

MATERIAŁY I STUDIA

Zeszyt nr 237

Identyfikacja i usuwanie sezonowości
z polskich agregatów monetarnych

Sylwia Grudkowska, Natalia Nehrebecka

Projekt graficzny:
Oliwka s.c.

Skład i druk:
Drukarnia NBP

Wydał:
Narodowy Bank Polski
Departament Edukacji i Wydawnictw
00-919 Warszawa, ul. Świętokrzyska 11/21
tel. 022 653 23 35, fax 022 653 13 21

© Copyright Narodowy Bank Polski, 2009

Materiały i Studia są rozprowadzane bezpłatnie.

Dostępne są również na stronie internetowej NBP: <http://www.nbp.pl>.

 Spis treści

Streszczenie	9
Wstęp	10
1. Identyfikacja i usuwanie efektów sezonowych i kalendarzowych	14
2. Metody sezonowego wyrównania danych	22
3. Podaż pieniądza w Polsce	26
4. Wyrównanie sezonowe składników pieniądza M3	28
4.1. Gotówka w kasach banków	31
4.2. Pieniądz gotówkowy w obiegu z kasami banków	34
4.3. Pieniądz gotówkowy w obiegu poza kasami banków	38
4.4. Depozyty bieżące osób prywatnych	42
4.5. Depozyty bieżące przedsiębiorców i rolników indywidualnych	46
4.6. Depozyty bieżące gospodarstw domowych	51
4.7. Depozyty bieżące niemonetarnych instytucji finansowych	54
4.8. Depozyty bieżące przedsiębiorstw	57
4.9. Depozyty bieżące instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych	62
4.10. Depozyty bieżące instytucji samorządowych	66
4.11. Depozyty bieżące funduszy ubezpieczeń społecznych	69
4.12. Depozyty bieżące ogółem	73
4.13. Podaż pieniądza M1	76
4.14. Depozyty terminowe osób prywatnych	79
4.15. Depozyty terminowe przedsiębiorców i rolników indywidualnych	85
4.16. Depozyty terminowe gospodarstw domowych	88
4.17. Depozyty terminowe niemonetarnych instytucji finansowych	92
4.18. Depozyty terminowe przedsiębiorstw	94
4.19. Depozyty terminowe instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych	98
4.20. Depozyty terminowe instytucji samorządowych	99
4.21. Depozyty terminowe Funduszy Ubezpieczeń Społecznych	102
4.22. Depozyty z terminem wypowiedzenia do 3 miesięcy włącznie	104
4.23. Depozyty terminowe ogółem	106
4.24. Podaż pieniądza M2	110
4.25. Operacje z przyrzeczeniem odkupu	113
4.26. Dłużne papiery wartościowe z terminem pierwotnym do 2 lat włącznie	114
4.27. Jednostki uczestnictwa w funduszach rynku pieniężnego	115
4.28. Podaż pieniądza M3	116
5. Wyniki	120
Podsumowanie	129
Bibliografia	131
Aneks 1	139
A.1. Gotówka w kasach banków	140

A.2. Pieniądz gotówkowy w obiegu z kasami banków	145
A.3. Pieniądz gotówkowy w obiegu poza kasami banków	149
A.4. Depozyty bieżące osób prywatnych	153
A.5. Depozyty bieżące przedsiębiorców i rolników indywidualnych	158
A.6. Depozyty bieżące gospodarstw domowych	162
A.7. Depozyty bieżące niemonetarnych instytucji finansowych	166
A.8. Depozyty bieżące przedsiębiorstw	169
A.9. Depozyty bieżące instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych	173
A.10. Depozyty bieżące instytucji samorządowych	177
A.11. Depozyty bieżące funduszy ubezpieczeń społecznych	181
A.12. Depozyty bieżące ogółem	187
A.13. Podaż pieniądza M1	191
A.14. Depozyty terminowe osób prywatnych	195
A.15. Depozyty terminowe przedsiębiorców i rolników indywidualnych	199
A.16. Depozyty terminowe gospodarstw domowych	203
A.17. Depozyty terminowe niemonetarnych instytucji finansowych	207
A.18. Depozyty terminowe przedsiębiorstw	210
A.19. Depozyty terminowe instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych	214
A.20. Depozyty terminowe instytucji samorządowych	217
A.21. Depozyty terminowe funduszy ubezpieczeń społecznych	221
A.22. Depozyty z terminem wypowiedzenia do 3 miesięcy włącznie	224
A.23. Depozyty terminowe ogółem	227
A.24. Podaż pieniądza M2	231
A.25. Operacje z przyrzeczeniem odkupu	235
A.26. Dłużne papiery wartościowe z terminem pierwotnym do 2 lat	239
A.27. Podaż pieniądza M3	243
Aneks 2	246
B.1. Test Akdi-Dickey	246
B.2. Test Hasza-Fuller (HF)	247
B.3. Test Dickey-Hasza-Fuller (DHF)	247
B.4. Test Hylleberg-Engel-Granger-Yoo (HEGY)	247
B.5. Test Osborn	250

Spis tabel

Tabela 1. Częstości sezonowe dla danych miesięcznych	16
Tabela 2. Wartości krytyczne testów wykorzystanych w opracowaniu	29
Tabela 3. Gotówka w kasach banków – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA	32

Tabela 4. Pieniądz gotówkowy w obiegu łącznie z kasami banków – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA	36
Tabela 5. Pieniądz gotówkowy w obiegu poza kasami banków – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA	39
Tabela 6. Depozyty bieżące osób prywatnych – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA	44
Tabela 7. Depozyty bieżące przedsiębiorców i rolników indywidualnych – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA	49
Tabela 8. Depozyty bieżące gospodarstw domowych – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA	52
Tabela 9. Depozyty bieżące przedsiębiorstw – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA	60
Tabela 10. Depozyty bieżące instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA.....	64
Tabela 11. Depozyty bieżące instytucji samorządowych – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA	67
Tabela 12. Depozyty bieżące funduszy ubezpieczeń społecznych – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA	71
Tabela 13. Depozyty bieżące ogółem – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA.....	74
Tabela 14. Podaż pieniądza M1 – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA	77
Tabela 15. Depozyty terminowe osób prywatnych – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA	83
Tabela 16. Depozyty terminowe przedsiębiorców i rolników indywidualnych – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA	86
Tabela 17. Depozyty terminowe gospodarstw domowych – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA	89
Tabela 18. Depozyty terminowe przedsiębiorstw – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA	96
Tabela 19. Depozyty terminowe instytucji samorządowych – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA	100
Tabela 20. Depozyty terminowe ogółem – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA	107
Tabela 21. Podaż pieniądza M2 – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA	111
Tabela 22. Podaż pieniądza M3 – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA	117
Tabela 23. Pieniądz poza kasami banków – metoda pośrednia i bezpośrednia	124
Tabela 24. Depozyty bieżące gospodarstw domowych – metoda pośrednia i bezpośrednia	124
Tabela 25. Depozyty bieżące ogółem – metoda pośrednia i bezpośrednia	125
Tabela 26. M1 – metoda pośrednia i bezpośrednia	126
Tabela 27. Depozyty terminowe gospodarstw domowych – metoda pośrednia i bezpośrednia	126
Tabela 28. Depozyty terminowe ogółem – metoda pośrednia i bezpośrednia	127
Tabela 29. M2 – metoda pośrednia i bezpośrednia	127
Tabela 30. M3 – metoda pośrednia i bezpośrednia	128

 Spis wykresów

Wykres 1. Funkcja gęstości spektralnej dla pieniądza gotówkowego w kasach banków	17
Wykres 2. Efekt świąt Wielkanocy obliczony dla pieniądza gotówkowego w obiegu	18
Wykres 3. Wpływ obserwacji nietypowych na depozyty bieżące osób prywatnych	20
Wykres 4. Gotówka w kasach banków.....	31
Wykres 5. Gotówka w kasach banków – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda TRAMO/SEATS).....	33
Wykres 6. Gotówka w kasach banków – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda X-12-ARIMA)	33
Wykres 7. Pieniądz gotówkowy w obiegu łącznie z kasami banków	34
Wykres 8. Pieniądz gotówkowy w obiegu łącznie z kasami banków – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda TRAMO/SEATS)	37
Wykres 9. Pieniądz gotówkowy w obiegu łącznie z kasami banków – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda X-12-ARIMA)	37
Wykres 10. Pieniądz gotówkowy w obiegu poza kasami banków	38
Wykres 11. Pieniądz gotówkowy w obiegu łącznie z kasami banków i jego komponenty	40
Wykres 12. Pieniądz gotówkowy w obiegu poza kasami banków – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda TRAMO/SEATS)	40
Wykres 13. Pieniądz gotówkowy w obiegu poza kasami banków – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda X-12-ARIMA)	41
Wykres 14. Depozyty bieżące osób prywatnych.....	42
Wykres 15. Wynagrodzenia w gospodarce oraz wielkość depozytów osób prywatnych.	43
Wykres 16. Wartość transakcji dokonywanych kartami płatniczymi i wielkość depozytów osób prywatnych	43
Wykres 17. Depozyty bieżące osób prywatnych – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda TRAMO/SEATS).....	45
Wykres 18. Depozyty bieżące osób prywatnych – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda X-12-ARIMA).....	45
Wykres 19. Depozyty bieżące przedsiębiorców i rolników indywidualnych	46
Wykres 20. Struktura depozytów bieżących przedsiębiorców i rolników indywidualnych.....	47
Wykres 21. Eksport artykułów rolnych	48
Wykres 22. Depozyty bieżące przedsiębiorców i rolników indywidualnych – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda TRAMO/SEATS).....	49
Wykres 23. Depozyty bieżące przedsiębiorców i rolników indywidualnych – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda X-12-ARIMA)	50
Wykres 24. Depozyty bieżące gospodarstw domowych	51
Wykres 25. Depozyty bieżące gospodarstw domowych – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda TRAMO/SEATS).....	52

Wykres 26. Depozyty bieżące gospodarstw domowych – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda X-12-ARIMA).....	53
Wykres 27. Depozyty bieżące gospodarstw domowych i ich składowe	53
Wykres 28. Depozyty bieżące niemonetarnych instytucji finansowych	54
Wykres 29. Struktura depozytów niemonetarnych instytucji finansowych	55
Wykres 30. Depozyty bieżące przedsiębiorstw	57
Wykres 31. Struktura depozytów bieżących przedsiębiorstw	58
Wykres 32. Produkcja sprzedana przemysłu	59
Wykres 33. Depozyty bieżące przedsiębiorstw – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda TRAMO/SEATS)	61
Wykres 34. Depozyty bieżące przedsiębiorstw – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda X-12-ARIMA).....	61
Wykres 35. Depozyty bieżące instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych	62
Wykres 36. Depozyty bieżące gospodarstw domowych i instytucji niekomercyjnych działających na ich rzecz.	63
Wykres 37. Depozyty bieżące instytucji niekomercyjnych – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda TRAMO/SEATS).....	65
Wykres 38. Depozyty bieżące instytucji niekomercyjnych – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda X-12-ARIMA).....	65
Wykres 39. Depozyty bieżące instytucji samorządowych	66
Wykres 40. Depozyty bieżące instytucji samorządowych – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda TRAMO/SEATS).....	68
Wykres 41. Depozyty bieżące instytucji samorządowych – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda X-12-ARIMA).....	68
Wykres 42. Depozyty bieżące funduszy ubezpieczeń społecznych	69
Wykres 43. Depozyty bieżące funduszy ubezpieczeń społecznych – komponent sezonowy (metoda TRAMO/SEATS)	72
Wykres 44. Depozyty bieżące funduszy ubezpieczeń społecznych – komponent sezonowy (metoda X-12-ARIMA)	72
Wykres 45. Depozyty bieżące ogółem	73
Wykres 46. Depozyty bieżące ogółem – komponent sezonowy (metoda TRAMO/SEATS).....	74
Wykres 47. Depozyty bieżące ogółem – komponent sezonowy (metoda X-12-ARIMA).....	75
Wykres 48. Podaż pieniądza M1	76
Wykres 49. Podaż pieniądza M1 i jego komponenty	77
Wykres 50. Podaż pieniądza M1 – komponent sezonowy (metoda TRAMO/SEATS).....	78
Wykres 51. Podaż pieniądza M1 – komponent sezonowy (metoda X-12-ARIMA).....	78
Wykres 52. Depozyty terminowe osób prywatnych.....	79
Wykres 53. Depozyty terminowe osób prywatnych i ich oprocentowanie	80
Wykres 54. Depozyty terminowe osób prywatnych.....	81
Wykres 55. Depozyty terminowe osób prywatnych i zmiany indeksu WIG	82
Wykres 56. Depozyty terminowe osób prywatnych – komponent sezonowy (metoda TRAMO/SEATS)	84
Wykres 57. Depozyty terminowe osób prywatnych – komponent sezonowy (metoda X-12-ARIMA)	84
Wykres 58. Depozyty terminowe przedsiębiorców i rolników indywidualnych	85

