8209

z wartością p = P(Chi-Square(7) > 12,8209) = 0,0765951

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 1,66029

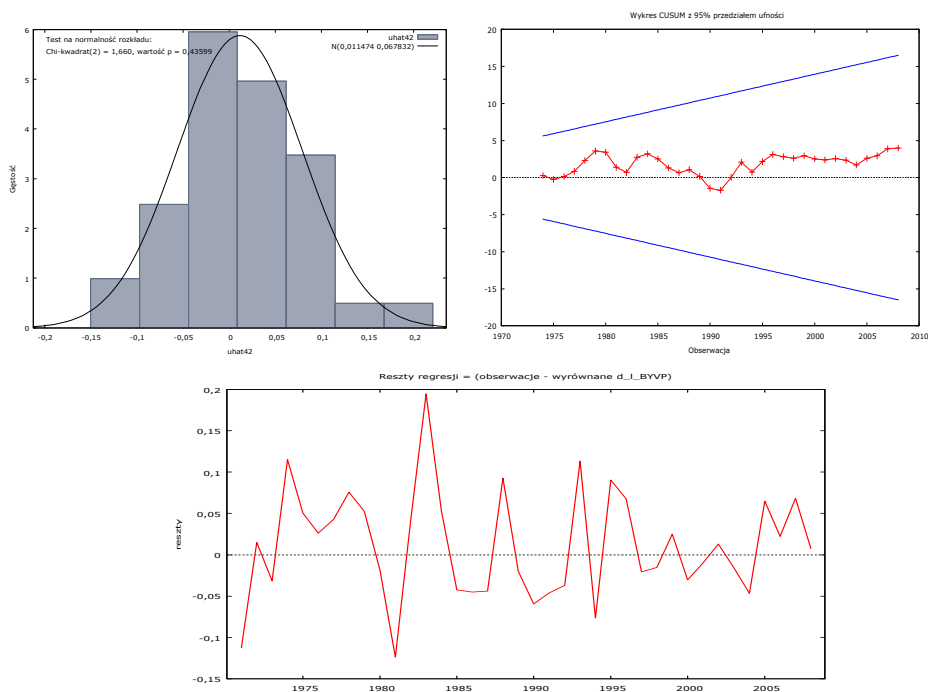
z wartością $p = 0,435985$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(34) = 0,674374$

z wartością $p = P(t(34) > 0,674374) = 0,504633$



Długookresowa elastyczność dochodów budżetu państwa z podatków pośrednich i VAT względem podstawy opodatkowania jest niewiele niższa od jedności (0,96), gdy krótkookresowa znaczenie niższa (0,85), przy umiarkowanej szybkości dostosowań.

Wpływy z cel wyznaczono w sposób uproszczony jako iloczyn ustalonych efektywnych stawek celnych, $BYVCOEF_t$ i wartości importu:

$$BYCP_t = BYVCOEF_t \cdot MP_t. \quad (9)$$

Podatki bezpośrednie są reprezentowane przez wpływy z podatku dochodowego od osób fizycznych, $BYPFP_t$, oraz od osób prawnych, $BYIFP_t$,

z uwzględnieniem różnych podstaw opodatkowania oraz obowiązujących w latach poprzedzających lata dziewięćdziesiąte stóp podatkowych. Pierwsze z tych równań objaśnia wpływy z podatku dochodowego od osób fizycznych, zaś w okresie poprzedzającym lata dziewięćdziesiąte – z podatku od funduszu wynagrodzeń. Dla uproszczenia przyjęto w charakterze zmiennej objaśniającej dochody nominalne YP_t , uwzględniając zakłócenia dla lat wcześniejszych przez odpowiednie zmiany wyrazów wolnych (por. tablica 34).

Tablica 34. Podatki od osób fizycznych (RD)

LBYPFPLO = K0301

+ LOG(YP) * K0302

+ U7374 * K0303

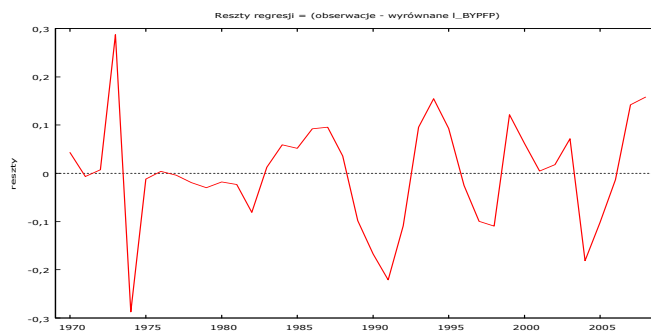
+ U7677 * K0304

+ U8290 * K0305

+ U9298 * K0306 ;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0301	-3,30743	0,0678739	-48,7290	<0,00001	***
K0302	1,00891	0,00644163	156,6232	<0,00001	***
K0303	-0,432078	0,095066	-4,5450	0,00007	***
K0304	-1,68078	0,0942746	-17,8286	<0,00001	***
K0305	0,406198	0,050697	8,0123	<0,00001	***
K0306	0,738469	0,0558456	13,2234	<0,00001	***

Średn. arytm. zm. zależnej	5,983822	Odch. stand. zm. zależnej	3,994429
Suma kwadratów reszt	0,475736	Błąd standardowy reszt	0,120068
Wsp. determ. R-kwadrat	0,999215	Skorygowany R-kwadrat	0,999096
F(5, 33)	8404,858	Wartość p dla testu F	3,25e-50
Logarytm wiarygodności	30,58726	Kryt. inform. Akaike'a	-49,17453
Kryt. bayes. Schwarza	-39,19316	Kryt. Hannana-Quinnat	-45,59330
Autokorel. reszt – rho1	0,161395	Stat. Durbina-Watsona	1,637955



Równanie krótkookresowe ma analogiczną specyfikację (por. tablica 35).

Tablica 35. Podatki od osób fizycznych (RK)

$PLBYFP = (LOG(BYFP(-1)) - LOG(BYFPLO(-1))) * K0311$
 $+ LOG(YP/YP(-1)) * K0312$
 $+ U76 * K0313$
 $+ U78 * K0314$
 $+ U91 * K0315$
 $+ U92 * K0316$
 $+ U9899 * K0317 ;$

Restrykcja:

$K0311 = -1$

Statystyka testu: $F(1, 31) = 1,82934$, z wartością $p = 0,185989$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0311	-1,00000	0,0000	NA	NA	
K0312	0,996864	0,0616085	16,1806	<0,00001	***
K0313	-1,67531	0,150973	-11,0968	<0,00001	***
K0314	1,66278	0,150886	11,0201	<0,00001	***
K0315	-0,621933	0,153252	-4,0582	0,00030	***
K0316	0,634149	0,152561	4,1567	0,00023	***
K0317	-0,361885	0,106918	-3,3847	0,00190	***
Średn. arytm. zm. zależnej	0,249834		Odch. stand. zm. zależnej	0,543976	
Suma kwadratów reszt	0,727611		Błąd standardowy reszt	0,150791	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,945377		Skorygowany R-kwadrat	0,936842	
$F(6, 32)$	92,30484		Wartość p dla testu F	8,65e-19	
Logarytm wiarygodności	21,23627		Kryt. inform. Akaike'a	-30,47253	
Kryt. bayes. Schwarza	-20,64701		Kryt. Hannana-Quinnat	-26,97669	
Autokorel. reszt – rho1	-0,134923		Stat. Durbina-Watsona	2,225940	

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: $LM = 11,209$

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(7) > 11,209) = 0,12976$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: $\text{Chi-kwadrat}(2) = 6,29088$

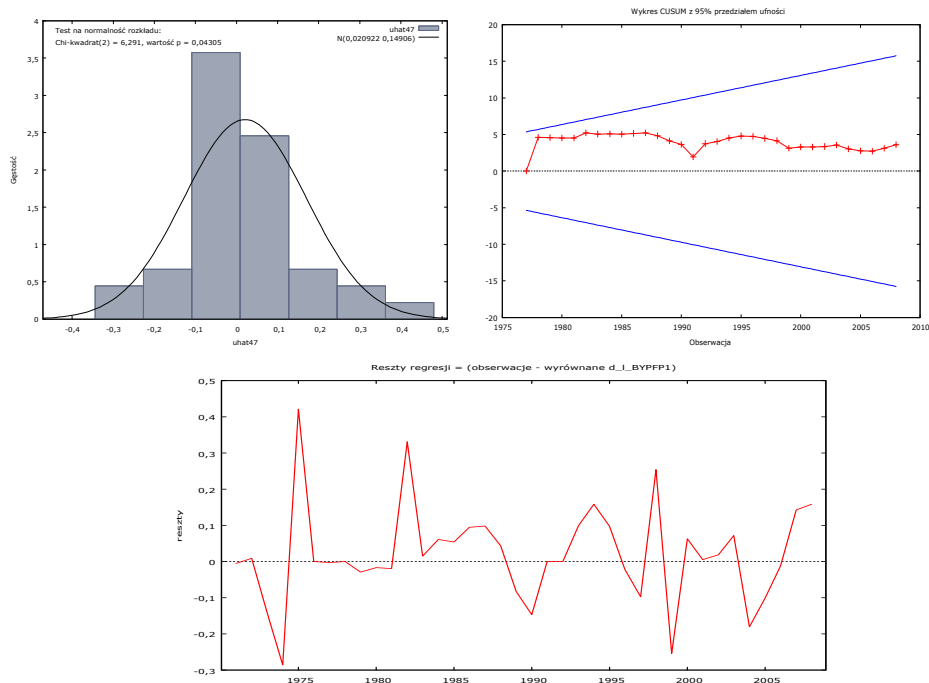
z wartością $p = 0,043048$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(31) = 0,634943$

z wartością $p = P(t(31) > 0,634943) = 0,530124$



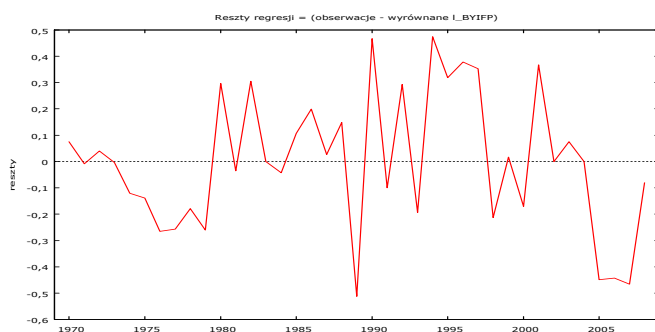
Elastyczność długookresowa podatków od osób fizycznych względem dochodów ludności ogółem nieznacznie przekracza jedność, podczas gdy krótkookresowa jest bliska jedności przy niemal natychmiastowej adaptacji. Jest to rezultat nader optymistyczny, zważywszy, że skala podatkowa jest schodkowa, jednak podatek rośnie w miarę proporcjonalnie do dochodów.

Podatek dochodowy $BYIFP_t$ nawiązuje do wpłat z zysku przedsiębiorstw państwowych w latach wcześniejszych, a następnie do podatku dochodowego od osób prywatnych. Przyjęto, iż zależy on potęgowo od wysokości wyniku finansowego przedsiębiorstw. Wyniki estymacji są dość zaskakujące.

Tablica 36. Podatki od osób prawnych (RD)

$$\begin{aligned}
 &BYIFPLO = K0331 \\
 &\quad + LOG(AFZSP) * K0332 \\
 &\quad + U7981 * K0333 \\
 &\quad + U9193 * K0334 \\
 &\quad + U9801 * K0335 \\
 &\quad + U02 * K0336 \\
 &\quad + U04 * K0337 ;
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0331	-0,319836	0,125633	-2,5458	0,01592	**
K0332	0,924009	0,0167595	55,1334	<0,00001	***
K0333	0,531986	0,18457	2,8823	0,00700	***
K0334	1,31454	0,175417	7,4938	<0,00001	***
K0335	1,0418	0,159532	6,5303	<0,00001	***
K0336	1,89637	0,290961	6,5176	<0,00001	***
K0337	-0,734637	0,299432	-2,4534	0,01978	**
Średn. aryt. zm. zależnej	6,477675		Odch. stand. zm. zależnej	3,124015	
Suma kwadratów reszt	2,579330		Błąd standardowy reszt	0,283909	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,993045		Skorygowany R-kwadrat	0,991741	
F(6, 32)	761,5009		Wartość p dla testu F	4,53e-33	
Logarytm wiarygodności	-2,375982		Kryt. inform. Akaike'a	18,75196	
Kryt. bayes. Schwarz	30,39690		Kryt. Hannana-Quinnat	22,93007	
Autokorel. reszt – rho1	0,118587		Stat. Durbina-Watsona	1,758710	



Dla długiego okresu elastyczność podatków od osób prawnych względem wyniku finansowego przedsiębiorstw oszacowano na poziomie mniejszym od jedności, podczas gdy dla krótkiego okresu na poziomie sięgającym zaledwie 0,63 z umiarkowanym okresem dostosowań (por. tablice 36 i 37).