Wykres 59. Depozyty terminowe przedsiębiorców i rolników indywidualnych – komponent sezonowy (metoda TRAMO/SEATS).....	87
Wykres 60. Depozyty terminowe przedsiębiorców i rolników indywidualnych – komponent sezonowy (metoda X-12-ARIMA).....	87
Wykres 61. Depozyty terminowe gospodarstw domowych.....	88
Wykres 62. Depozyty terminowe gospodarstw domowych i jego komponenty.....	90
Wykres 63. Depozyty terminowe gospodarstw domowych – komponent sezonowy (metoda TRAMO/SEATS).....	90
Wykres 64. Depozyty terminowe gospodarstw domowych – komponent sezonowy (metoda X-12-ARIMA).....	91
Wykres 65. Depozyty terminowe niemonetarnych instytucji finansowych.....	92
Wykres 66. Struktura depozytów terminowych niemonetarnych instytucji finansowych.....	93
Wykres 67. Depozyty terminowe przedsiębiorstw.....	94
Wykres 68. Depozyty terminowe przedsiębiorstw – komponent sezonowy (metoda TRAMO/SEATS).....	97
Wykres 69. Depozyty terminowe przedsiębiorstw – komponent sezonowy (metoda X-12-ARIMA).....	97
Wykres 70. Depozyty terminowe instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych.....	98
Wykres 71. Depozyty terminowe instytucji samorządowych.....	99
Wykres 72. Depozyty terminowe instytucji samorządowych – komponent sezonowy (metoda TRAMO/SEATS).....	101
Wykres 73. Depozyty terminowe instytucji samorządowych – komponent sezonowy (metoda X-12-ARIMA).....	101
Wykres 74. Depozyty terminowe funduszy ubezpieczeń społecznych.....	102
Wykres 75. Zadłużenie sektora funduszy ubezpieczeń społecznych oraz depozyty terminowe utrzymywane przez sektor w MIF.....	103
Wykres 76. Depozyty terminowe z terminem wypowiedzenia do 3 miesięcy włącznie.....	104
Wykres 77. Struktura depozytów terminowych z terminem wypowiedzenia do 3 miesięcy włącznie.....	105
Wykres 78. Struktura depozytów terminowych ogółem.....	106
Wykres 79. Depozyty terminowe ogółem.....	108
Wykres 80. Depozyty terminowe ogółem – komponent sezonowy (metoda TRAMO/SEATS).....	108
Wykres 81. Depozyty terminowe ogółem – komponent sezonowy (metoda X-12-ARIMA).....	109
Wykres 82. Podaż pieniądza M2.....	110
Wykres 83. Struktura podaży pieniądza M2.....	110
Wykres 84. Podaż pieniądza M2 – komponent sezonowy (metoda TRAMO/SEATS).....	112
Wykres 85. Podaż pieniądza M2 – komponent sezonowy (metoda X-12-ARIMA).....	112
Wykres 86. Operacje z przyrzeczeniem odkupu.....	113
Wykres 87. Dłużne papiery wartościowe z terminem pierwotnym do 2 lat włącznie.....	114
Wykres 88. Jednostki uczestnictwa w funduszach rynku pieniężnego.....	115
Wykres 89. Podaż pieniądza M3.....	116
Wykres 90. Podaż pieniądza M3 i jego komponenty.....	118
Wykres 91. Podaż pieniądza M3 – komponent sezonowy (metoda TRAMO/SEATS).....	118
Wykres 92. Podaż pieniądza M3 – komponent sezonowy (metoda X-12-ARIMA).....	119

Streszczenie

Niniejsze opracowanie przedstawia model usuwania efektów sezonowych z podaży pieniądza M3 i jego składowych w Polsce. Modelowaniu została poddana próba obejmująca okres od grudnia 1996 r. do stycznia 2008 r. Kategoria będąca przedmiotem analizy ma postać agregatu. Z tego względu zbadano, które z podejść stosowanych do tego rodzaju danych: bezpośrednie czy pośrednie, jest bardziej adekwatne w tym przypadku. Obliczenia wykonano dwiema standardowymi metodami sezonowego wyrównania danych: X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS. Jakość sezonowo wyrównanych danych została oceniona na podstawie wybranego zbioru statystyk.

Na podstawie uzyskanych wyników stwierdzono występowanie różnych wzorców sezonowości w poszczególnych komponentach M3. Wykazano wysoką zgodność rezultatów otrzymanych metodami X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS w przypadku doboru parametrów modelu na podstawie szczegółowego badania charakterystyki szeregu. W toku analiz stwierdzono, że udział efektów sezonowych i kalendarzowych w składowych M3 maleje wraz ze wzrostem poziomu agregacji kategorii pieniądza. Otrzymane wyniki pozwoliły na ustalenie optymalnego poziomu agregacji M3 i wybór metody dekompozycji sezonowej. Zarówno TRAMO/SEATS, jak i X-12-ARIMA wskazały na zasadność zastosowania podejścia bezpośredniego dla danych na niskim poziomie agregacji, natomiast dla agregatów pieniężnych M1, M2 i M3 wybrano metodę pośrednią wyrównania sezonowego.

Słowa kluczowe: wyrównanie sezonowe, TRAMO/SEATS, X-12-ARIMA, M3, obserwacje nietypowe, test HEGY, test Akdi-Dickey.

Klasyfikacja JEL: C12, C13, C22, E51.

Wstęp

Analitik danych ekonomicznych często spotyka się z problemem niedostatecznej precyzji danych. Zmiany metodologiczne, błędy pomiaru, niekompletność danych i wynikająca stąd konieczność stosowania oszacowań i interpolacji obniżają ich wiarygodność i użyteczność. Jest to jedno ze źródeł powstawania problemów estymacyjnych i występowania rozdzwiewku pomiędzy teorią ekonomii a wynikami danych empirycznych. Niska jakość danych może prowadzić do identyfikacji zależności pozornych lub niewykrywania faktycznie istniejących powiązań w gospodarce. Z tego względu poprawa jakości danych jest istotnym zadaniem statystyki.

Jednym z czynników, który może w znaczący sposób utrudnić analizę danych mających postać szeregu czasowego są zaburzenia sezonowe. W przeciwieństwie do czynników wymienionych powyżej, ich identyfikacja, szacowanie i eliminacja jest stosunkowo prosta. Usunięcie tych efektów prowadzi do otrzymania danych odzwierciedlających zmiany w gospodarce niewynikające z przyczyn czysto sezonowych i kalendarzowych.

Stosowanie nowoczesnych algorytmów sezonowej korekty danych wymaga od użytkownika dużej wiedzy ekonometrycznej oraz znacznego nakładu czasu. Z tego względu często wykorzystywaną metodą, pozwalającą na ominięcie problemu sezonowości, jest analiza zmiany poziomu szeregu w stosunku do analogicznego okresu roku poprzedniego. Jednakże poważne zmiany zachowania szeregu, takie jak wystąpienie punktu zwrotnego trendu czy załamania strukturalnego, w tak przekształconych danych ujawniają się ze znacznym opóźnieniem. Ponadto, w przeciwieństwie do rezultatów otrzymywanych przy zastosowaniu nowoczesnych algorytmów sezonowego oczyszczania danych, wyniki analizy stóp wzrostu rok do roku są zakłócone przez efekt różnicy liczby dni roboczych w porównywanych okresach¹. Co więcej, komponent sezonowy stosunkowo rzadko cechuje się dokładną regularnością, zwykle siła jego oddziaływania zmienia się w czasie. Z tego względu nie jest on w pełni usuwany przez tę metodę.

Prawidłowe usunięcie z szeregu czasowego czynnika sezonowego jest zatem praktycznie niemożliwe bez wykorzystania specjalistycznych narzędzi ekonometrycznych. Sezonowa dekompozycja szeregu czasowego przynosi analitykom wiele korzyści, ułatwiając i upraszczając prowadzenie badań nad gospodarką. Wykorzystując sezonowo wyrównane dane, analityk ma w związku z tym możliwość oceny faktycznej skali efektów określonych zdarzeń, które w szeregu surowym są często maskowane przez efekt sezonowy.

Jak wskazują doświadczenia Banku Hiszpanii, czynnik sezonowy może dominować nad innymi krótkookresowymi komponentami o większym pod względem ekonomicznym znaczeniu w wyjaśnieniu zachowania szeregu². Jest to jeden z powodów przemawiających za sezonową korektą danych.

Wyrównane sezonowo dane niosą więcej informacji niż trend, gdyż w przeciwieństwie do niego zawierają wahania o charakterze nieregularnym. Za ich pomocą możliwa jest analiza krótkookresowego zachowania szeregu, podczas gdy trend, który przedstawia dane wygładzone, wskazuje na tendencję długookresową. Ze względu na tę właściwość dane oczyszczone ze składnika sezonowego znalazły zastosowanie w analizie cykli koniunkturalnych.

¹ Na takie czynniki, przemawiające za wykonywaniem sezonowego wyrównywania danych, wskazuje Bank Światowy. Więcej informacji jest dostępnych pod adresem: <http://web.worldbank.org>.

² Cabrero A. (2000): *Seasonal Adjustment In Economic Time Series: The Experience of The Banco de Espana*.

Wahania sezonowe i efekty kalendarzowe zależą od specyfiki aktywności gospodarczej danego kraju i gałęzi gospodarki oraz rozkładu dni wolnych od pracy. W wyniku oczyszczenia szeregu z tych czynników porównanie zachowania wybranej kategorii pomiędzy krajami oraz sektorami staje się bardziej miarodajne.

Wyeliminowanie czynnika sezonowego ułatwia również analizę wartości obserwacji pochodzących z sąsiadujących okresów. W rezultacie wyrównane sezonowo dane są bardziej adekwatne do analizy kierunku bieżącego rozwoju gospodarczego niż szeregi surowe.

Niniejsze opracowanie ma na celu przedstawienie modelu usuwania efektów sezonowych oraz rekomendację wybranego rozwiązania dla podaży pieniądza M3 w Polsce. Poddany badaniu szereg jest podstawową kategorią analityczną i publikacyjną miary pieniądza w Polsce³. Wielkość podaży pieniądza jest przedmiotem stałego zainteresowania m.in. Narodowego Banku Polskiego, którego konstytucyjnym zadaniem jest odpowiedzialność za wartość narodowego pieniądza⁴. Wartość M3 należy do podstawowych czynników wpływających na podejmowanie decyzji gospodarczych przez najważniejsze instytucje gospodarki rynkowej. Z tego względu istotne jest dostarczenie decydom i analitykom wysokiej jakości danych, pozbawionych czynników sezonowych i kalendarzowych.

Szereg poddany analizie ma postać agregatu. Do usuwania efektów sezonowych w tego rodzaju danych stosowane są najczęściej dwa podejścia: pośrednie (ang. *indirect*) oraz bezpośrednie (ang. *direct*)⁵.

Pierwsze z nich polega na niezależnym od siebie sezonowym wyrównaniu agregatu i każdej z jego składowych. Jego zaletą jest oszczędność czasu potrzebnego na otrzymanie wyników i łatwość implementacji. Europejski Bank Centralny zaleca wykorzystanie tego podejścia w sytuacji występowania silnej zależności pomiędzy składowymi agregatu oraz gdy proporcje udziału składowych w agregacie są względnie stabilne⁶. W przypadku, gdy powyższe warunki nie są spełnione w wystarczającym stopniu, zastosowanie tej metody może prowadzić do rozbieżności pomiędzy wyrównanym sezonowo szeregiem a sumą jego oczyszczonych z efektów sezonowych składowych. W literaturze przedmiotu wymienia się również inne sytuacje, w których stosowanie metody bezpośredniej jest nieprawidłowe. Przykładowo, Karlsen, Pham i Skjerpen (2004) podkreślają, że to podejście zastosowane do szeregów, w których dominuje składnik nieregularny prowadzi do niepożądanego, nadmiernej redukcji udziału tego komponentu w agregacie⁷.

W drugiej metodzie wyrównany sezonowo agregat jest otrzymywany przez sumowanie składowych pozbawionych wcześniej efektów sezonowych. Jest ona rekomendowana w przypadku, gdy poszczególne komponenty charakteryzują się różnymi wzorcami sezonowości lub część z nich nie zawiera składników sezonowych. Stosowana jest ona, gdy poszczególne szeregi mają odmienne właściwości stochastyczne. Istnieją jednakże sytuacje, w których sezonowe wyrównanie danych przy wykorzystaniu podejścia pośredniego skutkuje otrzymaniem błędnych wyników. Jak wskazują Hold i Lindley (2001), sumowanie wyrównanych sezonowo szeregów może prowadzić do otrzymania agregatu, który wykazuje obecność sezonowości. Najczęściej jest to wynik zastosowania zdezaktualizowanego modelu sezonowego wyrównania danych. Utrata przez model pożądanego własności często następuje w wyniku dodawania kolejnych obserwacji do szeregu bądź rewizji danych historycznych. Zachowanie szeregu może wówczas ulec na tyle dużym zmianom, że dotychczasowy model nie będzie odpowiedni dla zrewidowanego szeregu. Zastosowanie w takiej sytuacji modelu wybranego w przeszłości

³ www.nbp.pl.

⁴ Konstytucja Rzeczypospolitej Polskiej, Rozdział X, Art. 227, Tekst uchwalony w dniu 2 kwietnia 1997 r. przez Zgromadzenie Narodowe.

⁵ Oprócz tych dwóch metod istnieje również mieszane podejście pośrednie (ang. *mixed indirect approach*). Skrótowy opis i przykłady sytuacji, w których jest ono stosowane można znaleźć w: Ladiray, Mazzi (2003): *Seasonal Adjustment of European Aggregates: Direct versus Indirect Approach* oraz w: Eurostat, *ESS Guidelines on Seasonal Adjustment*.

⁶ ECB (2000): *Seasonal Adjustment of Monetary Aggregates and HICP for Euro Area*.