Tablica 37. Podatki od osób prawnych (RK)

$$\begin{aligned}
 \text{PLBYIFP} = & (\text{LOG}(\text{BYIFP}(-1)) - \text{LOG}(\text{BYIFP}(-1))) * \text{K0341} \\
 & + \text{LOG}(\text{AFZSP}/\text{AFZSP}(-1)) * \text{K0342} \\
 & + \text{U9091} * \text{K0343} \\
 & + \text{U03} * \text{K0344} ;
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0341	-0,343176	0,160435	-2,1390	0,03970	**
K0342	0,625629	0,0647585	9,6610	<0,00001	***
K0343	0,883482	0,181934	4,8561	0,00003	***
K0344	-1,25288	0,285135	-4,3940	0,00010	***

Średn. arytm. zm. zależnej	0,217488	Odch. stand. zm. zależnej	0,488816
Suma kwadratów reszt	2,247533	Błąd standardowy reszt	0,257107
Wsp. determ. R-kwadrat	0,788731	Skorygowany R-kwadrat	0,770089
F(4, 34)	31,73303	Wartość p dla testu F	4,80e-11
Logarytm wiarygodności	-0,192360	Kryt. inform. Akaike'a	8,384721
Kryt. bayes. Schwarza	14,93507	Kryt. Hannana-Quinnat	10,71528
Autokorel. reszt – rho1	-0,034339	Stat. Durbina-Watsona	2,052015

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 16,0134

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(7) > 16,0134) = 0,0249941$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 1,66292

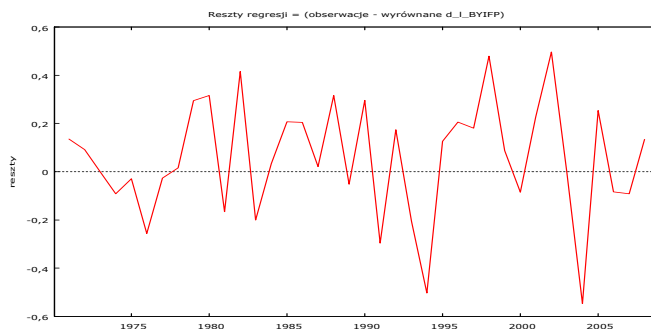
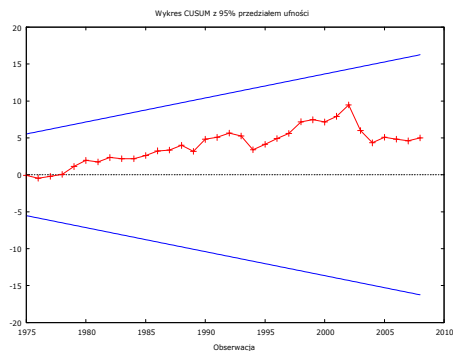
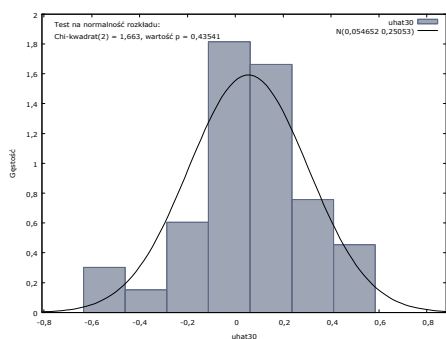
z wartością $p = 0,435412$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(33) = 0,857716$

z wartością $p = P(t(33) > 0,857716) = 0,397236$



W obu przypadkach występuje znaczna ilość zakłóceń. Z tego powodu wygodniej przyjąć w analizach symulacyjnych efektywną stopę podatkową z okresu poprzedzającego symulację.

Dochody budżetu państwa ogółem, BYP_t , określa równanie łącznikowe, w którym w charakterze zmiennej objaśniającej przyjęto sumę wyróżnionych wpływów podatkowych. Oceny parametrów równania długookresowego przedstawiono w tablicy 38.

Tablica 38. Dochody ogółem budżetu państwa (RD)

LBYPLO = K0201

+ LOG(BYVP+BYIFP+BYPFP+BYCP) * K0202

+ U72 * K0203

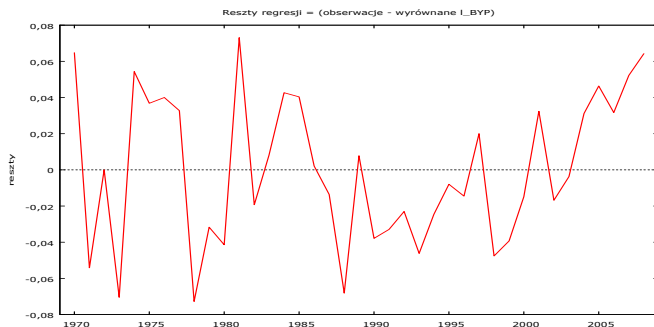
+ U7678 * K0204

+ U7981 * K0205

+ U8289 * K0206 ;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0201	0,650509	0,0276873	23,4948	<0,00001	***
K0202	0,953007	0,00269129	354,1079	<0,00001	***
K0203	-0,109489	0,04806	-2,2782	0,02932	**
K0204	0,321218	0,0313316	10,2522	<0,00001	***
K0205	0,225243	0,0308837	7,2933	<0,00001	***
K0206	-0,111704	0,0205425	-5,4377	<0,00001	***

Średn. aryt. zm. zależnej	8,218206	Odch. stand. zm. zależnej	3,389308
Suma kwadratów reszt	0,063974	Błąd standardowy reszt	0,044030
Wsp. determ. R-kwadrat	0,999853	Skorygowany R-kwadrat	0,999831
F(5, 33)	45027,77	Wartość p dla testu F	3,08e-62
Logarytm wiarygodności	69,71170	Kryt. inform. Akaike'a	-127,4234
Kryt. bayes. Schwarza	-117,4420	Kryt. Hannana-Quinnat	-123,8422
Autokorel. reszt – rho1	0,148094	Stat. Durbina-Watsona	1,592852



Elastyczność łącznych dochodów budżetu państwa względem wpływów podatkowych dla długiego okresu oszacowano na poziomie 0,95, zaś dla krótkiego na poziomie 0,98, co świadczy o marginalnej, raczej malejącej, roli pozostałych nie uwzględnionych *explicite* dochodów (por. tablice 38 i 39).

Tablica 39. Dochody budżetu państwa (RK)

$$\begin{aligned}
 \text{PLBYP} = & (\text{LOG}(\text{BYP}(-1)) - \text{LOG}(\text{BYPLO}(-1))) * \text{K0211} \\
 & + (\text{LOG}(\text{BYVP} + \text{BYIFP} + \text{BYPFP} + \text{BYCP}) \\
 & - \text{LOG}(\text{BYVP}(-1) + \text{BYIFP}(-1) + \text{BYPFP}(-1) + \text{BYCP}(-1))) * \text{K0212} \\
 & + \text{U7172} * \text{K0213} \\
 & + \text{U76} * \text{K0214} \\
 & + \text{U7879} * \text{K0215} \\
 & + \text{U82} * \text{K0216};
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0211	-0,601448	0,159127	-3,7797	0,00065	***
K0212	0,975673	0,0147438	66,1749	<0,00001	***
K0213	-0,0874001	0,0256969	-3,4012	0,00182	***
K0214	0,349464	0,0366561	9,5336	<0,00001	***
K0215	-0,0958164	0,0258491	-3,7068	0,00079	***
K0216	-0,408999	0,0414504	-9,8672	<0,00001	***

Średn. aryt. zm. zależnej	0,231073	Odch. stand. zm. zależnej	0,340051
Suma kwadratów reszt	0,041861	Błąd standardowy reszt	0,036169
Wsp. determ. R-kwadrat	0,993363	Skorygowany R-kwadrat	0,992326
F(6, 32)	798,2735	Wartość p dla testu F	2,14e-33
Logarytm wiarygodności	75,48902	Kryt. inform. Akaike'a	-138,9780
Kryt. bayes. Schwarza	-129,1525	Kryt. Hannana-Quinnat	-135,4822
Autokorel. reszt – rho1	0,155366	Stat. Durbina-Watsona	1,659865

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 15,678

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(10) > 15,678) = 0,109229$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 3,91576

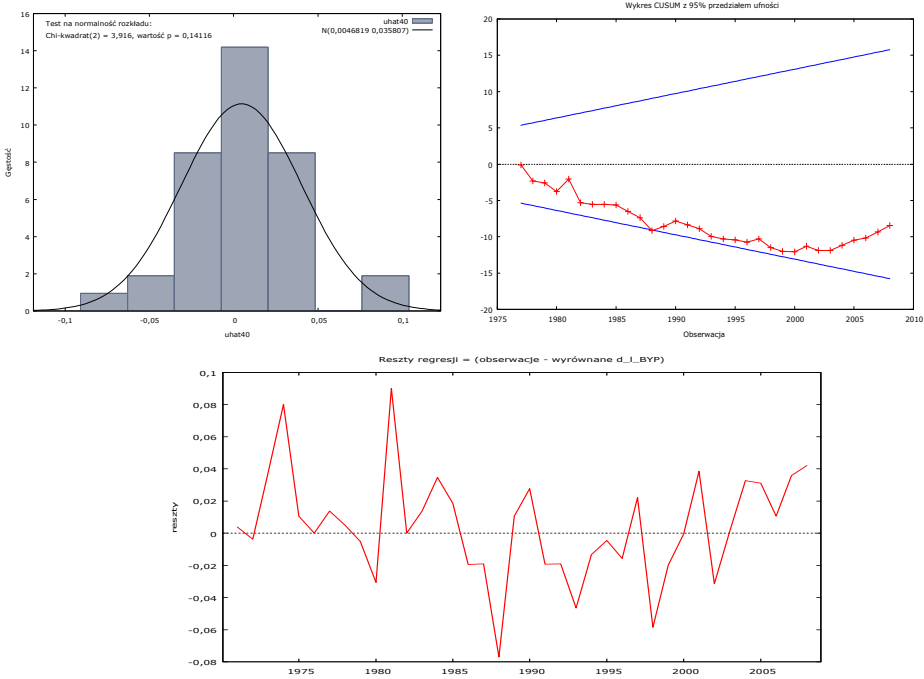
z wartością $p = 0,141157$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(31) = -1,48917$

z wartością $p = P(t(31) > -1,48917) = 0,146548$

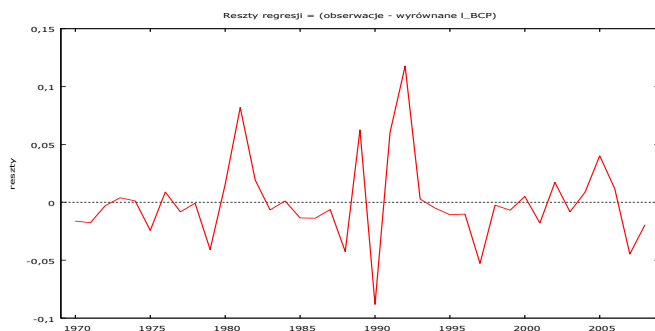


Przyjęto, iż wydatki budżetu państwa BCP_t , zależą w długim okresie od dochodów budżetu (por. tablica 40).

Tablica 40. Wydatki budżetu państwa (RD)

LBCPLO = E0231
+ LOG(BYP) * E0232
+ U7678 * E0233
+ U0104 * E0234 ;

	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
E0231	-0,0610213	0,0177872	-3,4306	0,00156	***
E0232	1,01383	0,00203685	497,7446	<0,00001	***
E0233	-0,107518	0,0238462	-4,5088	0,00007	***
E0234	0,12208	0,0214368	5,6949	<0,00001	***
Średn. arytm. zm. zależnej	8,275100		Odch. stand. zm. zależnej	3,459708	
Suma kwadratów reszt	0,049702		Błąd standardowy reszt	0,037683	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,999891		Skorygowany R-kwadrat	0,999881	
F(3, 35)	106755,9		Wartość p dla testu F	2,27e-69	
Logarytm wiarygodności	74,63437		Kryt. inform. Akaike'a	-141,2687	
Kryt. bayes. Schwarza	-134,6145		Kryt. Hannana-Quinnat	-138,8813	
Autokorel. reszt – rho1	-0,041729		Stat. Durbina-Watsona	2,069893	



Oszacowanie elastyczności wydatków względem dochodów jest praktycznie równe jedności. Dynamiczne dostosowania nie mają znaczenia, jak to wynika z oszacowań dla krótkiego okresu (por. tablica 41).