⁷ Karlsen, Pham i Skjerpen (2004): *Seasonal Adjustment and Smoothing of Manufacturing Investments Series from Quarterly Norwegian National Accounts*, s. 4.

może zatem doprowadzić do uzyskania wyników o niezadowalającej jakości statystycznej⁸. Sumowanie danych wyrównanych sezonowo w sposób nieoptymalny może skutkować otrzymaniem agregatu, który wykazuje obecność efektów sezonowych. Jest to jeden z powodów, dla których zaleca się przeprowadzanie rewizji wybranego modelu przynajmniej raz w roku.

Inne przyczyny, dla których wyrównany sezonowo metodą pośrednią szereg może zawierać składniki sezonowe to obecność w składowych agregatu efektów dni roboczych, które nie zostały z nich usunięte⁹.

Jak podkreśla Eurostat¹⁰, nie istnieją teoretyczne ani empiryczne przesłanki, które wskazywałyby na bezwzględną przewagę jednej z tych metod w każdym analizowanym przypadku. Większość analityków dokonuje wyboru stosowanej do własnych celów metody sezonowej korekty danych na podstawie obszernej analizy jakości otrzymanych wyników. Karlsen, Pham i Skjerpen (2004) bazowali na analizie kilku najpopularniejszych miar jakości m.in. *sliding spans*, statystyk M oraz $AAPPE$ (ang. *average absolute prediction error*), jednakże nie uzyskali w ten sposób jednoznacznego wskazania lepszej metody¹¹. Szczegółowe porównanie podejścia pośredniego i bezpośredniego dla podaży pieniądza M2 i M3 w strefie euro wykonane zostało przez Peronaci (2003)¹². Pomimo zastosowania zbioru wielu kryteriów, nie potwierdzono przewagi żadnej z metod. Natomiast dla Hood i Findley (2003) decydującym kryterium jest wielkość rewizji danych. Porównanie wyników metody pośredniej i bezpośredniej autorzy wykonali na podstawie analizy komponentów sezonowych otrzymanych dla obu rodzajów oszacowań¹³.

W niniejszej pracy zbadano, które z podejść – pośrednie czy bezpośrednie – powinno być zastosowane do sezonowego wyrównania podaży pieniądza M3 oraz zastosowanie której z metod sezonowego wyrównania danych – X-12-ARIMA czy TRAMO/SEATS¹⁴ – skutkuje otrzymaniem wyników lepszej jakości. W tym celu zaprezentowano spójną i pełną metodykę oczyszczenia ze składników sezonowych każdego z komponentów M3. Obliczenia wykonano na próbie grudzień 1996 r. – styczeń 2008 r. Na potrzeby badania poszczególne szeregi wchodzące w skład M3 poddano oddzielnej analizie.

Wyrównanie sezonowe przeprowadzono przy wykorzystaniu uznanych metod wyrównania sezonowego: TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA¹⁵. Do analiz wykorzystano stworzony przez Eurostat program Demetra¹⁶. Niezależne zastosowanie dwóch metod miało na celu unaocznienie rozbieżności i podobieństw rezultatów otrzymanych przy zastosowaniu każdej z nich. Jakość otrzymanych wyników została w każdym przypadku zbadana na podstawie wybranych kryteriów jakości. Umożliwiło to wybranie i rekomendację jednego z algorytmów do regularnego wyrównania danych podaży pieniądza M3 w NBP.

Rozdział pierwszy opracowania przedstawia dekompozycję szeregu czasowego i charakterystykę poszczególnych jego składowych. Skupiono się w nim na omówieniu rodzajów sezonowości i metod jej estymacji, sposobie modelowania efektów kalendarzowych i obserwacji nietypowych.

W rozdziale drugim zamieszczono krótkie omówienie metod sezonowego wyrównania danych zastosowanych w niniejszej pracy. Wskazano również, jakie metody są stosowane przez organizacje międzynarodowe oraz urzędy statystyczne i banki centralne różnych krajów.

⁸ Hood i Findley (2001): *Comparing Direct and Indirect Seasonal Adjustments of Aggregate Series*, s. 4.

⁹ Peronaci (2003): *The Seasonal Adjustment of Euro Area Monetary Aggregates: Direct versus Indirect Approach*.

¹⁰ Eurostat (2008): *ESS Guidelines on Seasonal Adjustment*, s. 17.

¹¹ Karlsen, Pham i Skjerpen (2004): *Seasonal Adjustment and Smoothing of Manufacturing Investments Series from Quarterly Norwegian National Accounts*, s. 5.

¹² Peronaci (2003): *The Seasonal Adjustment of Euro Area Monetary Aggregates: direct versus indirect approach*.

¹³ Hood i Findley (2003): *Comparing Direct and Indirect Seasonal Adjustments of Aggregate Series*.

¹⁴ Opis metod X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS (ang. *Time series Regression with ARIMA noise, Missing values, and Outliers / Signal Extraction in ARIMA*) podany jest w rozdziale 2.

¹⁵ Stosowanie tych metod do usuwania efektów sezonowych jest rekomendowane przez Eurostat m.in. w: *ESS Guidelines on Seasonal Adjustment*.

¹⁶ Program Demetra można pobrać ze strony: <http://circa.europa.eu/irc/dsis/eurosam/info/data/demetra.htm>.

Rozdział trzeci omawia strukturę M3. Przedstawiono w nim również zmiany, jakie zaszły w strukturze M3 w okresie objętym próbą.

Kolejna część pracy prezentuje przebieg poszczególnych składników M3 i wpływ, jaki na każdy z nich miały czynniki gospodarcze. Zaprezentowano tu wyniki dekompozycji sezonowej wraz z omówieniem ich jakości.

W rozdziale piątym omówiono miary jakości sezonowej dekompozycji danych zastosowane do porównania wyników otrzymanych metodami X-12-ARIMA oraz TRAMO/SEATS. Zaprezentowano w nim także tabele prezentujące podsumowanie wyników.

W zakończeniu przedstawiono rekomendowaną metodykę sezonowego wyrównania podaży M3 i jego składowych. Szczegółowe wyniki przeprowadzonych analiz zamieszczono w aneksie 1.

1

Identyfikacja i usuwanie efektów sezonowych i kalendarzowych

Szereg czasowy obrazuje ewolucję badanego zjawiska, kształtującego się pod wpływem znacznej ilości czynników o zróżnicowanej charakterystyce, sile i czasie oddziaływania. Wielokierunkowe działanie poszczególnych bodźców sprawia, że wyjaśnienie przebiegu szeregu wymaga analizowania poszczególnych jego komponentów. Modelując zachowanie szeregu czasowego o częstotliwości miesięcznej lub kwartalnej zakłada się, że można w nim wyodrębnić następujące składniki:

- trend (T),
- wahania cykliczne (C),
- wahania sezonowe (S),
- wahania nieregularne, przypadkowe (I),
- efekty kalendarzowe (D),
- efekt Wielkanocy (E).

Trend obrazuje długookresową tendencję zmian w szeregu czasowym. Wskazuje na długookresowy kierunek rozwoju analizowanej zmiennej.

Wahania cykliczne oznaczają powtarzające się wahania o czasie trwania dłuższym niż rok, wywoływane zmieniającymi się warunkami ekonomicznymi, związanymi z cyklami koniunkturalnymi w gospodarce. W praktyce te dwa powyższe składniki są trudno rozróżnialne i przeważnie estymowane są łącznie jako komponent trend-cykl, oznaczany jako TC.

Wahania sezonowe są definiowane jako powtarzalne, choć niekoniecznie regularne, odchylenia od trendu o pełnym cyklu równym jeden rok. Są one powodowane m.in. przez czynniki pogodowe, kalendarzowe oraz ekonomiczną działalność człowieka¹⁷. Rozróżnia się dwa rodzaje sezonowości: deterministyczną i stochastyczną.

Pierwsza z nich oznacza proces, którego bezwarunkowa średnia zależy od podokresu roku (np. miesiąca, kwartału). Opisany jest on przy pomocy równania¹⁸:

$$y_t = \sum_{s=1}^S \alpha_s D_{st} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

gdzie:

τ – rok,

t – numer obserwacji, $t = 1, \dots, T_\tau$,

s – liczba podokresów w roku, $s = 1, \dots, S$,

ε_t – proces białego szumu¹⁹,

D_{st} – zmienna zerojedynkowa, przyjmująca wartość 1 dla s -tego podokresu i 0 dla pozostałych okresów,

α_s – nieznanne współczynniki przy zmiennych zerojedynkowych D_{st} .

¹⁷ Hylleberg (1992): *Modelling Seasonality*.

¹⁸ Ghysels i Osborn (2001): *The Econometric Analysis of Seasonal Time Series*, s. 20.

¹⁹ Proces białego szumu to proces o zerowej wartości oczekiwanej, skończonej i stałej wariancji wynoszącej σ^2 , dla którego realizacje ε_t i ε_ξ są niezależne dla $t \neq \xi$.

Dla zmiennej y_t wartość oczekiwana jest zależna od wartości parametru s i wynosi:

$$E(y_{sT}) = \gamma_s, \quad (2)$$

oznaczenia jak we wzorze (1).

Ten rodzaj sezonowości jest modelowany za pomocą zmiennych zerojedynkowych, których liczba jest równa liczbie okresów w roku. Wartości obserwacji szeregu cechującego się sezonowością deterministyczną wahają się wokół pewnej stałej a ich amplituda jest względnie stała²⁰. Cechą charakterystyczną sezonowości deterministycznej jest wygasanie szoków w długim okresie²¹.

Sezonowość stochastyczna charakteryzuje się zmiennym w czasie wzorcem sezonowości. Szoki pojawiające się w procesach tego typu w chwili t wpływają również na obserwacje w okresach $t + S$, $t + 2S$ itd., gdzie S jest liczbą podokresów w roku²². Przykładem procesu wykazującego sezonowość stochastyczną jest:

$$y_t = y_{t-s} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

oznaczenia jak we wzorze (1).

Zmienna y_t jest sezonowo zintegrowana rzędu pierwszego (oz. SI(1)). Stacjonarny proces sezonowy, oznaczony jako SI(0), w ogólnym przypadku jest wyrażony jako:

$$\varphi(B)y_t = \varepsilon_t, \quad (4)$$

gdzie:

B – operator opóźnienia, taki, że: $By_t = y_{t-1}$,

ε_t – proces białego szumu.

Dla procesu opisanego wzorem (3):

$$\varphi(B) = 1 - B^S, \quad (5)$$

gdzie:

B – operator opóźnienia taki, że: $B^S y_t = y_{t-S}$,

funkcja gęstości spektralnej wyrażona jest wzorem:

$$f(\omega_t) = \sigma^2 / [\varphi(e^{i\omega_t})]^2, \quad (6)$$

gdzie:

ω_t – częstość kołowa, zdefiniowana jako $\omega_t = \frac{2\pi}{T}$.

Dla szeregu wykazującego sezonowość stochastyczną funkcja $f(\omega)$ osiąga maksima lokalne dla częstości sezonowych:

$$\omega_\zeta = \frac{2\pi\zeta}{S}, \quad (7)$$

gdzie:

$\zeta = 1, \dots, \frac{S}{2}$ jest liczbą wystąpień w roku.

²⁰ Syczewska (2002): *Niestacjonarność nominalnego i realnego kursu wymiany dla danych sezonowych*.

²¹ Charemza i Deadman (1997): *Nowa Ekonometria*, s. 120.

²² Jw., s. 120.

Ze względu na powyższą definicję funkcja gęstości spektralnej dla celów analizy sezonowości jest rozpatrywana dla $\omega_t \in (0, \frac{1}{2})$.

W przypadku danych miesięcznych, częstości sezonowe odpowiadają rozwiązaniom równania charakterystycznego:

$$(1 - B^{12}) = 0, \quad (8)$$

które są wyrażone jako: $\pm 1, \pm i, \pm \frac{1 \pm i\sqrt{3}}{2}, \pm \frac{\sqrt{3} \pm i}{2}$. Pierwiastek $+1$ odpowiada zerowej częstości i ma charakter niesezonowy. Sezonowy pierwiastek: -1 odpowiada częstości π i oznacza, że sezonowość występuje w roku 6-krotnie. Wszystkie sezonowe pierwiastki jednostkowe z równania (8) zostały zestawione w tabeli 1.

Tabela 1. Częstości sezonowe dla danych miesięcznych

Sezonowy pierwiastek jednostkowy	ω_s	ζ
-1	π	6
$\pm i$	$\pm \frac{\pi}{2}$	3, 9
$-\frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i)$	$\mp \frac{2\pi}{3}$	8, 4
$\frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i)$	$\pm \frac{\pi}{3}$	2, 10
$-\frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i)$	$\mp \frac{5\pi}{6}$	7, 5
$\frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i)$	$\pm \frac{\pi}{6}$	1, 11

Źródło: Franses i Hobijn (1997).

Wahania nieregularne (losowe) obejmują wszelkie odchylenia od trendu, będące efektem działania na badaną zmienną czynników, które nie mogą być skutecznie przewidywane i prognozowane.

Efekty kalendrzowe obrazują wpływ na wartość zmiennej różnic w rozkładzie dni tygodnia w poszczególnych okresach. W programie Demetra jest on modelowany za pomocą zmiennych kodujących odchylenia od średniej liczby poszczególnych dni tygodnia w okresie wynikającym z częstotliwości szeregu. Możliwe jest wyróżnienie sytuacji, gdy:

- na poziom zjawiska wpływają różnice w liczbie dni roboczych i wolnych od pracy w kolejnych okresach. Taki przypadek jest modelowany za pomocą dwóch regresorów, z których jeden wyznacza poziom bazowy, a drugi odchylenie od niego.
- każdy z dni tygodnia w odmienny sposób oddziałuje na szereg, w wyniku czego na kształtowanie się szeregu wpływa zróżnicowanie w liczbie każdego z dni tygodnia przypadającej na dany okres. Estymacja tego efektu wymaga wykorzystania sześciu regresorów, co oznacza utratę dużej liczby stopni swobody. Z tego względu nie jest ona zalecana dla szeregów o małej liczbie obserwacji.

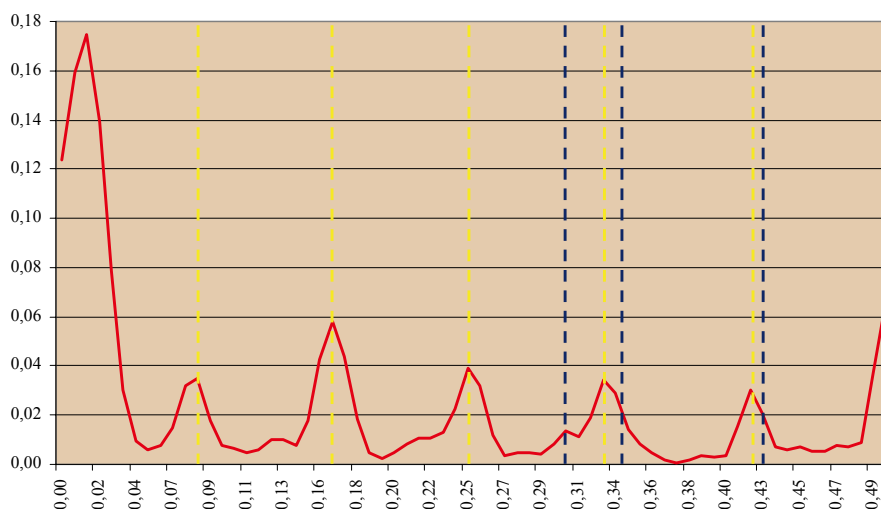
Możliwe jest również estymowanie wpływu absolutnej liczby każdego z dni tygodnia na szereg wraz z uwzględnieniem efektu roku przestępnego.

Efekty kalendrzowe w szeregu czasowym mogą być identyfikowane za pomocą analizy jego funkcji gęstości spektralnej. Literatura przedmiotu wskazuje, że efekt dni roboczych może występować dla częstości: $\omega_{r_1} = 0,348$, $\omega_{r_2} = 0,432$, oraz $\omega_{r_3} = 0,304$. Pierwsza z nich jest związana ze średnią liczbą tygodni w miesiącu²³, druga jest

²³ Soukup i Findley (1999): *On the Spectrum Diagnostics used by X-12-ARIMA to Indicate the Presence of Trading Day Effects after Modeling or Adjustment*.

charakterystyczna dla szeregów transakcji²⁴, natomiast ostatnia może być identyfikowana dla wahań aktywności dobowej zjawisk gospodarczych²⁵. Przykładowy wykres z zaznaczonymi częstościami sezonowymi i częstościami dni roboczych zamieszczono poniżej. Kolorem żółtym zaznaczono częstości sezonowe odpowiadające (kolejno od lewej) liczbie wystąpień czynnika raz, dwa, trzy, cztery, pięć i sześć razy do roku. Kolorem granatowym zaznaczono częstości efektów kalendarzowych, kolejno dla ω_{T_1} , ω_{T_2} oraz ω_{T_3} . Analiza wykresu wskazuje, że dla wszystkich częstości sezonowych funkcja gęstości osiąga lokalne maksima. W przypadku częstości kalendarzowych zaobserwowano lokalne maksimum dla ω_{T_1} . Istotność zaobserwowanych efektów jest weryfikowana przy pomocy odpowiednich testów statystycznych (np. test HEGY).

Wykres 1. Funkcja gęstości spektralnej dla pieniądza gotówkowego w kasach banków



Źródło: opracowanie własne.

Regularność składnika sezonowego może być zaburzana przez wpływ świąt ruchomych przypadających na różne okresy w poszczególnych latach. Dla polskich szeregów czasowych najbardziej wyraźny jest on w przypadku świąt wielkanocnych. Efekt Wielkanocy modeluje się przy użyciu zmiennej w postaci²⁶:

$$E_{s\tau}(\varpi) = \frac{n_{s\tau}}{\varpi}, \quad (9)$$

gdzie:

τ – rok,

s – miesiąc,

ϖ – czas trwania efektu Wielkanocy w dniach,

n_s – numer kolejny dnia w s -tym miesiącu τ -tego roku, $n \in (1, \varpi)$.

Niekiedy od zmiennej $E(\varpi)$ odejmuje się długookresową średnią $\bar{E}(\varpi)$ wyznaczoną na podstawie ostatnich 400 lat. W analogiczny sposób mogą być estymowane również efekty innych świąt ruchomych, np. święta Bożego Ciała.

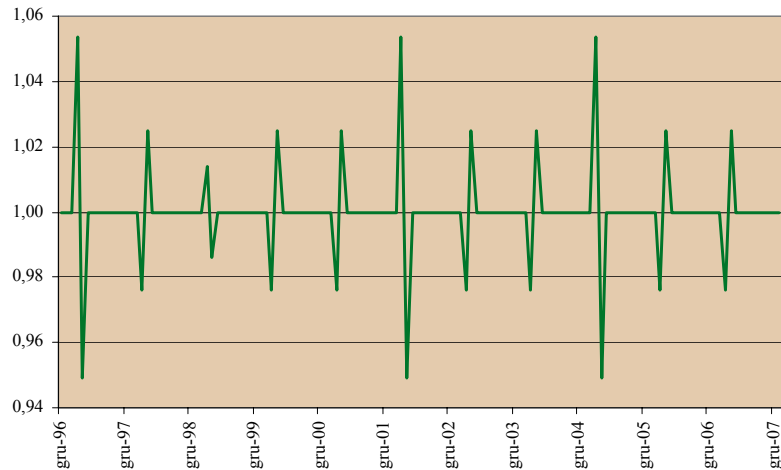
²⁴ Cleveland i Develin (1980): *Calendar Effects in Monthly Time Series: Detection by Spectrum Analysis and Graphical Methods*.

²⁵ McNulty i Huffman (1989): *The Sample Spectrum of Time Series with Trading Day Variation*.

²⁶ Ladiray i Quenneville (2004): *Seasonal Adjustment with the X-11 Method*, s. 211.

Poniżej zamieszczono wykres ilustrujący wpływ efektu Wielkanocy na pieniądź gotówkowy w obiegu.

Wykres 2. Efekt świąt Wielkanocy obliczony dla pieniądza gotówkowego w obiegu



Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń metodą X-12-ARIMA w pakiecie Demetra.

Metody sezonowego wyrównywania danych bazują na filtrach liniowych, co powoduje, że wyniki otrzymywane przy ich zastosowaniu są wrażliwe na występowanie w próbie wartości nietypowych²⁷. W przypadku szeregów czasowych są one definiowane jako obserwacje, których wartość postrzega się jako nieoczekiwaną w porównaniu z pozostałymi obserwacjami, w szczególności z obserwacjami bezpośrednio ją poprzedzającymi i następującymi po niej²⁸.

Szereg y_t może być przedstawiony za pomocą równania²⁹:

$$y_t = y_t^* + \sum_i \psi_i v_i(B) I_t(t), \quad (10)$$

gdzie:

$v_i(B)$ – wielomian modelujący wpływ na szereg y_t obserwacji nietypowej, która wystąpiła w momencie t_i ,

ψ_i – wielkość wpływu obserwacji nietypowej, która wystąpiła w momencie t_i , na szereg y_t ,

I_t – zmienna zerojedynkowa, zdefiniowana jako:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{dla } t = t_i \\ 0 & \text{dla } t \neq t_i \end{cases}, \quad (11)$$

y_t^* – szereg opisany modelem ARIMA³⁰ w postaci:

$$\phi(B)y_t^* = \theta_0 + \theta(B)\varepsilon_t, \quad (12)$$

dla którego:

B – operator opóźnienia taki, że: $By_t^* = y_{t-1}^*$,

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$$

²⁷ Eurostat (2008): *ESS Guidelines on Seasonal Adjustment*.

²⁸ Tolvi (1998): *Outliers in time series: A review*.

²⁹ Prezentowany poniżej model został szczegółowo opisany w: European Central Bank (2000): *Seasonal Adjustment of Monetary Aggregates and HICP for Euro Area*. Modelowanie obserwacji nietypowych zostało również przedstawione w: Tsay, R. (1988): *Outliers, Level Shifts, and Variance Changes in time Series*.

³⁰ Szczegółowy opis modelu ARIMA został zamieszczony w kolejnym rozdziale pracy.

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$$

θ_0 – stała

ε_t – proces białego szumu.

Wielomian $v_i(B)$ jest wykorzystywany do definiowania poszczególnych typów obserwacji nietypowych.

TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA wykrywają następujące rodzaje obserwacji nietypowych:

- o charakterze jednorazowym (ang. *additive outlier* (AO)) powodujące zmianę wartości zmiennej zależnej tylko w jednym okresie. Dla tego rodzaju obserwacji nietypowej $v_i(B) = 1$. Przykładami obserwacji nietypowych sklasyfikowanych jako AO są np. strajki, anomalie pogodowe i błędy w danych.
- o charakterze przejściowym (ang. *temporary change* (TC)), powodujące tymczasowe przesunięcie poziomu zmiennej zależnej, przy czym powrót ze skokowej zmiany wartości zmiennej zależnej w t_i do poziomu pierwotnego następuje zgodnie z funkcją wykładniczą w postaci:

$$v_i(B) = \frac{1}{(1 - \delta B)}, \quad (13)$$

gdzie δ jest stałą określającą tempo powrotu zmiennej do poziomu wyjściowego ($0 < \delta < 1$).

W ten sposób modeluje się m.in. trwające dłużej niż jeden okres dostosowania do zmian podatkowych.

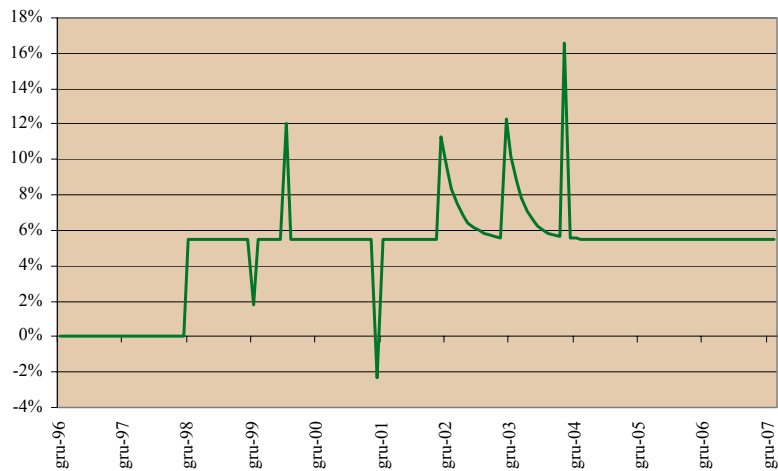
- o charakterze długotrwałym (ang. *level shift* (LS)), powodujące długotrwałe przesunięcie poziomu zmiennej zależnej. Wpływ zdarzenia takiego rodzaju jest modelowany za pomocą podstawienia:

$$v_i(B) = \frac{1}{(1 - B)}, \quad (14)$$

Przykładem tego typu zdarzeń są zmiany metodologiczne sposobu kompilacji danych.

Na poniższym wykresie przedstawiono oszacowany wpływ obserwacji nietypowych na szereg *Depozyty bieżące osób prywatnych*, w którym wykryto obserwacje typu LS, TC oraz AO. Ponieważ szereg podczas modelowania został poddany logarytmowaniu, to wartość wpływu obserwacji nietypowej na szereg wyrażono w postaci procentowej.

Wykres 3. Wpływ obserwacji nietypowych na depozyty bieżące osób prywatnych



Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń metodą X-12-ARIMA w pakiecie Demetra.

Wykorzystanie do budowy modeli danych zawierających obserwacje nietypowe może prowadzić do zmniejszenia dokładności dopasowania modeli do danych empirycznych oraz obniżenia jakości konstruowanych prognoz. Dekompozycja sezonowa wymaga estymacji wszystkich składników równocześnie, co powoduje, że obserwacje nietypowe zaburzają estymację wszystkich składników szeregu, a nie tylko tych, z którymi są bezpośrednio związane. Z tego względu na wstępnym etapie wyrównania sezonowego konieczna jest identyfikacja obserwacji nietypowych i ich usunięcie z szeregu. Po oszacowaniu komponentu sezonowego obserwacje nietypowe są włączane do składnika nieregularnego.

W przypadku stosowania algorytmów sezonowej dekompozycji w sposób automatyczny, wykrywanie i klasyfikacja obserwacji nietypowych do określonych typów może zależeć od metody, jaką wykorzystał użytkownik. Powszechne są sytuacje, gdy stosując procedury automatyczne, do danej obserwacji dwa programy przyporządkowują inną postać funkcji $v_t(B)$. Dotychczasowe doświadczenia NBP wskazują, że w procedurach automatycznych zarówno przy zastosowaniu metod TRAMO/SEATS, jak i X-12-ARIMA, istnieje wyraźna tendencja do nieprawidłowego wykrywania obserwacji nietypowych. Powszechne są sytuacje pominięcia faktycznie istniejących obserwacji nietypowych. Spotykane się również przypadki błędnego zaklasyfikowania obserwacji typowej do zbioru obserwacji nietypowych.