Tablica 41. Wydatki budżetu państwa (*RK*)

$$PLBCP = (LOG(BCP(-1)) - LOG(BCPLO(-1))) * E0241 + LOG(BYP/BYP(-1)) * E0242 ;$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0241	-0,937236	0,215394	-4,3513	0,00011	***
E0242	0,994793	0,0190476	52,2267	<0,00001	***

Średn. arytm. zm. zależnej	0,234188	Odch. stand. zm. zależnej	0,327741
Suma kwadratów reszt	0,075423	Błąd standardowy reszt	0,045772
Wsp. determ. R-kwadrat	0,987551	Skorygowany R-kwadrat	0,987205
F(2, 36)	1427,862	Wartość p dla testu F	5,16e-35
Logarytm wiarygodności	64,30270	Kryt. inform. Akaike'a	-124,6054
Kryt. bayes. Schwarza	-121,3302	Kryt. Hannana-Quinnat	-123,4401
Autokorel. reszt – rho1	0,076664	Stat. Durbina-Watsona	1,840697

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 9,89768

z wartością p = P(Chi-Square(4) > 9,89768) = 0,0421869

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 3,94913

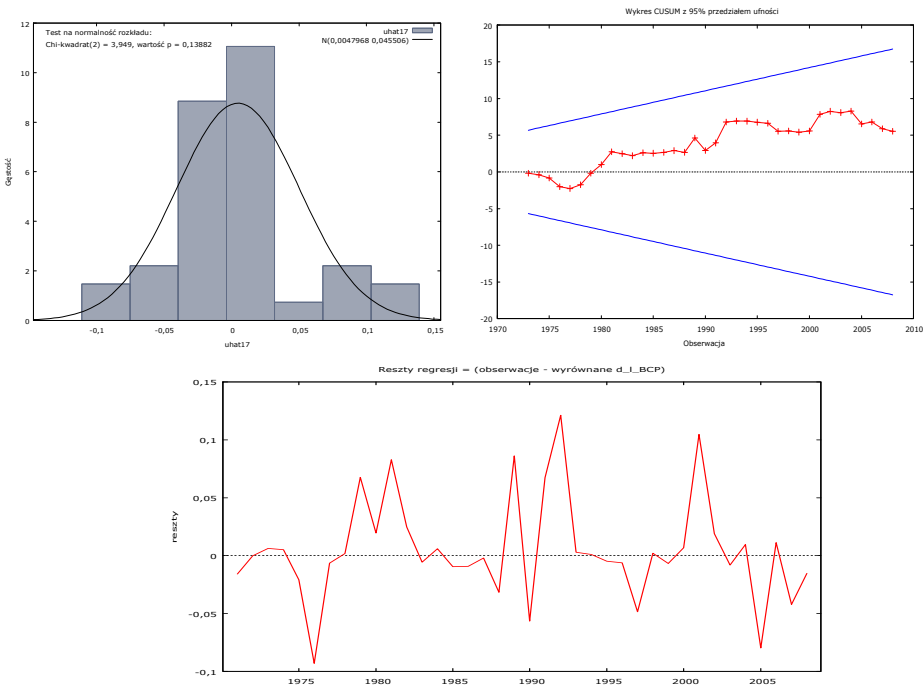
z wartością p = 0,138822

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier t(35) = 0,922375

z wartością p = P(t(35) > 0,922375) = 0,362648



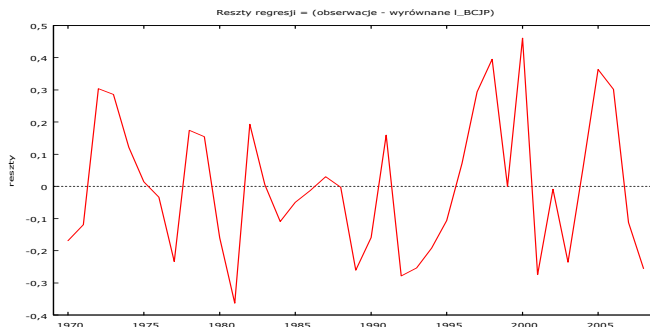
Wydatki majątkowe budżetu, $BCJP_t$, były dotąd traktowane jako egzogeniczne. Przyjęto jednak, że mogą być oszacowane jako wielkość quasi rezydualna po potrąceniu z wydatków globalnych wydatków na cele socjalne i obsługę zadłużenia (por. tablice 42 i 43).

Tablica 42. Wydatki majątkowe budżetu państwa (RD)

LBCJPLO = E0211
+ LOG($BCP - BODP - YBSP$) * E0212
+ U7882 * E0213
+ U9091 * E0214
+ U99 * E0215
+ U0004 * E0216 ;

	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
E0211	-2,3648	0,124461	-19,0004	<0,00001	***
E0212	1,09136	0,0162521	67,1518	<0,00001	***
E0213	-0,59805	0,119261	-5,0146	0,00002	***
E0214	-0,339845	0,172746	-1,9673	0,05760	*
E0215	1,58813	0,236846	6,7053	<0,00001	***
E0216	0,489943	0,121721	4,0251	0,00031	***

Średn. arytm. zm. zależnej	5,656731	Odch. stand. zm. zależnej	3,143433
Suma kwadratów reszt	1,757203	Błąd standardowy reszt	0,230757
Wsp. determ. R-kwadrat	0,995320	Skorygowany R-kwadrat	0,994611
F(5, 33)	1403,708	Wartość p dla testu F	2,02e-37
Logarytm wiarygodności	5,108246	Kryt. inform. Akaike'a	1,783508
Kryt. bayes. Schwarza	11,76488	Kryt. Hannana-Quinnat	5,364737
Autokorel. reszt – rho1	0,178534	Stat. Durbina-Watsona	1,602743



Otrzymano długookresową elastyczność wydatków majątkowych budżetu państwa względem różnicy między wydatkami globalnymi a wydatkami na cele socjalne i obsługę zadłużenia nieznacznie wyższą od jedności (1,1). Natomiast odpowiednia elastyczność krótkookresowa jest raczej niska (0,8), z tym, że okres dochodzenia do długookresowej równowagi jest długi.

Tablica 43. Wydatki majątkowe budżetu państwa (RK)

$$\begin{aligned}
 \text{PLBCJP} = & (\text{LOG}(\text{BCJP}(-1)) - \text{BCJPLO}(-1)) * \text{E0221} \\
 & + (\text{LOG}(\text{BCP} - \text{BODP} - \text{YBSP}) - \text{LOG}(\text{BCP}(-1) - \text{BODP}(-1) - \text{YBSP}(-1))) * \text{E0222} \\
 & + \text{U72} * \text{E0223} \\
 & + \text{U8283} * \text{E0224} \\
 & + \text{U9698} * \text{E0225} \\
 & + \text{U99} * \text{E0226} \\
 & + \text{U0001} * \text{E0227} ;
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0221	-0,389735	0,10459	-3,7263	0,00078	***
E0222	0,831083	0,0519254	16,0053	<0,00001	***
E0223	0,403404	0,122744	3,2866	0,00252	***
E0224	0,510429	0,0874533	5,8366	<0,00001	***
E0225	0,228962	0,0713401	3,2094	0,00309	***
E0226	1,00405	0,143758	6,9843	<0,00001	***
E0227	-0,44969	0,0950917	-4,7290	0,00005	***

Średn. arytm. zm. zależnej	0,219352	Odch. stand. zm. zależnej	0,351889
Suma kwadratów reszt	0,461805	Błąd standardowy reszt	0,122053
Wsp. determ. R-kwadrat	0,927955	Skorygowany R-kwadrat	0,914011
F(7, 31)	57,04089	Wartość p dla testu F	6,11e-16
Logarytm wiarygodności	29,87410	Kryt. inform. Akaike'a	-45,74821
Kryt. bayes. Schwarza	-34,28511	Kryt. Hannana-Quinnat	-41,66972
Autokorel. reszt – rho1	0,039074	Stat. Durbina-Watsona	1,890255

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 13,1929

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(13) > 13,1929) = 0,433027$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 3,03278

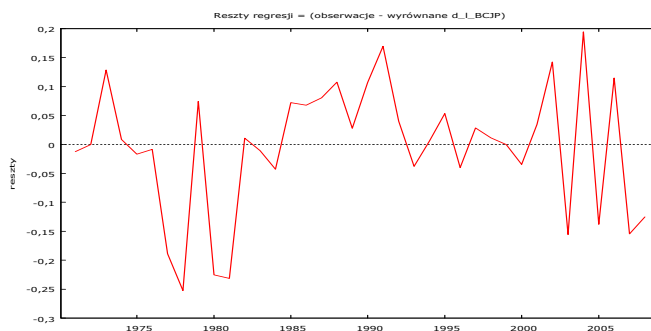
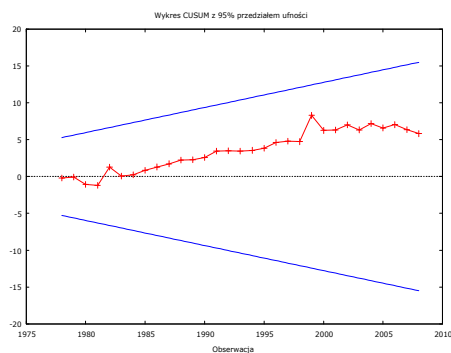
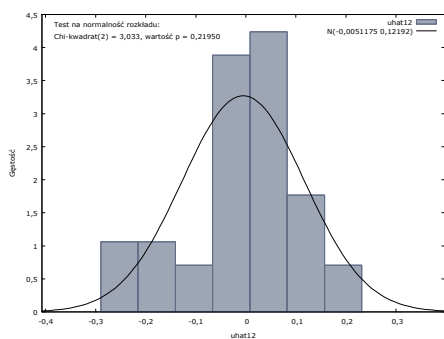
z wartością $p = 0,219503$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(30) = 1,04508$

z wartością $p = P(t(30) > 1,04508) = 0,304332$



Odejmując wydatki majątkowe otrzymamy wydatki bieżące budżetu:

$$BCCP_t = BCP_t - BJP_t. \quad (10)$$

W aktualnej wersji modelu wyróżniono także wydatki na obsługę zadłużenia $BODP_t$. Punktem wyjścia jest przybliżone oszacowanie kosztów obsługi z uwzględnieniem możliwości wydatkowych budżetu oraz skali napięcia wywołanego zadłużeniem. Podstawowe znaczenie ma skala zadłużenia, której ok. 3% wymaga obsługi.

Tablica 44. Obsługa zadłużenia w budżecie państwa

BODP = E0151

+ KZBP(-1) * E0152
+ (BCP-BCP(-1)) * E0153
+ U02 * E0154
+ (U96+U07+U08) * E0155 ;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0151	9682,7	1610,04	6,0140	0,00020	***
E0152	0,0292888	0,00360364	8,1276	0,00002	***
E0153	0,149931	0,0785425	1,9089	0,08862	*
E0154	4020,52	1902,08	2,1137	0,06368	*
E0155	-2709,53	1582,29	-1,7124	0,12097	
Średn. arytm. zm. zależnej	20750,06		Odch. stand. zm. zależnej	4577,147	
Suma kwadratów reszt	29260032		Błąd standardowy reszt	1803,085	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,892566		Skorygowany R-kwadrat	0,844818	
F(4, 9)	18,69309		Wartość p dla testu F	0,000219	
Logarytm wiarygodności	-121,7339		Kryt. inform. Akaike'a	253,4677	
Kryt. bayes. Schwarza	256,6630		Kryt. Hannana-Quinnat	253,1720	
Autokorel. reszt – rho1	0,019199		Stat. Durbina-Watsona	1,858335	