Sposób wzajemnych interakcji omówionych powyżej składników szeregu czasowego może być zróżnicowany. Stosując model addytywny zakłada się, że wpływ poszczególnych elementów składowych szeregu czasowego na kształtowanie wartości zmiennej w czasie sumuje się. Model szeregu czasowego przyjmuje wówczas postać:

$$Y_t = TC_t + S_t + I_t + D_t + E_t, \quad (15)$$

gdzie:

t – numer obserwacji, $t = 1, \dots, T$,

TC_t – składnik trend i cykl w okresie t ,

S_t – wahania sezonowe w okresie t ,

I_t – wahania nieregularne w okresie t ,

D_t – efekty kalendarzowe w okresie t ,

E_t – efekt Wielkanocy w okresie t .

W modelu addytywnym czynniki sezonowe S_t mogą przyjmować zarówno wartości dodatnie, jak i ujemne. $S_t < 0$ oznacza, że zmienna Y_t ma w okresie t wartość mniejszą niż wynikałoby to z trendu długookresowego, $S_t > 0$ – wartość większą, $S_t = 0$ – brak efektu sezonowego. Ponadto suma odchyłeń S_t należących do tego samego roku powinna w przybliżeniu wynosić zero.

Powszechnie są również spotykane szeregi czasowe, dla których wahania cykliczne, sezonowe i przypadkowe można opisać jako względne odchylenia wartości zmiennej od jej wartości wynikającej z trendu. Taka zależność pomiędzy komponentami opisana jest przez model multiplikatywny dany jako:

$$Y_t = TC_t \times S_t \times I_t \times D_t \times E_t, \quad (16)$$

oznaczenia jak we wzorze (15).

W modelu o takiej postaci wartość wynikająca z trendu jest wyrażona w takich samych jednostkach jak badana zmienna, natomiast wszystkie odchylenia mają charakter względny, tzn. wyrażone są w postaci bezwymiarowych wskaźników.

W modelu multiplikatywnym czynniki sezonowe S_t przyjmują tylko wartości dodatnie. Jeżeli $0 < S_t < 1$ to w czasie t zmienna Y przyjmuje wartość mniejszą niż wynika z trendu długookresowego, jeżeli $S_t > 1$ – wartość większą (gdy $S_t = 1$ efekt sezonowości nie występuje). Suma odchyłeń S_t w ciągu roku jest w przybliżeniu równa liczbie obserwacji przypadających na rok (cztery przy sezonowości kwartalnej, a dwanaście dla szeregów miesięcznych).

Rzadziej stosowane są modele pseudoaddytywne, zapisywane w postaci:

$$Y_t = TC_t \times (S_t + I_t + D_t + E_t + 1), \quad (17)$$

oraz logaddytywne, dla których:

$$\log(Y_t) = \log(TC_t) + \log(S_t) + \log(I_t) + \log(D_t) + \log(E_t). \quad (18)$$

2

Metody sezonowego wyrównania danych

Wśród licznych metod sezonowego wyrównania danych³¹ obecnie najczęściej stosowane są dwie: X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS. Pierwszą z nich wykorzystuje m.in. Europejski Bank Centralny³², Międzynarodowy Fundusz Walutowy³³, System Rezerwy Federalnej Stanów Zjednoczonych³⁴, Bank Anglii³⁵, Centralny Bank Niemiec³⁶ i Bank Japonii³⁷. Algorytm TRAMO/SEATS jest wykorzystywany m.in. przez Bank Centralny Hiszpanii, *Institute for Economic Research and Analysis* (ISAE)³⁸, Bank Centralny Węgier³⁹, Centralny Bank Szwecji, Główny Urząd Statystyczny Polski oraz Główny Urząd Statystyczny Słowenii. Jedynie te dwie metody są rekomendowane przez Eurostat do dekompozycji sezonowej oficjalnych danych ekonomicznych⁴⁰.

Metoda X-12-ARIMA opracowana przez *United States Census Bureau*⁴¹ polega na dekompozycji szeregu czasowego przy wykorzystaniu średnich ruchomych. Zalicza się ją do metod *ad hoc*, gdyż dobór odpowiedniego zestawu filtrów nie zależy od statystycznych własności analizowanego szeregu czasowego. Model ARIMA⁴² jest w niej wykorzystywany jedynie do estymacji wartości prognozowanych⁴³. Prognozy te są obliczane na danych pozbawionych komponentu sezonowego oraz oczyszczonych z wpływu efektów kalendarzowych oraz obserwacji nietypowych.

Alternatywną metodą wygładzania szeregów czasowych jest TRAMO/SEATS⁴⁴, która wykorzystuje model ARIMA do estymacji komponentu sezonowego, nieregularnego oraz trendu-cyklu. Procedura dekompozycji sezonowej składa się z dwóch etapów: TRAMO i SEATS. Pierwszy z nich jest określany jako etap estymacji wstępnej, w drugim dokonuje się właściwa dekompozycja i eliminowanie wpływów sezonowych.

TRAMO jest programem do estymacji i prognozowania modeli regresyjnych dla szeregów z brakującymi obserwacjami⁴⁵, błędami opisywanymi za pomocą modeli ARIMA, a także z różnego rodzaju wartościami nietypowymi oraz deterministycznymi, takimi jak efekty kalendarzowe i święta ruchome. We wstępnej procedurze dekompozycji sezonowej dokonuje się identyfikacji wymienionych powyżej zjawisk oraz eliminacji ich wpływu na

³¹ Należą do nich m.in. BAYESIA, BV4, DAINTIES, DECOMP, GLAS, LOWESS, SABL, STAMP, STL, X-11, X-11 ARIMA, X-12 ARIMA, TRAMO/SEATS. Więcej informacji na temat tych metod i spis materiałów źródłowych można znaleźć w: Fischer B. (1995): *Decomposition of Time Series Comparing Different Methods in Theory and Practice*, oraz w: Ladiray i Quenneville (2004): *Seasonal Adjustment with the X-11 Method*.

³² Dane odsezonowane tą metodą są publikowane m.in. w: European Central Bank, *Monthly Bulletin*, <http://www.ecb.int>.

³³ Międzynarodowy Fundusz Walutowy (International Monetary Fund) zaleca stosowanie metody X-12-ARIMA m.in. do dekompozycji sezonowej szeregów należących do działu rachunków narodowych. Więcej informacji jest dostępnych w: Bloem, Dippelsman i Maehle (2001): *Quarterly National Accounts Manual – Concepts, Data Sources, and Compilation*.

³⁴ System Rezerwy Federalnej Stanów Zjednoczonych, pełniący funkcje banku centralnego Stanów Zjednoczonych, używa metody X-12-ARIMA m.in. do dekompozycji sezonowej agregatów monetarnych.

³⁵ Bank Anglii (Bank of England) zmienił metodę sezonowego wyrównania danych z GLAS na X-12-ARIMA w 2003 r.

³⁶ Centralny Bank Niemiec (*Deutsche Bundesbank*) stosuje metodę X-12-ARIMA od 2000 r.

³⁷ Bank Japonii stosuje tę metodę m.in. do sezonowego wyrównania danych dotyczących podaży pieniądza. Szczegółowe informacje są dostępne pod adresem: <http://www.boj.or.jp>.

³⁸ ISAE jest włoską instytucją badawczo-analityczną. Z dostarczanych przez nią danych korzysta m.in. Centralny Bank Włoch. W 2002 r. ISAE zmienił metodę sezonowego wyrównania danych z X-12-ARIMA na TRAMO/SEATS.

³⁹ Ferenczi i Jakab (2002): *Manual to Hungarian Economic Statistics*.

⁴⁰ *ESS Guidelines on Seasonal Adjustment*.

⁴¹ *United States Census Bureau* jest amerykańską instytucją statystyczną, której głównym celem jest zbieranie danych dotyczących ludności i gospodarki Stanów Zjednoczonych Ameryki. Więcej informacji można znaleźć pod adresem: <http://www.census.gov>.

⁴² Opis modelu ARIMA zamieszczono w dalszej części artykułu. W kolejnych rozdziałach opracowania pojęcie modelu ARIMA obejmuje również modele w postaci sezonowej, o ile nie jest to inaczej zaznaczone.

⁴³ Opis poszczególnych etapów procedury X-12-ARIMA jest dostępny w Grudkowska i Pańnicka (2007): *X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS - empiryczne porównanie metod wyrównania sezonowego w kontekście długości próby*.

⁴⁴ Maravall (2006): *An Application of the Automatic Procedure of TRAMO and SEATS: Direct versus Indirect Adjustment*.

⁴⁵ Jw., s. 14.

szereg. Celem korekty jest uniknięcie w późniejszej analizie szeregu błędów spowodowanych zaburzeniami wykrywanymi przez program TRAMO. Na tym etapie algorytmu testuje się również zasadność logarytmicznej transformacji danych⁴⁶.

W celu identyfikacji poszczególnych efektów estymowany jest model w postaci⁴⁷:

$$y_t = \sum_{i=1}^{n_{out}} \psi_i v_i(B) d_{it} + \sum_{i=1}^{n_c} \alpha_i cal_{it} + \sum_{i=1}^{n_{reg}} \beta_i reg_{it} + x_t, \quad (19)$$

gdzie:

B – operator opóźnienia,

d_{it} – zmienna zerojedynkowa przypisana do danej wartości nietypowej,

$v_i(B)$ – wielomian opóźnień modelujący dynamiczny charakter oddziaływania wartości nietypowych,

cal_i – i -ta zmienna związana z efektem kalendarza,

reg_i – i -ta zmienna objaśniająca bądź interwencyjna, zdefiniowana przez użytkownika,

ψ_i – wielkość wpływu na szereg i -tej obserwacji nietypowej w okresie t ,

α_i – wartość współczynnika dla i -tego efektu kalendarzowego,

β_i – wartość współczynnika przy i -tej zmiennej reg ,

x_t – komponent regularny szeregu,

n_{out} – liczba zmiennych zerojedynkowych opisujących obserwacje nietypowe,

n_c – liczba zmiennych związanych z efektem kalendarza,

n_{reg} – liczba zmiennych dodanych przez użytkownika.

Procedura TRAMO polega na usunięciu z równania wszystkich składników poza x_t , w wyniku czego otrzymuje się szereg, który może być opisany modelem ARIMA. Model ARIMA, za pomocą którego estymowany jest x_t , ma postać⁴⁸:

$$\phi(B) \cdot \delta(B) \cdot x_t = \theta(B) \cdot \varepsilon_t, \quad (20)$$

gdzie:

ε_t – proces białego szumu o zerowej wartości oczekiwanej i wariancji wynoszącej σ^2 ,

B – operator opóźnienia,

$\delta(B)$ – wielomian zawierający niestacjonarne pierwiastki procesu autoregresyjnego $AR(p)$ ⁴⁹, równy $(1-B)^d(1-B^S)^D$,

dla którego:

p – rząd procesu autoregresyjnego AR ,

S – liczba obserwacji w roku,

d – stopień różnicowania szeregu w modelu ARIMA,

D – stopień sezonowego różnicowania szeregu w modelu ARIMA.

⁴⁶ Do testowania konieczności wykonania transformacji logarytmicznej wykorzystano wyniki regresji średniej obciętej oraz wartość statystyki Schwarza-Bayesa dla podstawowej wersji modelu.

⁴⁷ Maravall (2006): *An Application of the Automatic Procedure of TRAMO and SEATS: Direct versus Indirect Adjustment*, s. 14.

⁴⁸ Jw., s. 15.

⁴⁹ $AR(p)$ to proces autoregresyjny, definiowany jako: $X_t = \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-i} + \varepsilon_t$, gdzie ε_t – błąd będący realizacją procesu białego szumu.

$AR(p)$ jest to zatem regresja bieżących wartości X_t na opóźnione wartości X_t . W notacji uwzględniającej wprowadzenie operatora opóźnienia, proces ten wyrazić można jako: $\varepsilon_t = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) X_t$.

$\phi(B)$ – wielomian zawierający stacjonarne pierwiastki procesu autoregresyjnego $AR(p)$, równy

$$\underbrace{(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)}_{w_1} \cdot \underbrace{(1 - \Phi_1 B^S - \dots - \Phi_p B^{pS})}_{w_2}$$

przy czym:

w_1 – wielomian związany z niesezonową częścią modelu, w postaci procesu $AR(p)$,

w_2 – wielomian związany z sezonową częścią modelu,

pozostałe oznaczenia jak wyżej,

$\theta(B)$ – wielomian opisujący proces średniej ruchomej $MA(q)$ ⁵⁰, równy

$$\underbrace{(1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)}_{w_3} \cdot \underbrace{(1 - \Theta_1 B^S - \dots - \Theta_q B^{qS})}_{w_4}$$

przy czym:

w_3 – wielomian wyrażający niesezonową część modelu, w postaci procesu $MA(q)$,

w_4 – wielomian wyrażający sezonową część modelu w postaci średniej ruchomej,

pozostałe oznaczenia jak wyżej.

Opisany powyżej model ARIMA o wybranych parametrach procesów AR, MA i różnicowania jest zapisywany jako ARIMA $(p, d, q)(P, D, Q)$.

Oczyszczone przez program TRAMO dane są linearyzowane⁵¹, a następnie poddawane procedurze SEATS, która polega na dekompozycji szeregu na nieobserwowalne komponenty. Może mieć postać addytywną lub multiplikatywną. Dekompozycja addytywna ma postać:

$$x(t) = p(t) + c(t) + u(t) + s(t), \quad (21)$$

gdzie:

$p(t)$ – trend,

$c(t)$ – komponent opisujący zmiany o charakterze przejściowym,

$u(t)$ – składnik nieregularny,

$s(t)$ – komponent sezonowy,

natomiast postać multiplikatywna jest wyrażona jako:

$$x(t) = p(t) \cdot c(t) \cdot u(t) \cdot s(t), \quad (22)$$

oznaczenia jak wyżej.