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 6,01623

z wartością p = P(Chi-Square(9) > 6,01623) = 0,738293

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 0,246884

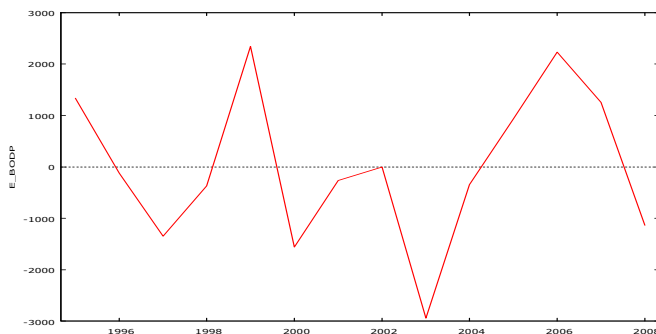
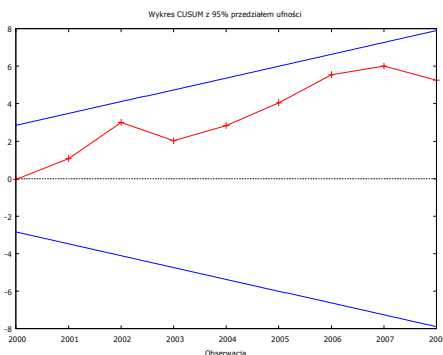
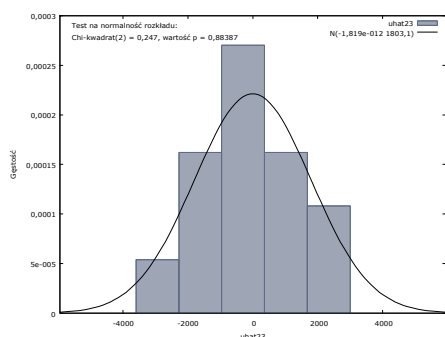
z wartością p = 0,883873

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier t(8) = 1,75468

z wartością p = P(t(8) > 1,75468) = 0,117393



Alokacja pozostałych wydatków bieżących pomiędzy poszczególne ich rodzaje może następować na drodze egzogenicznego określenia udziału tych wydatków na wyróżnione cele. Nie odnosi się to do wydatków na oświatę oraz na naukę, zależnych od poziomu dochodów. Nadwyżka (deficyt) budżetu, BDP_t , jest wielkością rezydualną:

$$BDP_t = BYP_t - BCP_t. \quad (11)$$

Nie jest to najszcześniejsza specyfikacja, gdyż błąd w oszacowaniu nadwyżki (deficytu) jest zależny od sumy błędów popełnionych przy oszacowaniu dochodów i wydatków budżetu państwa.

Powyższy system równań może zostać rozbudowany tak, by objął cały sektor finansów publicznych. Dysponujemy jednak zbyt krótką próbą, aby poszerzyć opis budżetu państwa o opis pozostałych składowych sektora finansów publicznych.

Równanie długu publicznego, $KZBP_t$, zamyka sektor finansów publicznych. Mając jednak do dyspozycji jedynie deficyt budżetu centralnego, a nie całego sektora finansów publicznych, posłużono się aproksymacją, w której zadłużenie przyrasta z tytułu należnego oprocentowania i bieżącego deficytu budżetowego BDP_t oraz ulega

zmniejszeniu na skutek spłat bieżących wynikających z obsługi zadłużenia $BODP_t$. Jak wynika z tablicy 45 przyrost długu z tytułu oprocentowania rośnie o 13% wielkości wyjściowej.

Tablica 45. Dług publiczny

KZBP = K0321

+ $((1+RKFR)*KZBP(-1)) * K0322$

+ $BDP * K0323$

+ $BODP * K0324$

+ $U95 * K0325$;

Restrykcje:

K0323 = -1

K0324 = -1

Statystyka testu: $F(2, 9) = 0,130492$, z wartością $p = 0,879295$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0321	-48920,8	24730,1	-1,9782	0,07350	*
K0322	1,13062	0,0645389	17,5185	<0,00001	***
K0323	-1,00000	0,0000	NA	NA	
K0324	-1,00000	0,0000	NA	NA	
K0325	223099	35286,1	6,3226	0,00006	***

Średn. arytm. zm. zależnej	352941,8	Odch. stand. zm. zależnej	134682,2
Suma kwadratów reszt	6,97e+09	Błąd standardowy reszt	25169,99
Wsp. determ. R-kwadrat	0,970447	Skorygowany R-kwadrat	0,965074
F(2, 11)	180,6091	Wartość p dla testu F	3,88e-09
Logarytm wiarygodności	-160,0447	Kryt. inform. Akaike'a	326,0894
Kryt. bayes. Schwarza	328,0066	Kryt. Hannana-Quinnat	325,9120
Autokorel. reszt – rho1	-0,025675	Stat. Durbina-Watsona	1,853180

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 0,862129

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(3) > 0,862129) = 0,834556$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 1,21491

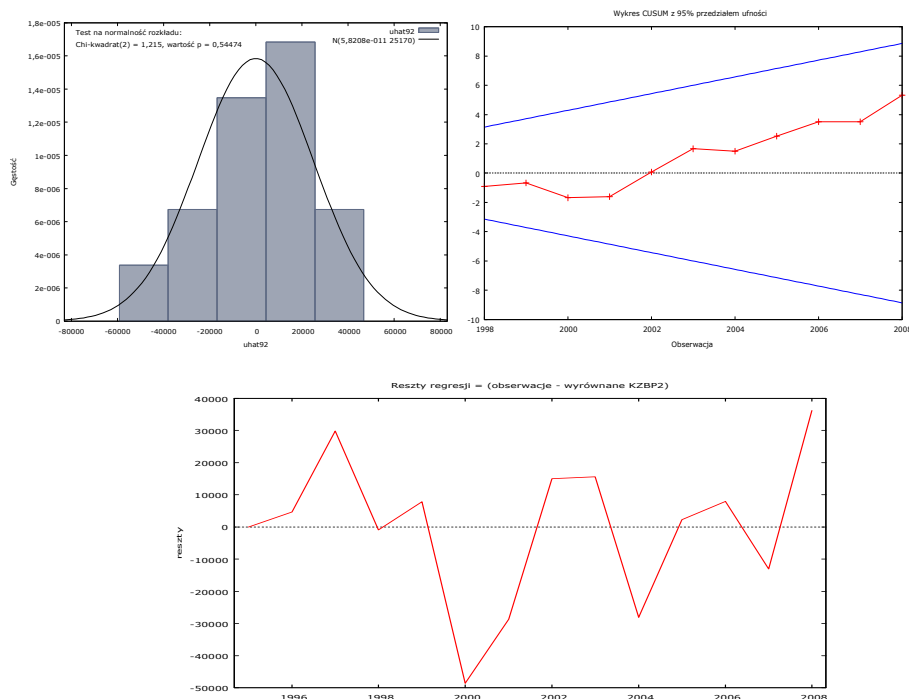
z wartością $p = 0,544735$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(10) = 1,60331$

z wartością $p = P(t(10) > 1,60331) = 0,139949$



6. Równania rynku pieniężnego

Równania przepływów finansowych modelu powinny zamykać funkcje objaśniające zmiany aktywów i pasywów systemu bankowego. Dla analizy długookresowej znaczenie mają głównie równania objaśniające przyrost popytu na pieniądź i podaży pieniądza.

Mając do dyspozycji jedynie informacje o stanie należności banków, inaczej mówiąc, o stanie zadłużenia podmiotów gospodarczych wobec banków, popyt na pieniądź kredytowy można było otrzymać jedynie netto, jako nadwyżkę kredytów uzyskanych nad spłaconymi, równoważną przyrostowi zadłużenia z tytułu kredytów. W aktywach zagregowanego bilansu banków wyróżniono następujące składniki: przyrost należności wobec osób prywatnych, $\Delta BZNPP_t$, informujący o kredycie konsumpcyjnym netto, przyrost należności wobec podmiotów gospodarczych (niefinansowych), $\Delta BZNGP_t$, który zdekomponowano na przyrost zobowiązań tych podmiotów z tytułu kredytów długoterminowych, $DKKIP_t$ oraz obrotowych, $DKKOP_t$.

Ważną pozycją dla oceny rynku dóbr konsumpcyjnych jest wysokość kredytów konsumpcyjnych. Ich oszacowanie otrzymano odejmując od wysokości

zadłużenia gospodarstw domowych na koniec okresu wysokość zadłużenia na początek okresu (otrzymujemy w ten sposób wysokość kredytów netto, tzn. kredytów udzielonych pomniejszonych o ich spłatę):

$$BZNPP_t - BZNPP_{t-1}.$$

Objaśniono przyrost kredytów w wymiarze realnym: $\frac{BZNPP_t - BZNPP_{t-1}}{PC}$

uzależniając go od przyrostu konsumpcji oraz realnej stopy procentowej.

Przyjęto więc, iż przyrost kredytów konsumpcyjnych w wyrażeniu realnym zależy od tendencji występujących w przyroście spożycia (z pominięciem spożycia żywności) oraz od realnej wysokości stopy oprocentowania kredytów (por. tablica 46).

Tablica 46. Kredyty konsumpcyjne

$$(BZNPP - BZNPP(-1))/PC = E0351$$

$$+ (C - C(-1)) * E0352$$

$$+ (1 + RKFR)/(PC/PC(-1)) * E0353$$

$$+ U02 * E0354$$

$$+ U04 * E0355$$

$$+ U08 * E0356 ;$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0351	-18359,4	4124,79	-4,4510	0,00079	***
E0352	0,266426	0,059953	4,4439	0,00080	***
E0353	18703,4	3938,26	4,7491	0,00047	***
U02	-4507,02	1032,7	-4,3643	0,00092	***
U04	-3528,57	1044,22	-3,3791	0,00548	***
U08	6704,32	1199,53	5,5891	0,00012	***
Średn. arytm. zm. zależnej	3870,788		Odch. stand. zm. zależnej	2932,453	
Suma kwadratów reszt	11761922		Błąd standardowy reszt	990,0304	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,919542		Skorygowany R-kwadrat	0,886018	
F(5, 12)	27,42937		Wartość p dla testu F	3,57e-06	
Logarytm wiarygodności	-146,0509		Kryt. inform. Akaike'a	304,1019	
Kryt. bayes. Schwarza	309,4441		Kryt. Hannana-Quinnat	304,8385	
Autokorel. reszt – rho1	-0,055726		Stat. Durbina-Watsona	2,064237	

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 8,3681

z wartością p = P(Chi-Square(7) > 8,3681) = 0,301257

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 1,1059

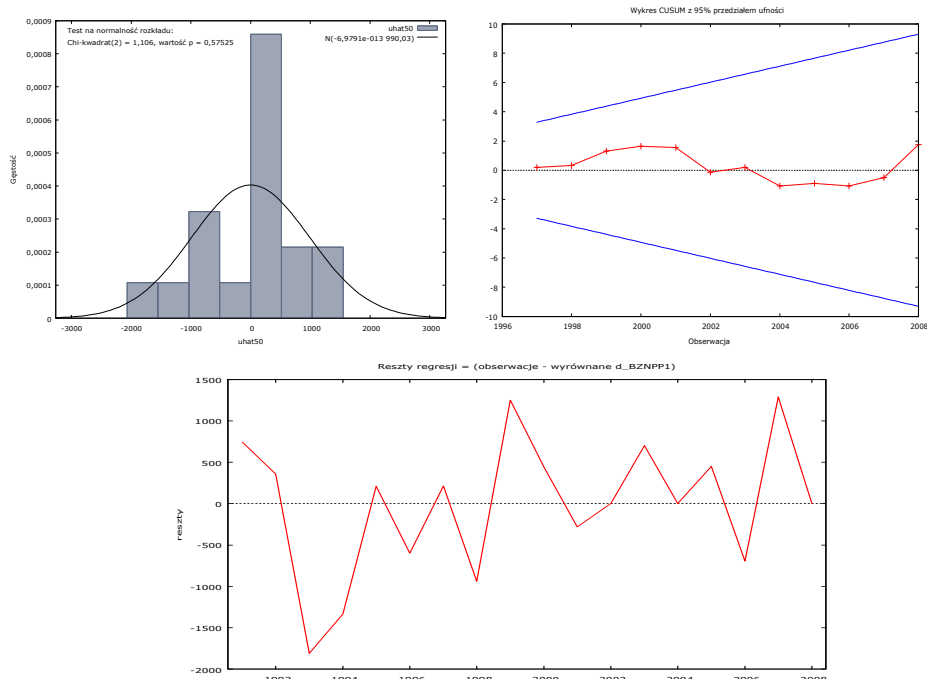
z wartością p = 0,57525

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(11) = 0,507542$

z wartością $p = P(t(11) > 0,507542) = 0,621796$



Otrzymano interesujący rezultat, z którego wynika, że ponad 25% przyrostu konsumpcji jest finansowanych z przyrostu kredytu konsumpcyjnego (przy ustalonej stopie procentowej).

Kolejne równanie dotyczy kredytów długoterminowych netto (w wyrażeniu realnym) dla podmiotów gospodarczych $DKKI_t$. W równaniu tym jako zmienne objaśniające przyjęto odpowiednio rozmiary nakładów inwestycyjnych, JA_t , realną stopę oprocentowania kredytów oraz stan początkowy zadłużenia (por. tablica 47).

Tablica 47. Kredyty długoterminowe

$DKKI = K0191$

+ $JA * K0192$

+ $((1+RKFR)/(PJA/PJA(-1))) * (1-U7089) * K0193$

+ $(KKIP(-1)/PJA(-1)) * K0194$

+ $U8082 * K0195$

+ $U0002 * K0196$

+ $U04 * K0197$;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0191	15627,3	1939,01	8,0594	<0,00001	***
K0192	0,0791672	0,0268293	2,9508	0,00763	***
K0193	-5079,71	1651,08	-3,0766	0,00572	***
K0194	-0,174345	0,0496563	-3,5110	0,00208	***
K0195	13363,4	4571,17	2,9234	0,00812	***
K0196	-5958,65	1222,55	-4,8740	0,00008	***
K0197	-11283,3	1986,04	-5,6813	0,00001	***
Średn. arytm. zm. zależnej	7773,845		Odch. stand. zm. zależnej	3937,141	
Suma kwadratów reszt	67042122		Błąd standardowy reszt	1786,752	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,839815		Skorygowany R-kwadrat	0,794048	
F(6, 21)	18,34973		Wartość p dla testu F	2,33e-07	
Logarytm wiarygodności	-245,3711		Kryt. inform. Akaike'a	504,7421	
Kryt. bayes. Schwarza	514,0675		Kryt. Hannana-Quinnat	507,5930	
Autokorel. reszt – rho1	-0,062269		Stat. Durbina-Watsona	1,839993	

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 15,2579

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(15) > 15,2579) = 0,433003$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 4,94634

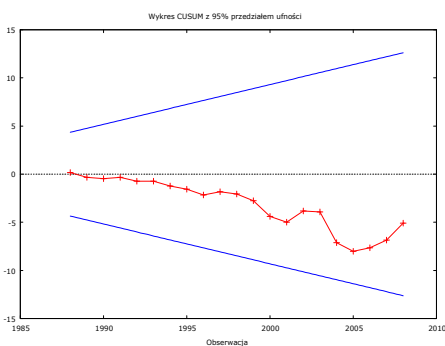
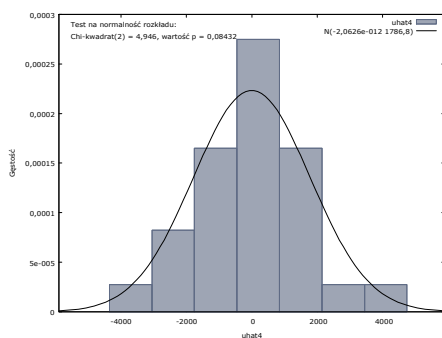
z wartością $p = 0,0843171$

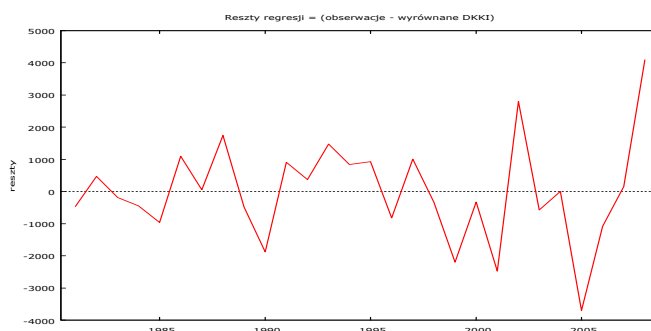
Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(20) = -1,10668$

z wartością $p = P(t(20) > -1,10668) = 0,281565$





Elastyczność kredytów netto względem nakładów inwestycyjnych jest niska i wynosi 0,08. Podwyżka stóp oprocentowania kredytów istotnie zmniejsza rozmiary popytu. Natomiast im wyższe zadłużenie z tytułu kredytów, tym mniejszy staje się popyt – odpowiednia elastyczność wynosi $-0,17$.

Z kolei, dla równania objaśniającego popyt na kredyty obrotowe, zależny od skali aktywności gospodarczej, a także realnej stopy oprocentowania kredytów, nie uzyskano zadowalających wyników wobec małej jego regularności. Dlatego też, zdecydowano się wyjaśnić rozmiary należności od podmiotów gospodarczych, uzależniając je od przyrostu aktywności gospodarczej oraz stopy oprocentowania kredytów (por. tablica 48).

Tablica 48. Kredyty obrotowe (RD)

$$\begin{aligned} \text{LKKOLO} = & \text{E0271} \\ & + \text{LOG(X)} * \text{E0272} \\ & + \text{RKFR} * (1 - \text{U7084}) * \text{E0273} \\ & + \text{U9192} * \text{E0274} ; \end{aligned}$$

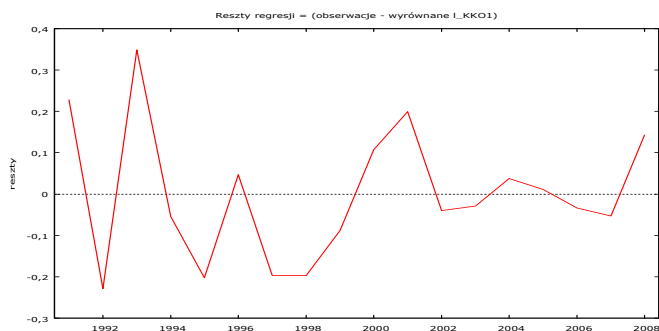
Restrykcja:

$$\text{E0273} = -0,2$$

Statystyka testu: $F(1, 14) = 5,49177$, z wartością $p = 0,0343898$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0271	-24,439	2,75873	-8,8588	<0,00001	***
E0272	2,67104	0,212656	12,5604	<0,00001	***
E0273	-0,200000	0,000000	NA	NA	
E0274	0,919021	0,155009	5,9288	0,00003	***

Średn. aryt. zm. zależnej	10,18765	Odch. stand. zm. zależnej	0,547106
Suma kwadratów reszt	0,436845	Błąd standardowy reszt	0,170655
Wsp. determ. R-kwadrat	0,914151	Skorygowany R-kwadrat	0,902704
F(2, 15)	79,86270	Wartość p dla testu F	1,01e-08
Logarytm wiarygodności	7,926045	Kryt. inform. Akaike'a	-9,852089
Kryt. bayes. Schwarza	-7,180974	Kryt. Hannana-Quinnat	-9,483778
Autokorel. reszt – rho1	-0,250500	Stat. Durbina-Watsona	2,311828



Długookresową elastyczność kredytów obrotowych względem PKB oszacowano na poziomie 2,7, natomiast elastyczność względem stopy procentowej została skalibrowana na poziomie $-0,2$. Dla krótkiego okresu elastyczność względem PKB okazała się nieco niższa (2,0), przy dość szybkim procesie adaptacji (por. tablica 49).

Tablica 49. Kredyty obrotowe (RK)

$$\begin{aligned} \text{PLKKO} = & (\text{LOG}(\text{KKO}(-1)) - \text{KKOLO}(-1)) * \text{E0281} \\ & + \text{LOG}(\text{X/X}(-1)) * \text{E0282} \\ & + \text{U9293} * \text{E0283}; \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0281	-0,759531	0,198396	-3,8284	0,00184	***
E0282	1,97186	0,665966	2,9609	0,01032	**
E0283	-0,358559	0,0916733	-3,9113	0,00157	***

Średn. arytm. zm. zależnej	0,067027	Odch. stand. zm. zależnej	0,219257
Suma kwadratów reszt	0,222947	Błąd standardowy reszt	0,126194
Wsp. determ. R-kwadrat	0,736331	Skorygowany R-kwadrat	0,698663
F(3, 14)	13,03226	Wartość p dla testu F	0,000244
Logarytm wiarygodności	12,71733	Kryt. inform. Akaike'a	-19,43466
Kryt. bayes. Schwarza	-16,93502	Kryt. Hannana-Quinnat	-19,18619
Autokorel. reszt – rho1	0,028190	Stat. Durbina-Watsona	1,715668

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 8,97508

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(6) > 8,97508) = 0,174985$

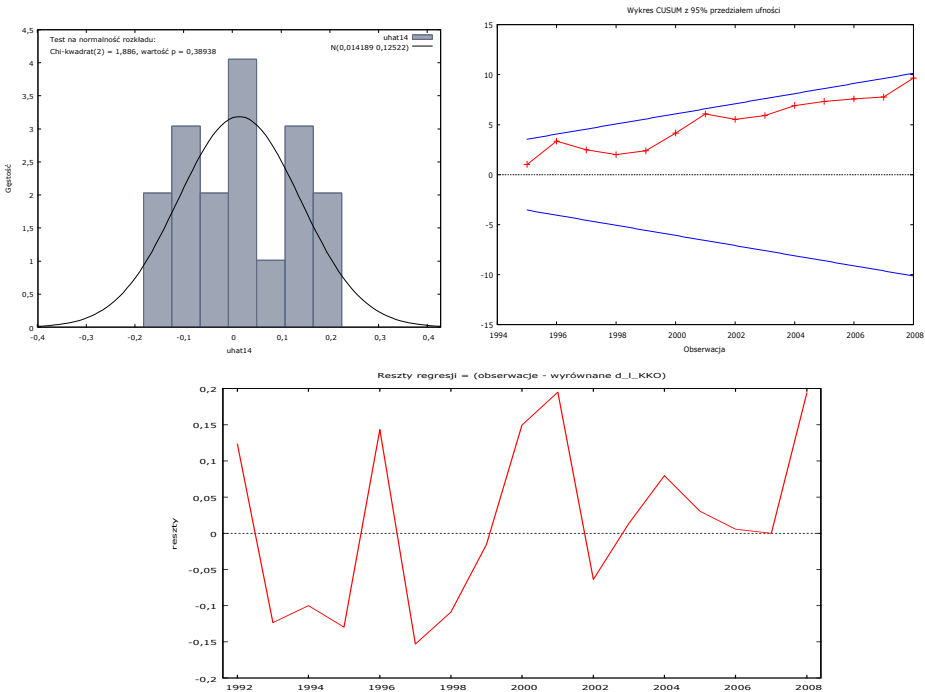
Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 1,8864

z wartością $p = 0,389379$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –
Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach
Statystyka testu: Harvey-Collier $t(13) = 2,57817$
z wartością $p = P(t(13) > 2,57817) = 0,022936$



Kolejną wyróżnioną pozycją aktywów są papiery wartościowe, $BZPPP_t$. Przyjęto, iż są one wykładniczą funkcją czasu (por. tablica 50).

Tablica 50. Papiery wartościowe

$$LBZPPP = E0181 + TT * E0182 + TT*TT * E0183 + U91 * E0184 + U92 * E0185 + U0206 * E0186 ;$$

	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
E0181	2,06923	1,29448	1,5985	0,13591	
E0182	0,49709	0,0827923	6,0041	0,00006	***
E0183	-0,00605385	0,00129619	-4,6705	0,00054	***
E0184	-0,996078	0,142646	-6,9829	0,00001	***
E0185	-0,499677	0,126199	-3,9594	0,00190	***
E0186	-0,268739	0,0615068	-4,3693	0,00091	***

Średn. arytm. zm. zależnej	11,27817	Odch. stand. zm. zależnej	0,832355
Suma kwadratów reszt	0,105426	Błąd standardowy reszt	0,093731
Wsp. determ. R-kwadrat	0,991049	Skorygowany R-kwadrat	0,987319
F(5, 12)	265,7211	Wartość p dla testu F	7,46e-12
Logarytm wiarygodności	20,72019	Kryt. inform. Akaike'a	-29,44037
Kryt. bayes. Schwarza	-24,09814	Kryt. Hannana-Quinnat	-28,70375
Autokorel. reszt – rho1	-0,072764	Stat. Durbina-Watsona	2,000387

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 8,63881

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(6) > 8,63881) = 0,194933$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 0,40906

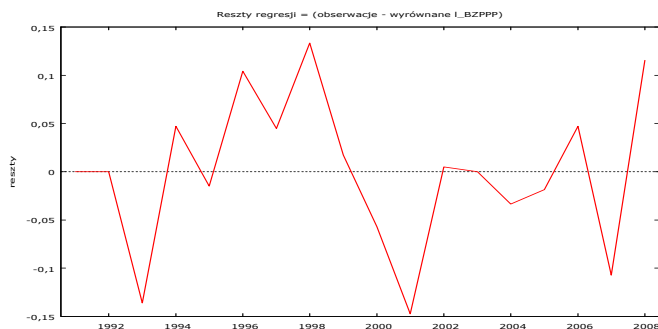
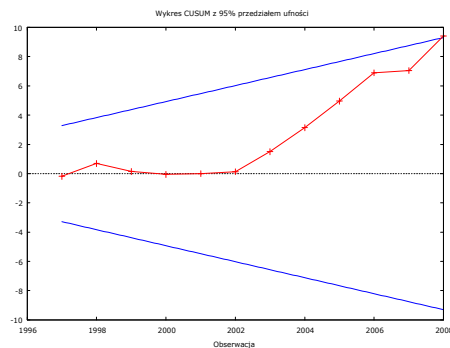
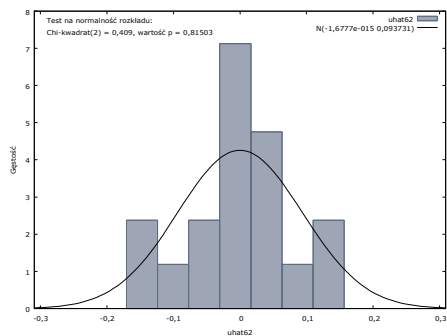
z wartością $p = 0,81503$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(11) = 2,71398$

z wartością $p = P(t(11) > 2,71398) = 0,0201469$



Łączny przyrost aktywów, $\Delta BZAKP_t$, jest z definicji równy sumie pasywów, ΔBRP_t , tj. odpowiada przyrostowi oszczędności lokowanych w systemie bankowym: $\Delta BZAKP_t = \Delta BRP_t$. Stąd przyrost pozostałych, wyżej nie wymienionych, aktywów $BZRESP_t$ otrzymuje się z różnicy przyrostu aktywów ogółem i wyróżnionych składników aktywów.