⁵⁰ $MA(q)$ to proces średniej ruchomej, definiowany jako: $X_t = \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i}$, gdzie ε_t – błąd w postaci procesu białego szumu.

$MA(q)$ jest zatem procesem będącym średnią ważoną bieżących i opóźnionych błędów standardowych w postaci białego szumu. Używając innej notacji, którą zastosowano w niniejszym opracowaniu, proces ten przedstawić można jako:

$$X_t = \left(1 + \theta_1 B + \theta_2 B^2 + \dots + \theta_q B^q\right) \varepsilon_t.$$

⁵¹ Linearyzacja szeregu przedstawiona przez Fisher (1995): *Decomposition of Time Series Comparing Different Methods in Theory and Practice*, s. 18, oznacza przedstawienie szeregu w postaci: $Z_t = S_t + N_t$, gdzie Z_t – logarytm oryginalnego szeregu, S_t – składnik sezonowy, N_t – składnik niesezonowy. Zakłada się, że komponenty S_t i N_t są od siebie niezależne. Szereg Z_t jest opisany sezonowym modelem ARIMA; S_t , N_t są opisane przez nieznanne modele ARIMA, takie, że: $\Phi_S(B)S_t = \Theta_S(B)b_t$ i $\Phi_N(B)N_t = \Theta_N(B)c_t$, gdzie b_t i c_t oznaczają procesy białego szumu.

Postać multiplikatywna może być przekształcona do addytywnej za pomocą logarytmowania i analizowana analogicznie jak postać addytywna.

Estymacja komponentów wymienionych w równaniu (21) jest dokonywana przy założeniu ich wzajemnej ortogonalności. Pierwszym jej etapem jest transformacja szeregu z dziedziny czasu do dziedziny częstości w wyniku czego można oszacować funkcję gęstości spektralnej⁵². Następnie funkcja ta jest dekomponowana na funkcje gęstości spektralnej poszczególnych komponentów. Do trendu-cyklu $p(t)$ są włączane piki skupione wokół zerowej częstości spektralnej. Na komponent sezonowy $s(t)$ składają się wartości odpowiadające częstościom sezonowym. Składnik nieregularny $u(t)$ tworzą częstości będące białym szumem. Składnik $c(t)$ tworzą cykliczne fluktuacje o okresie zmian większym niż rok oraz wartości o wysokiej częstości niezaliczone do $u(t)$. Każdy ze składników jest szacowany oddzielnie przy pomocy odpowiedniego modelu. Usunięte w procedurze TRAMO składniki deterministyczne są ponownie włączane do odpowiednich komponentów oszacowanych przez SEATS. Szczegółowy sposób estymacji poszczególnych komponentów można znaleźć w Maravall (2006)⁵³ oraz Gomez, Maravall (1996)⁵⁴.

⁵² Kaiser i Maravall (2000): *Notes on Time Series Analysis, ARIMA Models and Signal Extraction*.

⁵³ Maravall (2006): *An application of the Tramo Seats Automatic Procedure; Direct versus Indirect Adjustment*, s. 15.

⁵⁴ Gomez i Maravall (1996): *Programs Tramo and Seats. Instructions for the User*.

3

Podaż pieniądza w Polsce

W wyniku dostosowania polskiej statystyki monetarnej do wymogów Europejskiego Banku Centralnego od marca 2002 r. za podstawową kategorię pieniądza w Polsce przyjęto M3. Podaż pieniądza M3 jest obliczana na podstawie danych przekazywanych przez podmioty sektora monetarnych instytucji finansowych (MIF). Sektor ten od stycznia 2008 r. tworzą banki działające w Polsce oraz rezydujące w kraju oddziały instytucji kredytowych i oddziały banków zagranicznych oraz spółdzielcze kasy oszczędnościowo-kredytowe (SKOK) z wyłączeniem banków znajdujących się w stanie w likwidacji, upadłości lub w fazie organizacji.

Ze względu na rozmiar wprowadzonych zmian metodologicznych dane sprzed 2002 r. dotyczące podaży pieniądza mają charakter szacunkowy. Po 2002 r. kilkakrotnie zmieniano metody wyliczania składników M3⁵⁵:

- Od stycznia 2005 r. do zbioru instytucji kredytowych włączono SKOK, tym samym zaliczając je do podsektora monetarnych instytucji finansowych⁵⁶.
- Począwszy od stycznia 2006 r. w danych sektora monetarnych instytucji finansowych uwzględnia się wartość jednostek uczestnictwa w funduszach rynku pieniężnego⁵⁷.
- W lipcu 2007 r. zmieniono sposób wyliczania dłużnych papierów wartościowych. Obecnie wykazuje się je jako wartość zobowiązań z tytułu emisji własnych papierów wartościowych MIF (zakupionych przez rezydentów i nierezydentów) pomniejszonych o wartość posiadanych w portfelu przez krajowe MIF papierów wartościowych wyemitowanych przez inne MIF. Dotychczas wielkość tę liczono jako wartość zobowiązań z tytułu emisji własnych papierów wartościowych MIF skierowanej do rezydenta, pomniejszoną o wartość wyemitowanych papierów dłużnych sprzedanych krajowym MIF. Dane dla tego szeregu skorygowano wstecz do stycznia 2004 r. Ponadto, od lipca 2007 r. ujednotliciono sposób klasyfikacji depozytów bezterminowych we wszystkich bankach. W wyniku czego depozyty, dla których:
 - nie został określony w umowie żaden termin,
 - możliwa jest wypłata całości lub części środków na każde żądanie bez utraty należnych odsetek,
 - najczęściej pobiera się jedynie niewielką opłatę za więcej niż jedną wypłatę w miesiącu,
 - wysokość oprocentowania jest porównywalna z oprocentowaniem depozytów terminowych,

zostały przeniesione z kategorii *Depozyty z terminem pierwotnym powyżej 2 lat* do kategorii *Depozyty bieżące* i tym samym zaliczone do M3. Powyższa reklasyfikacja wpłynęła na wzrost stanu podaży pieniądza, nie powodując jednakże zmiany trendu jej kształtowania się. Odpowiednie szeregi czasowe zostały skorygowane wstecz od danych za kwiecień 2001 r. włącznie.

Obecnie na podaż pieniądza M3 składają się:

- pieniądź gotówkowy w obiegu poza kasami banków,

⁵⁵ Informacje o zmianach metodologicznych pochodzą ze strony internetowej Narodowego Banku Polskiego, www.nbp.pl.

⁵⁶ Zmiana ta miała niewielki wpływ na wartość podaży pieniądza M3 i jego dynamikę, gdyż udział SKOK w ogóle zaliczanych do M3 depozytów udzielonych gospodarstwom domowym i przedsiębiorstwom wynosił na początku 2005 r. 1,4%.

⁵⁷ Ze względu na znikomy wpływ tych danych na wartość zestawianych agregatów, Departament Statystyki NBP nie dokonał szacowania porównywalnych szeregów czasowych za okresy poprzedzające styczeń 2006 r.

- depozyty i inne zobowiązania bieżące gospodarstw domowych, niemonetarnych instytucji finansowych, przedsiębiorstw, instytucji niekomercyjnych, instytucji samorządowych i funduszy ubezpieczeń społecznych,
- depozyty i inne zobowiązania terminowe gospodarstw domowych, niemonetarnych instytucji finansowych, przedsiębiorstw, instytucji niekomercyjnych, instytucji samorządowych i funduszy ubezpieczeń społecznych,
- depozyty z terminem wypowiedzenia do 3 miesięcy,
- operacje z przyrzeczeniem odkupu,
- dłużne papiery wartościowe,
- jednostki uczestnictwa w funduszach rynku pieniężnego.

W celu uproszczenia opisu przeprowadzonego badania w dalszej części pracy pod pojęciem „depozyty bieżące” rozumiane są „depozyty i inne zobowiązania bieżące”, natomiast pod pojęciem „depozyty terminowe” – „depozyty i inne zobowiązania terminowe”.

4

Wyrównanie sezonowe składników pieniądza M3

Niniejszy rozdział omawia wyniki sezonowego wyrównania danych poszczególnych składników szerokiego agregatu pieniężnego na różnych poziomach dezagregacji. Badaniem objęto dane z okresu od grudnia 1996 r. do stycznia 2008 r. Szeregi czasowe poddano procedurze wyrównania sezonowego w programie Demetra, wersja 2.1, dwiema metodami: X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS. Program ten umożliwia sezonową korektę danych przy wykorzystaniu domyślnych parametrów. Sezonowe wyrównanie komponentów M3 przy zastosowaniu procedury automatycznej doprowadziło do otrzymania rezultatów, które nie odpowiadały w pełni rzeczywistości ekonomicznej. W wielu przypadkach obserwowano błędną klasyfikację typu obserwacji nietypowej i jej lokalizacji, nieprawidłową identyfikację efektów kalendarzowych szeregu oraz dobór modelu ARIMA, który skutkowało otrzymaniem reszt niespełniających wymagań postawionych w testach diagnostycznych. Obserwowano również przypadki obecności efektów sezonowych w szeregach wyrównanych sezonowo przy pomocy procedury automatycznej. Z powyższych powodów zrezygnowano z doboru parametrów modelu za pomocą wbudowanych algorytmów.

Z uwagi na dużą liczbę możliwości wstępnej transformacji danych w doborze modelu do każdego szeregu wykorzystano wiedzę ekonomiczną o jego zachowaniu. Na podstawie przebiegu zmienności składowych podaży pieniądza i literatury przedmiotu przyjęto, że nie ma podstaw do przypuszczeń, że w badanych szeregach wpływ każdego z dni tygodnia na stan szeregu na koniec okresu jest istotnie różny od pozostałych dni. Z tego względu ograniczono się do testowania, czy łączna liczba dni roboczych i świątecznych wpływa na stan szeregu na koniec okresu. Po przeprowadzeniu wstępnych badań wpływu różnych świąt ruchomych na podaż pieniądza ograniczono się do testowania istotności efektu Wielkanocy. Oddziaływanie innych świąt ruchomych na analizowane szeregi oceniono jako znikome.

Każdy szereg poddano szczegółowej analizie, która przebiegała według następującego schematu:

1. Badanie surowego szeregu w celu wstępnej oceny jego stacjonarności⁵⁸ względem średniej i wariancji oraz wstępnej identyfikacji wartości nietypowych. Wykresy szeregów wraz z zaznaczonymi potencjalnymi obserwacjami nietypowymi i informacjami na temat prawdopodobnych przyczyn ich wystąpienia zamieszczono w niniejszym rozdziale.
2. W przypadku prawdopodobnego występowania zmienności wariancji w czasie szereg był poddawany testowaniu zasadności jego logarytmowania. Zastosowany test polega na obliczeniu logarytmu funkcji wiarygodności oszacowanej dla szeregu surowego oraz logarytmowanego i wybraniu tego wariantu, dla którego funkcja wiarygodności osiąga większą wartość oraz minimalizowany jest błąd średniokwadratowy (RMSE) i wartości kryteriów informacyjnych Akaike i Schwartz-Bayesa. Wyniki testu zamieszczono w aneksie 1.
3. Badanie stacjonarności szeregu na podstawie:
 - rozszerzonego testu Dickey-Fuller (ADF),
 - testu Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin (KPSS),

⁵⁸ W niniejszym opracowaniu badano występowanie w szeregu słabej stacjonarności, która oznacza, że szereg charakteryzuje się stałą w czasie średnią i wariancją oraz kowariancją zależną jedynie od odległości pomiędzy obserwacjami.

- testu Philips-Perron (PP),

oraz sezonowej stacjonarności szeregu przy pomocy:

- testu Hasza-Fuller (HF),
- testu Dickey-Hasza-Fuller (DHF)
- testu Akdi-Dickey,
- analizy funkcji gęstości spektralnej,
- wykresów funkcji ACF i PACF⁵⁹.

Istnienie sezonowości badano również testem Hylleberg-Engle-Granger-Yoo (HEGY). Wyniki uzyskane na jego podstawie prawie w każdym przypadku potwierdzały wnioski płynące z testów HF i DHF oraz testu Akdi-Dickey. Ze względu na ich znaczną objętość nie zamieszczono ich w pracy. Konstrukcję testu HEGY przedstawiono w aneksie 2. Wyniki pozostałych testów zamieszczono w aneksie 1. Na ich podstawie ustalono stopień sezonowego i niesezonowego różnicowania procesu ARIMA.

4. Ustalenie postaci modelu sezonowego wyrównania danych dla metod X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS na podstawie testów i wykresów wykonanych w punkcie 3 oraz testów diagnostycznych sprawdzających:

- występowanie efektów kalendarzowych, takich jak efekt świąt Wielkanocny, efekt roku przestępnego, efekt dni roboczych,
- badanie istotności parametrów przy wytypowanych w punkcie 1 obserwacjach nietypowych,
- istotność oszacowań parametrów modelu ARIMA $(p, d, q)(P, D, Q)$,
- występowanie autokorelacji reszt (testy Ljung-Box oraz Box-Pierce na resztach⁶⁰) oraz warunkowej heteroskedastyczności reszt (testy Ljung-Box oraz Box-Pierce na kwadratach reszt),
- test Jarque-Bera na normalność rozkładu reszt.

Statystyki krytyczne testów Jarque-Bera, Box-Pierce, Ljung-Box przedstawiono w tabeli 2.