W składnikach pasywów wyodrębniono podaż pieniądza $M2$. Przyjęto, iż jest ona równa popytowi na pieniądź OP_t . W popycie na pieniądź wyróżnia się: pieniądź gotówkowy, służący obsłudze bieżących transakcji (funkcja płynności), zobowiązania złotówkowe i walutowe wobec podmiotów gospodarczych sektora niefinansowego i osób prywatnych.

W równaniu popytu na pieniądź wyróżniono jako zmienną objaśniającą ważoną sumę podstawowych zmiennych determinujących popyt na pieniądź. Są to dochody osobiste ludności, których przyrost determinuje wysokość przyrostu zasobów pieniądza gotówkowego, następnie nadwyżka dochodów osobistych nad spożyciem ludności, od której zależy przyrost depozytów osób prywatnych, a także wartość dodana, reprezentująca skalę transakcji przedsiębiorstw. Natomiast składnik reprezentujący popyt na pieniądź, wynikający z wymiany dewiz napływających w wyniku zagranicznych inwestycji, w rezultacie został przedstawiony jako różnica w stopniu realnego oprocentowania w Polsce i w Niemczech. Wagi wyrażają przeciętne udziały odpowiednich składników w okresie próby. Wyniki estymacji przedstawione zostały w tablicy 51.

Tablica 51. Popyt na pieniądź

DOP = E0341

$$\begin{aligned}
 &+ (0,09*(YP-YP(-1))+0,45*(YP-CP)+0,02*XP+6000*WZLD \\
 &* ((RKFR-(PX-PX(-1))/PX(-1))-(RKFNIE- INFNIE))) * E0342 \\
 &+ U01 * E0343 \\
 &+ U02 * E0344 \\
 &+ U0607 * E0345 \\
 &+ U08 * E0346 ;
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0341	3753,45	3759,58	0,9984	0,33956	
E0342	0,868346	0,111713	7,7730	<0,00001	***
E0343	-18245,2	4921,7	-3,7071	0,00346	***
E0344	-40752,2	4533,88	-8,9884	<0,00001	***
E0345	28787,1	3412,16	8,4366	<0,00001	***
E0346	69093,8	4511,1	15,3164	<0,00001	***
Średn. arytm. zm. zależnej	37654,64		Odch. stand. zm. zależnej	24802,60	
Suma kwadratów reszt	2,04e+08		Błąd standardowy reszt	4303,250	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,979305		Skorygowany R-kwadrat	0,969898	
F(5, 11)	104,1044		Wartość p dla testu F	7,00e-09	

Logarytm wiarygodności	-162,6629	Kryt. inform. Akaike'a	337,3258
Kryt. bayes. Schwarza	342,3251	Kryt. Hannana-Quinnat	337,8227
Autokorel.reszt – rho1	-0,074633	Stat. Durbina-Watsona	2,140236

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 4,51731

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(6) > 4,51731) = 0,607031$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 0,996815

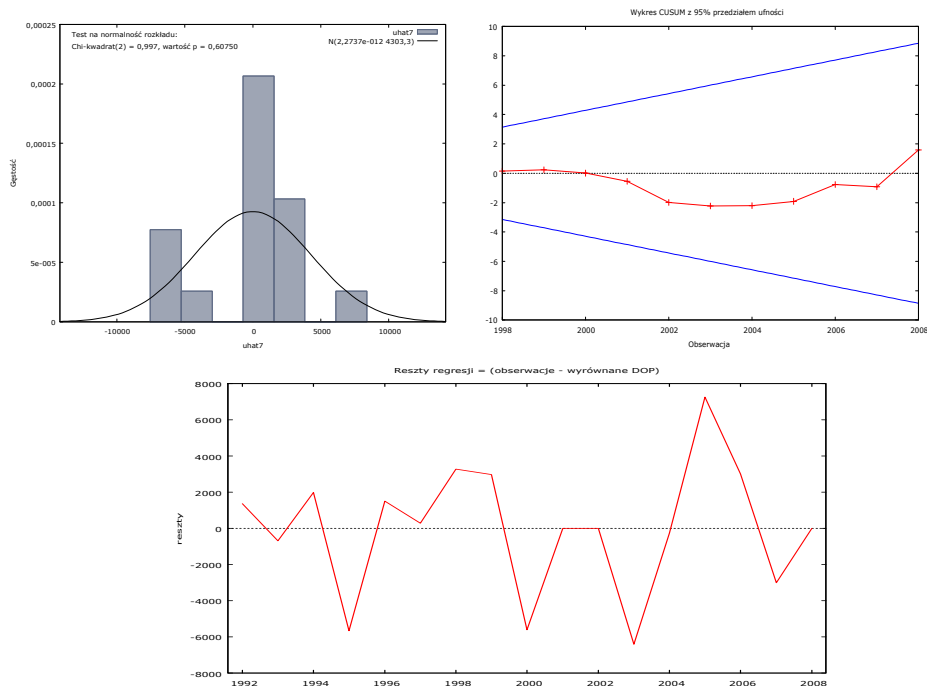
z wartością $p = 0,607497$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(10) = 0,477233$

z wartością $p = P(t(10) > 0,477233) = 0,643455$



Z oszacowań wynika, iż przyjęte wagi powodują nieznaczne przeszacowanie przyrostu popytu na pieniądź. Otrzymano bowiem ocenę parametru stojącego przy powyższej zmiennej syntetycznej rzędu 0,9.

Popyt globalny na pieniądź otrzymuje się w drodze rekurencyjnej:

$$OP_t = OP_{t-1} + DOP_t. \quad (12)$$

Poszczególne składniki pasywów determinujące popyt na pieniądź mogą być objaśniane oddzielnie. Należą do nich zasoby gotówkowe gospodarstw domowych, depozyty osób prywatnych, przedsiębiorstw oraz instytucji publicznych. Są one przedmiotem odrębnych badań.

Przyjmując, iż podaż pieniądza, OSP_t , dostosowuje się do popytu na pieniądź, mamy:

$$OSP_t = OP_t. \quad (13)$$

Globalną wielkość pasywów otrzymuje się poprzez zastosowanie równania łącznikowego jako funkcję podaży pieniądza oraz pasywów zagranicznych ($BRZFP_t$).

Tablica 52. Pasywa ogółem (RD)

LBRPLO = E0191

+ LOG(BRZFP+OP) * E0192

+ U0203 * E0193

+ U07 * E0194 ;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0191	1,51666	0,0779466	19,4577	<0,00001	***
E0192	0,911062	0,00637209	142,9771	<0,00001	***
E0192	0,0689612	0,0182684	3,7749	0,00205	***
E0194	-0,0458973	0,0256564	-1,7889	0,09528	*
Średn. arytm. zm. zależnej	12,76221		Odch. stand. zm. zależnej	0,880215	
Suma kwadratów reszt	0,007808		Błąd standardowy reszt	0,023616	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,999407		Skorygowany R-kwadrat	0,999280	
F(3, 14)	7867,184		Wartość p dla testu F	8,08e-23	
Logarytm wiarygodności	44,14556		Kryt. inform. Akaike'a	-80,29112	
Kryt. bayes. Schwarz	-76,72964		Kryt. Hannana-Quinnat	-79,80004	
Autokorel. reszt – rho1	-0,040930		Stat. Durbina-Watsona	1,974236	



Elastyczność długookresowa pasywów ogółem względem sumy podaży pieniądza i pasywów zagranicznych została oszacowana na poziomie 0,91, gdy krótkookresowa na poziomie bliskim 0,89, przy szybkiej adaptacji do poziomu równowagi (por. tablice 52 i 53).

Tablica 53. Pasywa ogółem (RK)

$$\text{PLBRP} = (\text{LOG}(\text{BRP}(-1)) - \text{LOG}(\text{BRPLO}(-1))) * \text{E0201} \\ + (\text{LOG}(\text{BRZFP} + \text{OP}) - \text{LOG}(\text{BRZFP}(-1) + \text{OP}(-1))) * \text{E0202} ;$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
E0201	-0,70985	0,357652	-1,9848	0,06577	*
E0202	0,885854	0,0318705	27,7954	<0,00001	***
Średn. arytm. zm. zależnej	0,180851		Odch. stand. zm. zależnej	0,103531	
Suma kwadratów reszt	0,013835		Błąd standardowy reszt	0,030370	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,980984		Skorygowany R-kwadrat	0,979716	
F(2, 15)	386,8961		Wartość p dla testu F	1,24e-13	
Logarytm wiarygodności	36,34517		Kryt. inform. Akaike'a	-68,69033	
Kryt. bayes. Schwarza	-67,02391		Kryt. Hannana-Quinnat	-68,52469	
Autokorel. reszt – rho1	0,048045		Stat. Durbina-Watsona	1,831160	

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 5,29778

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(4) > 5,29778) = 0,258085$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 0,91036

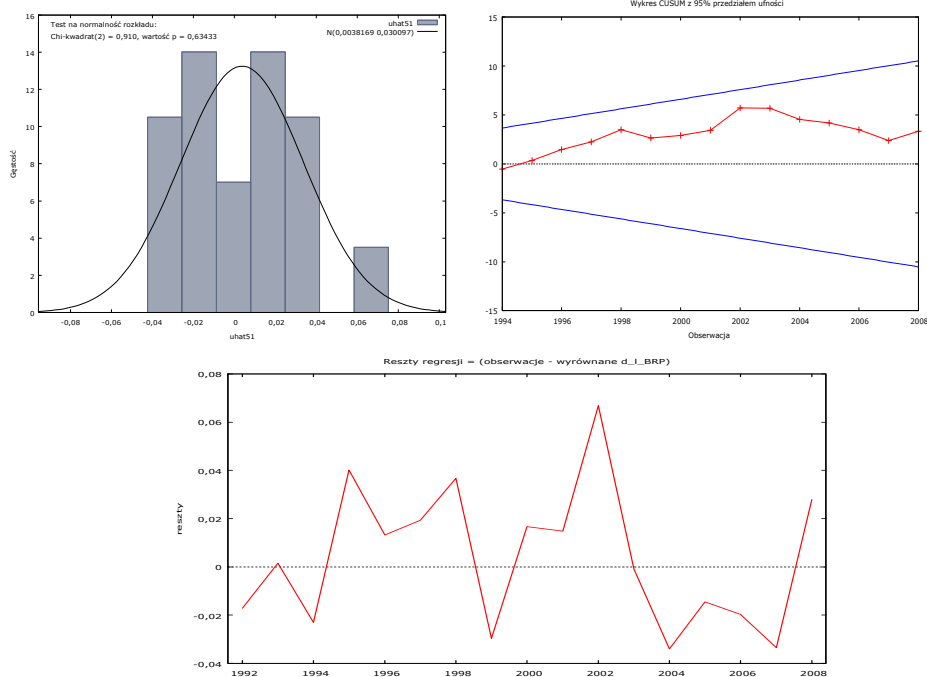
z wartością $p = 0,634334$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(14) = 0,859026$

z wartością $p = P(t(14) > 0,859026) = 0,404795$



7. Równania składników bilansu płatniczego

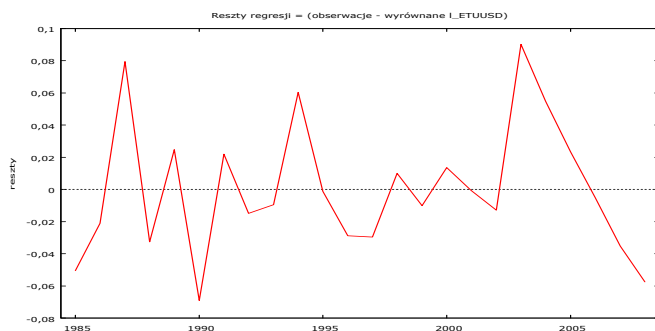
Równania dotyczące transakcji pieniężnych z zagranicą, a więc składników bilansu płatniczego, obejmują wybrane składniki rachunku bieżącego i wybrane, podstawowe elementy rachunku kapitałowego i finansowego, zamykając bilans zmianami oficjalnych rezerw walutowych. Wszystkie transakcje są wyrażone w dolarach USA.