Tabela 2. Wartości krytyczne testów wykorzystanych w opracowaniu

Test	Stopnie swobody	Wartości krytyczne rozkładu chi-kwadrat na poziomie istotności			
		0,1%	1%	5%	10%
Jarque-Bera	2	13,816	9,210	5,991	4,605
Box-Pierce	2	13,816	9,210	5,991	4,605
Ljung-Box	24	51,179	42,980	36,415	33,196
	23	49,728	41,638	35,172	32,007
	22	48,268	40,289	33,924	30,813
	21	46,797	38,932	32,671	29,615
	20	45,315	37,566	31,410	28,412
	19	43,820	36,191	30,144	27,204
	18	42,312	34,805	28,869	25,989

Źródło: obliczenia własne.

Wybrana postać modelu oraz wyniki testów statystycznych wykonanych na tym etapie zamieszczono w niniejszym rozdziale.

⁵⁹ Opis testów ADF, KPSS, PP oraz funkcji ACF i PACF znajduje się w: Greene (2008): *Econometric Analysis*. Opis testów HF i DHF oraz Akdi-Dickey zamieszczono w aneksie 2.

⁶⁰ W tabelach 2–21 zamieszczono wartości statystyk testowych wyświetlanych przez program Demetra. W przypadku testu Ljung-Box obliczono je dla 24. opóźnienia, natomiast dla testu Box-Pierce – dla 2. opóźnienia. Podczas analizy każdego z szeregów testowano wartości statystyk testowych do 24. opóźnienia włącznie.

5. Testowanie występowania sezonowych pierwiastków jednostkowych za pomocą testów DHF, HEGY i Akdi-Dickey oraz analiza funkcji ACF i PACF dla szeregu wyrównanego sezonowo w celu stwierdzenia pełnego usunięcia z szeregu efektu sezonowego.

Kluczowe wyniki sezonowego wyrównania danych, wymienione w punkcie 4, zebrano w podrozdziałach omawiających każdy z szeregów. W tabelach zamieszczono wartości statystyk testowych i krytycznych dla wyestymowanych parametrów. W przypadku wykrycia efektu Wielkanocy podano czas jego trwania. Dla wykrytych obserwacji nietypowych podano datę ich wystąpienia, wartości statystyk testowych i krytycznych.

Za pomocą testu Ljung-Box na resztach i na kwadratach reszt zbadano hipotezę o obecności w nich odpowiednio struktury liniowej i kwadratowej⁶¹. Dla wszystkich szeregów hipotezy te zostały odrzucone na jednoprocentowym poziomie istotności. Wynika stąd, że na tym poziomie istotności brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że reszty są białym szumem. Szeregi poddano również testowi Jarque-Bera badającemu czy reszty mają rozkład normalny. W każdym przypadku stwierdzono brak podstaw do odrzucenia testowanej hipotezy na poziomie istotności 1%.

W niniejszym rozdziale omówiono również wykresy komponentu sezonowego, uznając, że mogą być one pomocne w zrozumieniu natury czynników ekonomicznych oddziałujących na pieniądź⁶².

Wyniki pozostałych testów oraz wykresy, które posłużyły do diagnostyki szeregów zamieszczono w aneksie 1 natomiast opisy wybranych testów w aneksie 2.

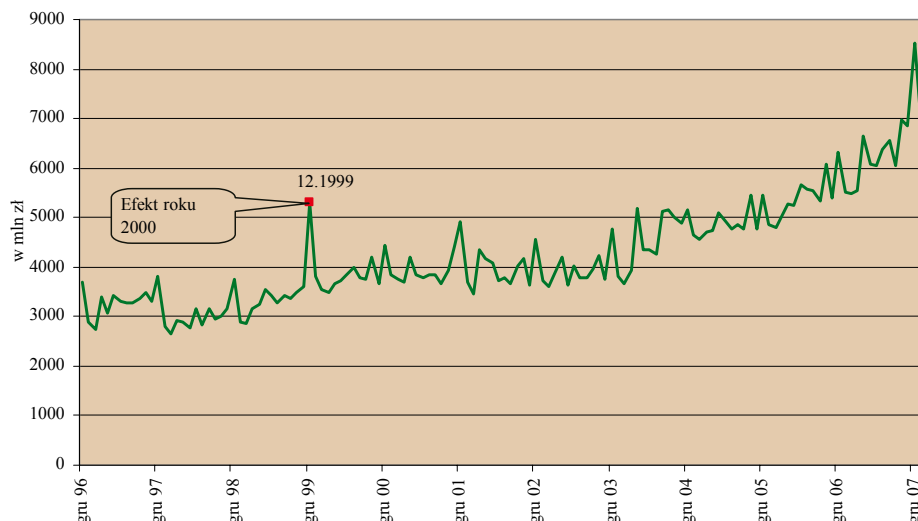
⁶¹ Testowanie takich hipotez można również przeprowadzić za pomocą testu Box-Pierce, którego wyniki zamieszczono w tabelach 2–21.

⁶² Analizę tych wykresów zalecają Cleveland i Terpenning (1982): *Graphical Methods for Seasonal Adjustment*.

4.1. Gotówka w kasach banków

Zasób pieniądza w kasach banków jest uzależniony głównie od stanu zobowiązań banków komercyjnych z tytułu depozytów. Jego wielkość musi umożliwiać wypłatę środków z likwidowanych lokat bankowych. Stan gotówki w kasach jest również częściowo wynikiem obowiązków nakładanych na banki komercyjne przez NBP⁶³. Kształtowanie się stanu pieniądza gotówkowego w kasach banków przedstawia wykres 4.

Wykres 4. Gotówka w kasach banków



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Od początku okresu objętego próbą do września 1999 r. stopy rezerwy obowiązkowej były zróżnicowane w zależności od rodzaju depozytu i wynosiły od depozytów złotych płatnych na każde żądanie 20%, od depozytów złotych terminowych 11%, a od wszystkich depozytów walutowych 5%. Wysoki poziom stóp rezerwy obowiązkowej wynikał z utrzymywania się trwałej nadpłynności systemu bankowego, w wyniku której zasób pieniądza gotówkowego w kasach banków wahał się wokół 3100 mln zł. Od lutego 1999 zmienił się sposób wyliczania wymaganego stanu rezerwy obowiązkowej, jednakże nie wpłynęło to na kształtowanie się szeregu. 30 września 1999 r. Rada Polityki Pieniężnej obniżyła stopę rezerwy obowiązkowej do 5% dla wszystkich rodzajów depozytów, jednakże uwolnione środki nie zwiększyły płynności w systemie bankowym⁶⁴. W grudniu 1999 r. nastąpiło znaczne zwiększenie przez banki zasobów gotówki w kasach w związku z problemem roku 2000 oraz spodziewanym wzrostem wypłat gotówkowych przez osoby fizyczne. Od grudnia 2001 r. zniesiono możliwość utrzymywania przez banki komercyjne części rezerwy w postaci gotówki. Jednocześnie wprowadzono możliwość deponowania przez banki komercyjne nadwyżek płynnych środków na rachunku lokat terminowych NBP, którego zwrot następuje w następnym dniu roboczym (tzw. *depozyt na koniec dnia*). Ustabilizowanie zasobów pieniądza

⁶³ Zgodnie z uchwałą nr 10/98 Zarządu Narodowego Banku Polskiego z dnia 5 czerwca 1998 r. w sprawie zasad i trybu naliczania i utrzymywania rezerwy obowiązkowej, bank komercyjny może utrzymywać do 10% swojej rezerwy obowiązkowej w postaci gotówki w kasach. Wysokość rezerwy obowiązkowej jest wyliczana na podstawie średniego stanu depozytów walutowych i złotych, a stopę rezerwy obowiązkowej ustala Rada Polityki Pieniężnej. Od 31 października 2003 r. stopa rezerwy obowiązkowej wynosi 3,5% dla wszystkich rodzajów depozytów. Od 30 września 2003 r. wszystkie banki pomniejszają naliczoną rezerwę obowiązkową o równowartość 500 tys. euro. Środki rezerwy obowiązkowej od 1 maja 2004 r. są oprocentowane. Wysokość rezerwy obowiązkowej jest wyliczana na podstawie średniego stanu depozytów walutowych i złotych.

⁶⁴ Przyczyną tego zjawiska było zaabsorbowanie tych środków przez NBP, w formie wyemitowanych przez NBP obligacji na kwotę 13 mld zł.

gotówkowego w kasach banków obserwowane w latach 2002–2003 wynikało głównie z obniżenia dynamiki zobowiązań banków z tytułu depozytów. W kolejnych latach zasób pieniądza gotówkowego w kasach banków rósł wraz ze wzrostem stanu depozytów.

Podsumowanie wyników sezonowego wyrównania danych omawianego powyżej szeregu zawarto w tabeli 2. Na zasób gotówki w obiegu dodatnio wpływa święto Wielkanocy (w obu zastosowanych metodach zasób gotówki wzrastał o około 8% w związku z efektem Wielkanocy⁶⁵). Wzrost wartości gotówki związany z efektem roku 2000 wyniósł 26% i miał charakter przejściowy (obserwacja nietypowa zaklasyfikowana jako TC).

Do szeregu dobrano model ARIMA (0,1,1)(0,1,1), którego współczynniki informują o stopniu losowości składników szeregu. Współczynnik średniej ruchomej w niesezonowej części modelu wskazuje na stopień losowości trendu, natomiast w części sezonowej – losowość sezonowości⁶⁶. Im bardziej wartość bezwzględna oszacowanego parametru jest bliska 1, tym mniej losowy charakter przejawia odpowiedni komponent szeregu. W tym przypadku trend wykazuje umiarkowaną losowość (parametr przy niesezonowej średniej ruchomej oszacowany został na -0,56 (TRAMO/SEATS) i -0,60 (X-12-ARIMA)), natomiast komponent sezonowy ma charakter mniej losowy.

Na podstawie diagnostyki reszt modelu nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że są one białym szumem. Hipoteza zerowa testu Jarque-Bera, o tym że składnik losowy ma rozkład normalny, nie została odrzucona.

Tabela 3. Gotówka w kasach banków – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA

Charakterystyka modelu		TRAMO/SEATS	X-12-ARIMA
Transformacja		logarytmiczna	logarytmiczna
Efekt dni roboczych		brak	brak
Efekt Wielkanocy	występowanie, (czas trwania)	tak, (6 dni)	tak, (6 dni)
	parametr, odchylenie standardowe	0,077 [0,053]	0,077 [0,022]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	4,44 [-1,972; 1,972] 5%	3,56 [-1,972; 1,972] 5%
Efekt roku przestępnego		brak	brak
Obserwacje nietypowe			
TC 12.1999	parametr, odchylenie standardowe	0,23 [0,05]	0,24 [0,05]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	4,44 [-3,210; 3,210] 5%	4,62 [-3,210; 3,210] 5%
Specyfikacja modelu ARIMA			
Parametry modelu		(0 1 1)(0 1 1)	(0 1 1)(0 1 1)
Część niesezonowa			
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,56 [0,08]	-0,60 [0,07]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-7,10 [-1,972; 1,972] 5%	8,49 [-1,972; 1,972] 5%
Część sezonowa			
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,79 [0,10]	-0,82 [0,06]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-8,22 [-1,972; 1,972] 5%	13,75 [-1,972; 1,972] 5%
Diagnostyka reszt modelu			
Test Ljung-Box na resztach		25,73	29,26
Test Box-Pierce na resztach		0,10	5,57
Test Ljung-Box na kwadratach reszt		27,82	24,51
Test Box-Pierce na kwadratach reszt		0,46	1,97
Test Jarque-Bera na normalność reszt		0,75	2,02
Skośność rozkładu reszt		0,15	0,15
Kurtoza rozkładu reszt		3,25	3,25

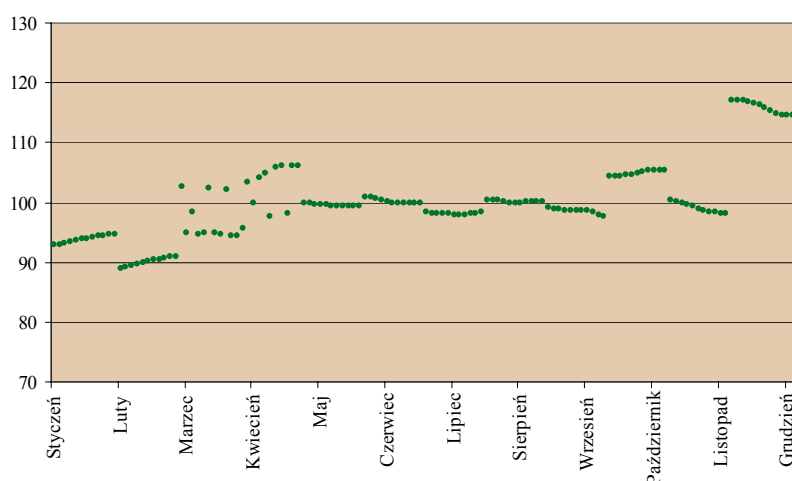
Zródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie Demetra. Diagnostyka reszt modelu wykonana w pakietach Stata i EViews.

⁶⁵ Ze względu na to, że szereg poddano logarytmowaniu interpretacji podlegają parametry po przekształceniu w postaci: $e^{\beta} - 1$, gdzie β jest oszacowaniem parametru uzyskanym z modelu. W analizowanym przykładzie zarówno dla TRAMO/SEATS, jak i X-12-ARIMA otrzymano $\beta = 0,077$, czyli interpretowana jest wartość $e^{0,0768} - 1 = 0,08$. Dla β bliskiego 0 stosowane jest przybliżenie $\beta \approx e^{\beta} - 1$.