Podstawowe równania dotyczące rachunku bieżącego określają wpływy z eksportu towarów i usług, $ETUUSD_t$, i wydatki z tytułu importu towarów i usług, $MTUUSD_t$. Wpływy z tytułu eksportu towarów i usług są objaśnione przez odniesienie do eksportu w systemie rachunków narodowych (por. tablica 54).

Tablica 54. Eksport w USD (RD)

$$\begin{aligned}
 LETUUSDLO = & K0351 \\
 & + LOG(EP/WZLD) * K0352 \\
 & + LOG(EP/WZLD) * (1-U7089) * K0353 \\
 & + U9899 * K0354 \\
 & + U0002 * K0355 ;
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0351	-1,77461	0,151331	-11,7266	<0,00001	***
K0352	1,11049	0,0158672	69,9863	<0,00001	***
K0353	0,0400076	0,00299355	13,3646	<0,00001	***
K0354	-0,176353	0,0341605	-5,1625	0,00006	***
K0355	0,1405	0,0287248	4,8913	0,00010	***
Średn. arytm. zm. zależnej	10,29784		Odch. stand. zm. zależnej	1,070135	
Suma kwadratów reszt	0,038722		Błąd standardowy reszt	0,045144	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,998530		Skorygowany R-kwadrat	0,998220	
F(4, 19)	3226,317		Wartość p dla testu F	1,29e-26	
Logarytm wiarygodności	43,09844		Kryt. inform. Akaike'a	-76,19688	
Kryt. bayes. Schwarz	-70,30661		Kryt. Hannana-Quinnat	-74,63419	
Autokorel. reszt – rho1	-0,015594		Stat. Durbina-Watsona	1,877165	



W długookresowym równaniu dokonano zmiany reżimu z początkiem okresu transformacji. Elastyczności wpływów z eksportu towarów i usług względem eksportu w systemie rachunków narodowych są większe od jedności – średnia 1,11, a w okresie transformacji 1,15. Odpowiednia elastyczność krótkookresowa jest większa od jedności (1,10), a szybkość dostosowań znaczna (por. tablica 55).

Tablica 55. Eksport w USD (RK)

$$\begin{aligned}
 \text{PLETUUSD} = & (\text{LOG}(\text{ETUUSD}(-1)) - \text{LOG}(\text{ETUUSDLO}(-1))) * \text{K0361} \\
 & + (\text{LOG}(\text{EP}/\text{WZLD}) - \text{LOG}(\text{EP}(-1)/\text{WZLD}(-1))) * \text{K0362} \\
 & + \text{U90} * \text{K0363} \\
 & + \text{U98} * \text{K0364} \\
 & + \text{U00} * \text{K0365} ;
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0361	-0,831013	0,217772	-3,8160	0,00127	***
K0362	1,0978	0,056889	19,2973	<0,00001	***
K0363	0,319067	0,0372489	8,5658	<0,00001	***
K0364	0,336942	0,037406	9,0077	<0,00001	***
K0365	-0,150987	0,0397435	-3,7990	0,00131	***

Średn. arytm. zm. zależnej	0,152916	Odch. stand. zm. zależnej	0,128805
Suma kwadratów reszt	0,024454	Błąd standardowy reszt	0,036858
Wsp. determ. R-kwadrat	0,972914	Skorygowany R-kwadrat	0,966895
F(5, 18)	129,3087	Wartość p dla testu F	1,87e-13
Logarytm wiarygodności	46,09872	Kryt. inform. Akaike'a	-82,19745
Kryt. bayes. Schwarza	-76,51998	Kryt. Hannana-Quinnat	-80,76958
Autokorel. reszt – rho1	-0,249890	Stat. Durbina-Watsona	2,390212

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 6,24781

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(7) > 6,24781) = 0,51113$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 4,50753

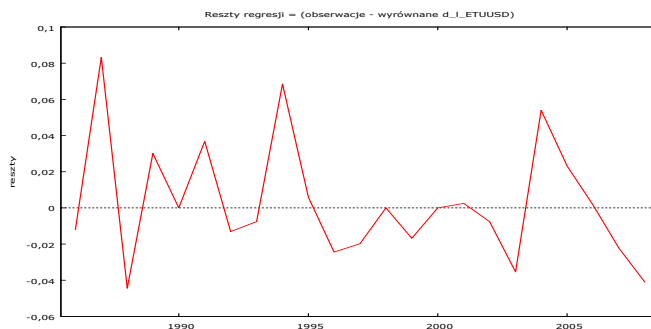
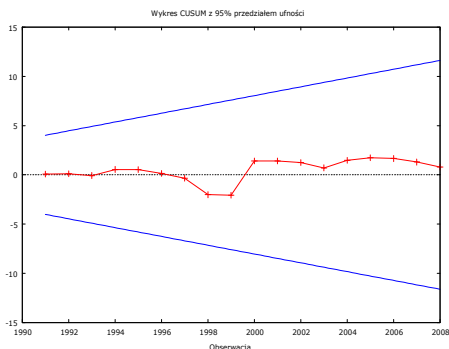
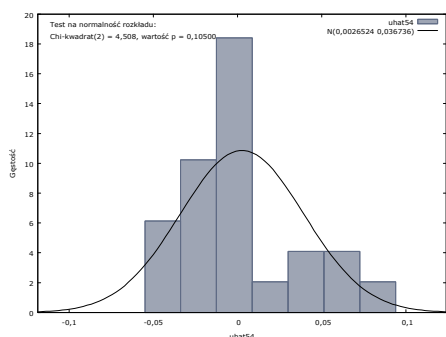
z wartością $p = 0,105003$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(17) = 0,187943$

z wartością $p = P(t(17) > 0,187943) = 0,853146$



Wydatki związane z importem towarów i usług skorelowano z importem według rachunków narodowych. Oszacowania parametrów równania długookresowego przedstawiono w tablicy 56.

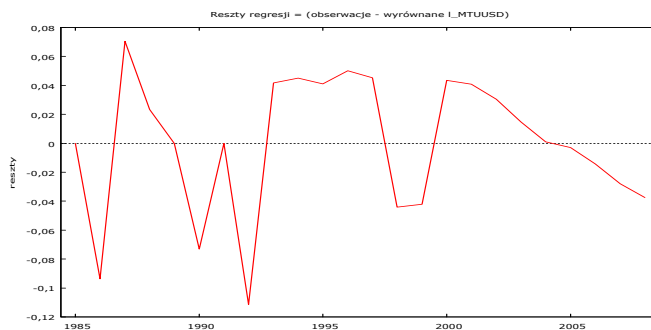
Tablica 56. Import w USD (*RD*)

LMTUUSDLO = K0281

+ LOG(MP/WZLD) * K0282
 + LOG(MP/WZLD) * (1-U7089) * K0283
 + U85 * K0284
 + U89 * K0285
 + U91 * K0286 ;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0281	-0,808819	0,174357	-4,6389	0,00020	***
K0282	1,01591	0,018763	54,1443	<0,00001	***
K0283	0,0535346	0,00434068	12,3332	<0,00001	***
K0284	-0,168789	0,0624828	-2,7014	0,01461	**
K0285	0,328919	0,0624507	5,2669	0,00005	***
K0286	-0,202546	0,0579916	-3,4927	0,00260	***

Średn. arytm. zm. zależnej	10,35925	Odch. stand. zm. zależnej	1,152535
Suma kwadratów reszt	0,052849	Błąd standardowy reszt	0,054185
Wsp. determ. R-kwadrat	0,998270	Skorygowany R-kwadrat	0,997790
F(5, 18)	2077,535	Wartość p dla testu F	3,41e-24
Logarytm wiarygodności	39,36588	Kryt. inform. Akaike'a	-66,73175
Kryt. bayes. Schwarz	-59,66343	Kryt. Hannana-Quinnat	-64,85652
Autokorel. reszt – rho1	0,027645	Stat. Durbina-Watsona	1,919499



Długookresowa elastyczność wydatków związanych z importem towarów i usług względem importu według rachunków narodowych wyniosła 1,02, gdy dla krótkiego okresu była znacznie niższa (0,82), przy znacznej szybkości dostosowań (por. tablica 57).

Tablica 57. Import w USD (RK)

$$\begin{aligned}
 \text{PLMTUUSD} = & (\text{LOG}(\text{MTUUSD}(-1)) - \text{LOG}(\text{MTUUSDLO}(-1))) * \text{K0291} \\
 & + (\text{LOG}(\text{MP/WZLD}) - \text{LOG}(\text{MP}(-1)/\text{WZLD}(-1))) * \text{K0292} \\
 & + \text{U89} * \text{K0293} \\
 & + \text{U9297} * \text{K0294} \\
 & + \text{U0007} * \text{K0295};
 \end{aligned}$$

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0291	-0,747257	0,218991	-3,4123	0,00311	***
K0292	0,817973	0,0732076	11,1733	<0,00001	***
K0293	0,293741	0,0502008	5,8513	0,00002	***
K0294	0,0827283	0,022212	3,7245	0,00155	***
K0295	0,0493709	0,0210066	2,3503	0,03036	**

Średn. arytm. zm. zależnej	0,165719	Odch. stand. zm. zależnej	0,095685
Suma kwadratów reszt	0,042724	Błąd standardowy reszt	0,048719
Wsp. determ. R-kwadrat	0,948714	Skorygowany R-kwadrat	0,937317
F(5, 18)	66,59455	Wartość p dla testu F	5,64e-11
Logarytm wiarygodności	39,68191	Kryt. inform. Akaike'a	-69,36381
Kryt. bayes. Schwarz	-63,68634	Kryt. Hannana-Quinnat	-67,93594
Autokorel. reszt – rho1	-0,038952	Stat. Durbina-Watsona	1,901692

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 9,16954

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(11) > 9,16954) = 0,606247$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 4,29623

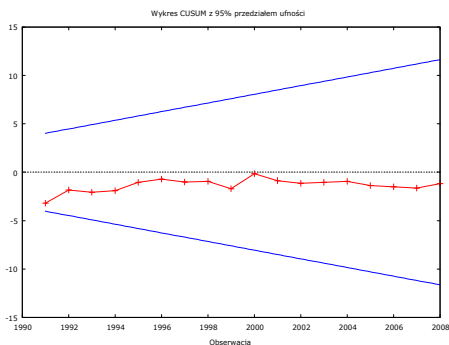
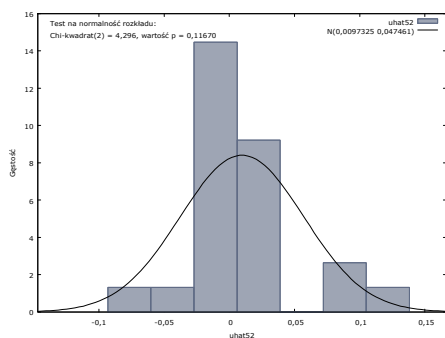
z wartością $p = 0,116704$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(17) = -0,272771$

z wartością $p = P(t(17) > -0,272771) = 0,788315$





Stąd saldo towarów i usług jest równe:

$$STUUSD_t = ETUUSD_t - MTUUSD_t. \quad (14)$$

Przyjęto, iż saldo transferów bieżących, salda dochodów oraz niesklasyfikowanych obrotów bieżących są egzogeniczne. Saldo obrotów bieżących, $SOBUSD_t$, otrzymuje się z dodania powyższych sald, łącznie z saldem towarów i usług z równania aproksymacyjnego, akcentującego rolę salda towarów i usług.

Tablica 58. Saldo obrotów bieżących

$SOBUSD = K0231$

+ $(EPUSD - MPUSD) * K0232$

+ $U0102 * K0233$

+ $U0708 * K0234$;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0231	-2237,21	482,795	-4,6339	0,00016	***
K0232	0,81672	0,0969694	8,4224	<0,00001	***
K0233	7058,19	1651,04	4,2750	0,00037	***
K0234	-7771,86	2151,44	-3,6124	0,00174	***
Średn. arytm. zm. zależnej	-4753,375		Odch. stand. zm. zależnej	7164,445	
Suma kwadratów reszt	87455995		Błąd standardowy reszt	2091,124	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,925921		Skorygowany R-kwadrat	0,914809	
F(3, 20)	83,32703		Wartość p dla testu F	1,78e-11	
Logarytm wiarygodności	-215,3576		Kryt. inform. Akaike'a	438,7153	
Kryt. bayes. Schwarza	443,4275		Kryt. Hannana-Quinnat	439,9654	
Autokorel. reszt – rho1	0,096898		Stat. Durbina-Watsona	1,805111	

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 1,69336

z wartością p = $P(\text{Chi-Square}(6) > 1,69336) = 0,945633$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 4,30395

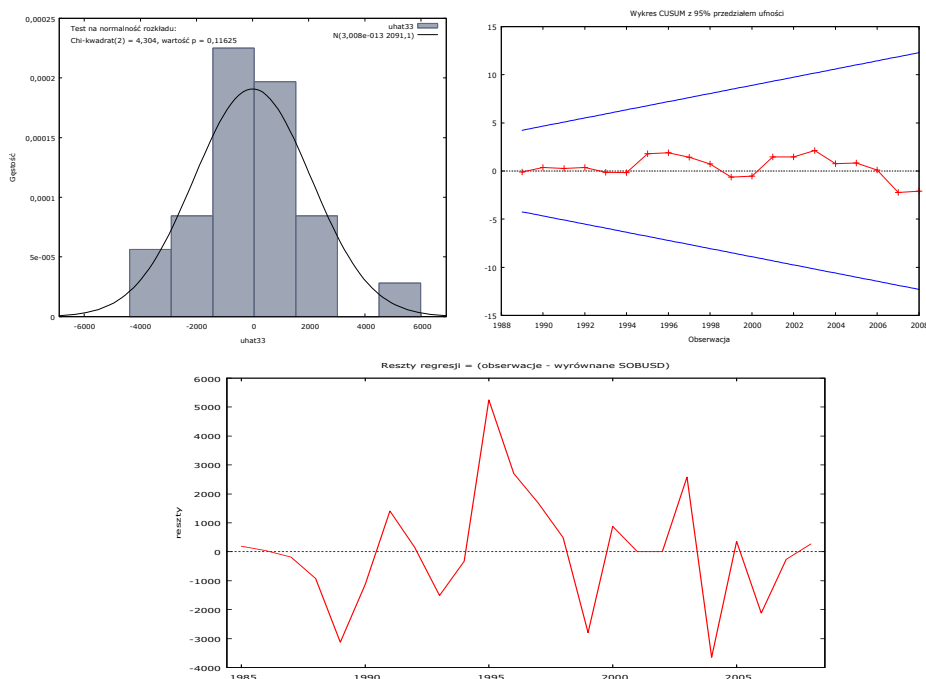
z wartością $p = 0,116254$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(19) = -0,464676$

z wartością $p = P(t(19) > -0,464676) = 0,647444$



Na podstawie próby można przyjąć, iż średnio saldo obrotów bieżących było bliskie połowie salda handlu zagranicznego. Natomiast elastyczność salda obrotów bieżących względem salda handlu zagranicznego kształtowała się na poziomie 0,82.

W ramach rachunku kapitałowego i finansowego wyróżniono dwie podstawowe pozycje – zagraniczne inwestycje bezpośrednie, $SJBUSD_t$, o znaczeniu długookresowym, i portfelowe, $SOPUSD_t$, zakłócające procesy długookresowe. Przyjęto, że bezpośrednie inwestycje zagraniczne (saldo) zależą od stopnia stabilności gospodarki, reprezentowanego w tej wersji modelu przez stopę bezrobocia, a głównie od przewidywanego poziomu aktywności gospodarczej reprezentowanego przez PKB (wyznaczonego w USD).

Tablica 59. Zagraniczne inwestycje bezpośrednie (RD)

LSJBUSDLO = K0371

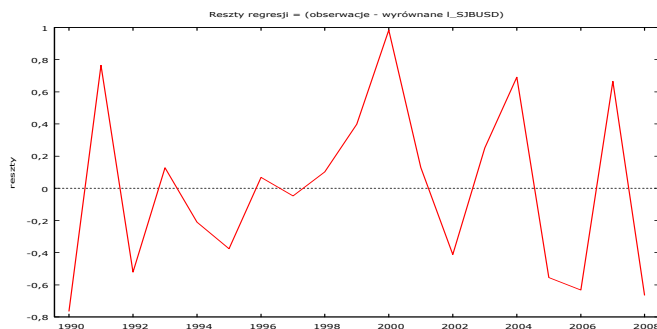
+ LOG(XUSD) * K0372

+ UNR * (1-U7002) * K0373

+ U9091 * K0374

+ U0708 * K0375 ;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0371	-35,1145	7,32945	-4,7909	0,00029	***
K0372	3,59066	0,614502	5,8432	0,00004	***
K0373	-0,0445107	0,0268867	-1,6555	0,12006	
K0374	-1,81917	0,613975	-2,9629	0,01028	**
K0375	-1,73015	0,67883	-2,5487	0,02317	**
Średn. aryt. zm. zależnej	7,722126		Odch. stand. zm. zależnej	1,910196	
Suma kwadratów reszt	5,107806		Błąd standardowy reszt	0,604023	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,922231		Skorygowany R-kwadrat	0,900011	
F(4, 14)	41,50514		Wartość p dla testu F	1,28e-07	
Logarytm wiarygodności	-14,47998		Kryt. inform. Akaike'a	38,95995	
Kryt. bayes. Schwarza	43,68215		Kryt. Hannana-Quinnat	39,75914	
Autokorel. reszt – rho1	-0,289081		Stat. Durbina-Watsona	2,327094	



Ocena długookresowej elastyczności zagranicznych inwestycji bezpośrednich względem zmiennej reprezentującej niestabilność gospodarki jest ujemna, natomiast względem PKB (liczonego w USD) wysoce dodatnia, sięgająca 3,6 (por. tablica 59). Oceny parametrów równania krótkookresowego przedstawiono w tablicy 60.

Tablica 60. Zagraniczne inwestycje bezpośrednie (RK)

PLSJBUSD = (LOG(SJBUSD(-1)) - LOG(SJBUSDLO(-1))) * K0381

+ LOG(XUSD/XUSD(-1)) * K0382

+ (UNR * (1-U7002) - UNR(-1) * (1-U7002(-1))) * K0383

+ U9192 * K0384 ;

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
K0381	-0,730363	0,200294	-3,6465	0,00264	***
K0382	1,59418	0,77804	2,0490	0,05969	*
K0383	-0,0112473	0,0208405	-0,5397	0,59789	
K0384	1,38821	0,331497	4,1877	0,00091	***
Średn. aryt. zm. zależnej	0,392709		Odch. stand. zm. zależnej	0,715382	
Suma kwadratów reszt	2,535262		Błąd standardowy reszt	0,425547	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,779083		Skorygowany R-kwadrat	0,731744	
F(4, 14)	12,34306		Wartość p dla testu F	0,000166	
Logarytm wiarygodności	-7,900220		Kryt. inform. Akaike'a	23,80044	
Kryt. bayes. Schwarz	27,36193		Kryt. Hannana-Quinnat	24,29152	
Autokorel. reszt – rho1	0,109493		Stat. Durbina-Watsona	1,745926	

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

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 4,94995

z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(10) > 4,94995) = 0,894497$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 2,45387

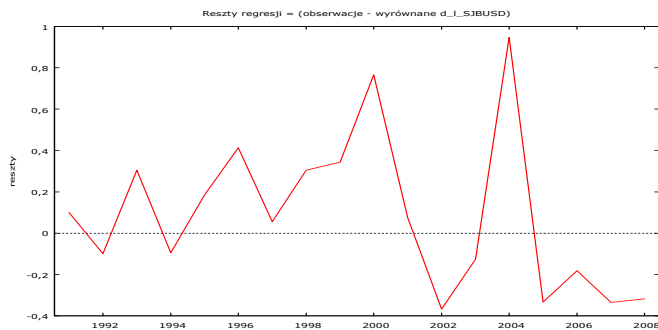
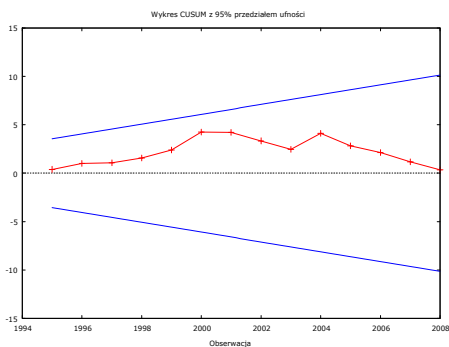
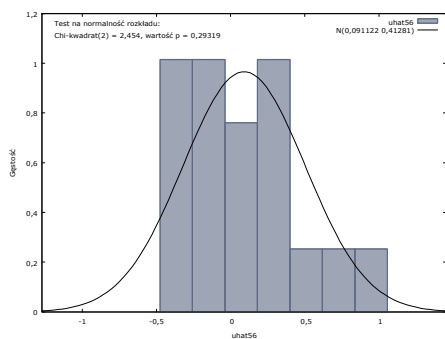
z wartością $p = 0,29319$

Test CUSUM na stabilność parametrów modelu –

Hipoteza zerowa: brak zmian w parametrach

Statystyka testu: Harvey-Collier $t(13) = 0,0897894$

z wartością $p = P(t(13) > 0,0897894) = 0,929823$



Zagraniczne inwestycje portfelowe (saldo), $SJPUSD_t$, zależą od poziomu aktywności gospodarczej, stopnia zaufania inwestorów zagranicznych i reagują na opłacalność inwestycji mierzoną relacją stóp procentowych w kraju i za granicą. Zbyt krótka próba, przy nieregularnych wahaniach rozmiarów inwestycji portfelowych, spowodowała, iż nie udało się otrzymać akceptowalnych wyników, wobec czego zmienną tę przyjęto jako egzogeniczną.

Saldo pozostałych inwestycji oraz błędów i opuszczeń traktujemy jako egzogeniczne. Ostatecznie więc saldo rachunku kapitałowego i finansowego wraz z pozostałymi saldami składa się na salda ogółem $SOBKRES_t$.

Zmiany rezerw oficjalnych otrzymuje się w efekcie uwzględnienia sald wszystkich rachunków bilansu:

$$DSRUSD_t = SOBUSD_t + SOBKRES_t, \quad (15)$$

a stan rezerw oficjalnych wynosi:

$$SRUSD_t = SRUSD_{t-1} + DSRUSD_t. \quad (16)$$

Literatura

- Layard R., Nickell S.J., Jackman R., [1993], *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press, Oxford.
- Welfe A., [1990], *Ekonometryczny model płac przeciętnych w sferze produkcji materialnej w polskiej gospodarce*, "Przegląd Statystyczny", vol. 37, s. 48–61.
- Welfe A., [1996], *The Price-Wage Inflationary Spiral in Poland*, "Economics of Planning", vol. 29, s. 33–50.
- Welfe A., Kelm R., Majsterek M. [2002], *Agregatowy model inflacji*, "Przegląd Statystyczny", vol. 49, s. 15–31.
- Welfe W., [1998], *Modelling Inflation in Poland*, "Przegląd Statystyczny", vol. 45, s. 309–329.
- Welfe W., Welfe A. [2004] *Ekonometria stosowana*, wyd. 2, PWE, Warszawa.

Emilia Gosińska, Katarzyna Oleszkiewicz-Kędzior

Władysław Welfe

EQUATIONS OF PRICES, WAGES AND FINANCIAL FLOWS IN W8D-2010

Abstract

The article defines a system of price equations, the producer prices being its core. It is assumed that they depend both on output gap and production unit costs decomposed into labour costs, costs of imported goods approximated by exchange rate and other costs. As regards, the wage equations are built assuming a negotiation process between entrepreneurs, unions and government representatives. It implies that their real level depends on the rate of unemployment and in the long-run on the labour productivity. The financial flows are decomposed into the credits (loans) and deposits. Specific equations explain the incomes and expenditures of the state budget and the financial sector. A submodel explains the balance of payment items.