⁶⁶ Bruno (2001): *Seasonal Adjustment of Italian Industrial Production Index using TRAMO-SEATS*.

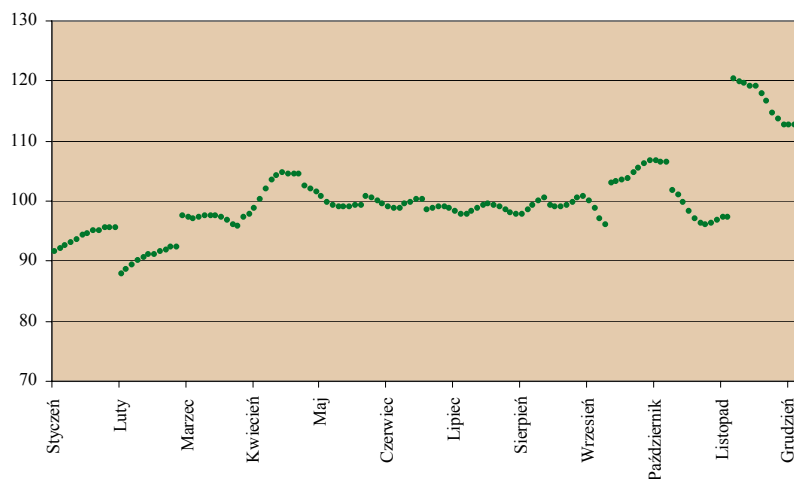
Oszacowany przez każdą z metod komponent sezonowy (wykresy 5 i 6) wskazuje, że w grudniu banki utrzymują wyższy stan gotówki w kasach w związku z przewidywanym zwiększeniem wypłat. Składniki sezonowe wyliczone przez TRAMO/SEATS w marcu i kwietniu wykazują oscylacje wokół zera, co może być spowodowane wypłatami środków przed świętami Wielkanocy. O zmianach zachowań konsumentów w okresie świąt Wielkanocy świadczy stopniowy wzrost wartości komponentu sezonowego oszacowanego metodą X-12-ARIMA w kwietniu. Generalnie, komponenty sezonowe w poszczególnych miesiącach mają niską wariancję, co wskazuje na ich stabilność w próbie.

Wykres 5. Gotówka w kasach banków – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda TRAMO/SEATS)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 6. Gotówka w kasach banków – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda X-12-ARIMA)

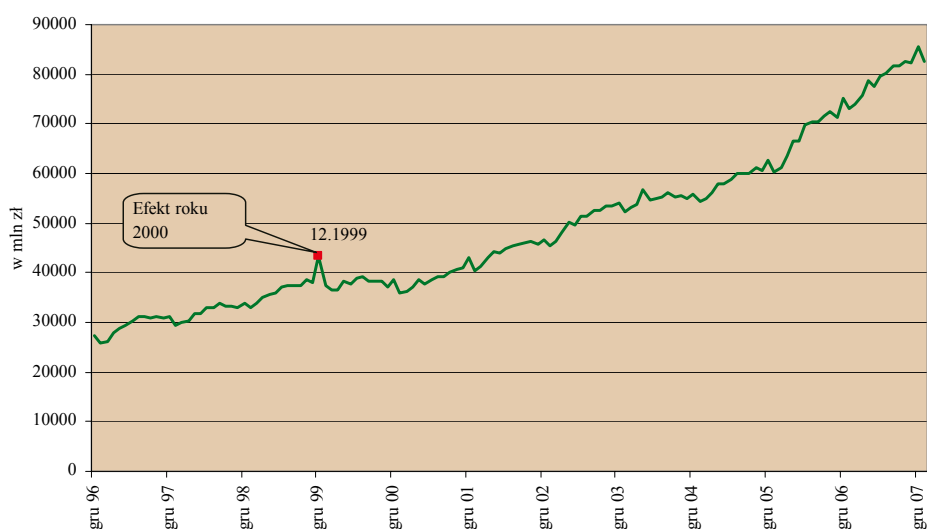


Źródło: opracowanie własne.

4.2. Pieniądz gotówkowy w obiegu łącznie z kasami banków

W okresie objętym próbą pieniądz gotówkowy w obiegu łącznie z kasami banków znajdował się w trendzie rosnącym (wykres 7). W początkowym okresie analizowanej próby nominalne tempo wzrostu zasobu pieniądza utrzymywało się na niskim poziomie. Znacznemu przyspieszeniu uległo dopiero w 1999 r. na skutek znacznego wzmożenia tempa upłynienia depozytów bankowych przez gospodarstwa domowe. Na koniec 1999 r. wyniosło ono 27,6%, co wynikało z nałożenia na siebie zwiększonych wydatków świąteczno-noworocznych oraz obaw o dostępność środków pieniężnych w pierwszych dniach nowego roku. W styczniu 2000 r. pieniądz gotówkowy w obiegu zmniejszył się o 6 mld zł w m/m, w związku z czym można przypuszczać, że efekt milenijny jest obserwacją nietypową o charakterze addytywnym. W kolejnych miesiącach tempo wzrostu pieniądza gotówkowego uległo zahamowaniu na skutek stopniowego zwiększania dostępności rozliczeń bezgotówkowych. W 2001 r. nastąpiło ponowne przyspieszenie tempa wzrostu pieniądza gotówkowego, spowodowane m.in. zmniejszeniem alternatywnych kosztów utrzymywania gotówki w wyniku obniżenia inflacji i realnego oprocentowania lokat bankowych. Problemy z płynnością, jakie odnotowała część przedsiębiorstw, spowodowały wzrost utrzymywanych przez nie zasobów pieniądza gotówkowego. Wzrost zasobu gotówki w obiegu w wyniku wymiany na złotówki wycofywanych z obiegu walut nie znalazł wyraźnego odbicia w zachowaniu szeregu⁶⁷.

Wykres 7. Pieniądz gotówkowy w obiegu łącznie z kasami banków



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Dynamiczny wzrost pieniądza gotówkowego na skutek spadku atrakcyjności lokat bankowych był widoczny również w 2002 r. i 2003 r. Dodatkowym czynnikiem zwiększającym dynamikę pieniądza gotówkowego w 2003 r. było dodatnie saldo skupu walut obcych od osób fizycznych i kantorów przez banki komercyjne⁶⁸. W kolejnym roku nominalne tempo wzrostu pieniądza gotówkowego obniżyło się z 15,5% w styczniu 2004 r. do 3,2% w grudniu 2004 r. W następnych dwóch latach tempo wzrostu gotówki w obiegu ponownie wzrosło, osiągając w 20,3% w 2006 r. Przyczynił się do tego wzrost dochodów ludności, który spowodował zwiększenie popytu transakcyjnego

⁶⁷ Z dniem 1 stycznia 2002 r. waluty krajowe państw strefy euro zostały wycofane z obiegu i zastąpione wspólną walutą. Wartość skupionych w Polsce walut obcych wyniosła 737 mln dolarów. Szacuje się że 40% tej kwoty zostało wymienionych na polskie złote.

⁶⁸ W 2003 r. skup walut obcych przez banki wyniósł 7,4 mld USD, podczas gdy w 2002 r. był równy 4,6 mld USD.

na pieniądź gotówkowy. Na początku 2006 r. miało miejsce przejściowe obniżenie tempa wzrostu pieniądza gotówkowego spowodowane najprawdopodobniej obniżeniem skali wykorzystania transferów z Unii Europejskiej na skutek opóźnień i barier w kontraktowaniu i wydatkowaniu środków oraz aprecjacją kursu złotego. W 2007 r. dynamika pieniądza gotówkowego osłabła w związku ze wzrostem atrakcyjności alternatywnych form przechowywania pieniądza.

W analizowanym szeregu wykryto efekt Wielkanocy, którego czas trwania oszacowano na 14 dni (tabela 4). Związany z nim wzrost wartości pieniądza gotówkowego w obiegu poza kasami banków w miesiącu wystąpienia święta wynosił ponad 480 mln zł (481 mln zł w przypadku TRAMO/SEATS oraz 484 mln zł w modelu X-12-ARIMA). Wzrost podaży pieniądza gotówkowego związany z efektem roku 2000 został zaklasyfikowany jako obserwacja nietypowa AO i wynosił 4473 mln w modelu TRAMO/SEATS i 4287 mln zł w modelu X-12-ARIMA.

Badania prowadzone przez ECB wskazują, że w tym szeregu – ze względu na różną intensywność w poszczególnych dniach tygodnia przenoszenia gotówki na depozyty terminowe – jest często identyfikowany efekt dni roboczych. W analizowanym przypadku na podstawie testów statystycznych odrzucono hipotezę o istotności tego efektu.

Na podstawie diagnostyki reszt modelu nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że są one białym szumem na poziomie istotności 1%. Hipoteza zerowa testu Jarque-Bera, o tym że składnik losowy ma rozkład normalny, nie została odrzucona w modelu oszacowanym metodą TRAMO/SEATS. Dla reszt pochodzących z modelu X-12-ARIMA hipoteza zerowa testu Jarque-Bera nie została odrzucona na jednoprocentowym poziomie istotności, jednak ze względu na otrzymaną wartość kurtozy równą 3,91, przewyższającą wartość kurtozy dla rozkładu normalnego, hipoteza zerowa tego testu została odrzucona na poziomie 5%.

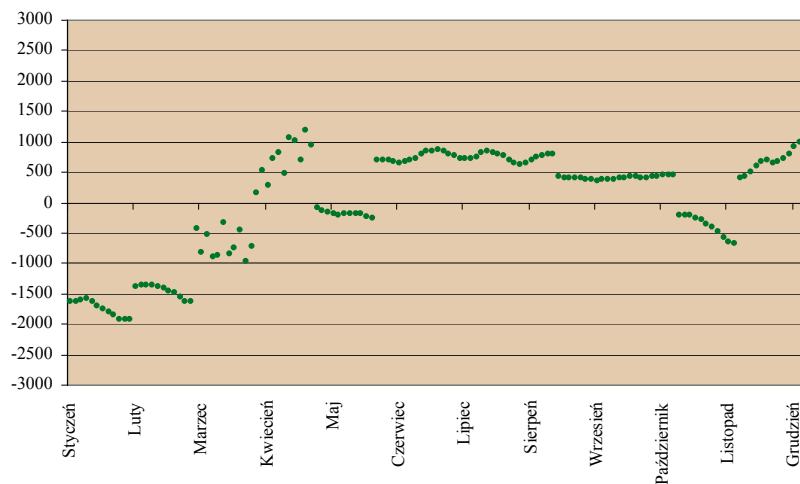
Tabela 4. Pieniądz gotówkowy w obiegu łącznie z kasami banków – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA

Charakterystyka modelu		TRAMO/SEATS	X-12-ARIMA
Transformacja		brak	brak
Efekt dni roboczych		brak	brak
Efekt Wielkanocy	występowanie, czas trwania	tak (14 dni)	tak (14 dni)
	parametr, odchylenie standardowe	481,48 [470,32]	484,08 [183,30]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	9,38 [-1,972; 1,972] 5%	2,64 [-1,972; 1,972] 5%
Efekt roku przestępnego		brak	brak
Obserwacje nietypowe			
AO 12.1999	parametr, odchylenie standardowe	4473,50 [416,41]	4287,10 [416,41]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	9,38 [-3,210; 3,210]	9,88 [-3,868; 3,868]
Specyfikacja modelu ARIMA			
Parametry modelu		(1 1 2)(0 1 1)	(1 1 2)(0 1 1)
Część niesezonowa			
AR(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,84 [0,14]	-0,83 [0,12]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-5,81 [-1,972; 1,972] 5%	6,84 [-1,972; 1,972] 5%
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	-1,01 [0,16]	-0,97 [0,14]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-6,40 [-1,972; 1,972] 5%	6,96 [-1,972; 1,972] 5%
MA(2)	parametr, odchylenie standardowe	0,27 [0, 09]	0,2569 [0, 89]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	3,10 [-1,972; 1,972] 5%	-2,90 [-1,972; 1,972] 5%
Część sezonowa			
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,72 [0,11]	-0,75 [0,08]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-6,79 [-1,972; 1,972] 5%	9,61 [-1,972; 1,972] 5%
Diagnostyka reszt modelu			
Test Ljung-Box na resztach	statystyka testowa	31,81	32,58
Test Box-Pierce na resztach		0,39	1,18
Test Ljung-Box na kwadratach reszt		20,23	21,33
Test Box-Pierce na kwadratach reszt		2,33	1,47
Test Jarque-Bera na normalność reszt		4,60	6,41
Skośność rozkładu reszt		0,23	0,28
Kurtoza rozkładu reszt		3,85	3,91

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie Demetra. Diagnostyka reszt modelu wykonana w pakietach Stata i EViews.

Komponent sezonowy otrzymany w wyniku zastosowania każdej z metod jest wyraźnie wyższy od średniej w miesiącach letnich, co wskazuje na zwiększenie zasobu pieniądza w obiegu w związku z wyjazdami wakacyjnymi (wykres 8 i 9). Wzrost stanu pieniądza w obiegu w czerwcu, lipcu i sierpniu jest o około 1000 mln większy od średniej. Zwraca uwagę zmiana wzorca sezonowości, jaka ma miejsce w dwóch ostatnich miesiącach roku. W miarę upływu czasu następuje zmniejszanie stanu pieniądza gotówkowego w listopadzie, któremu towarzyszy wzrost w grudniu. Może być to związane z przesuwaniem przez konsumentów wydatków świątecznych z końca listopada na początek grudnia.

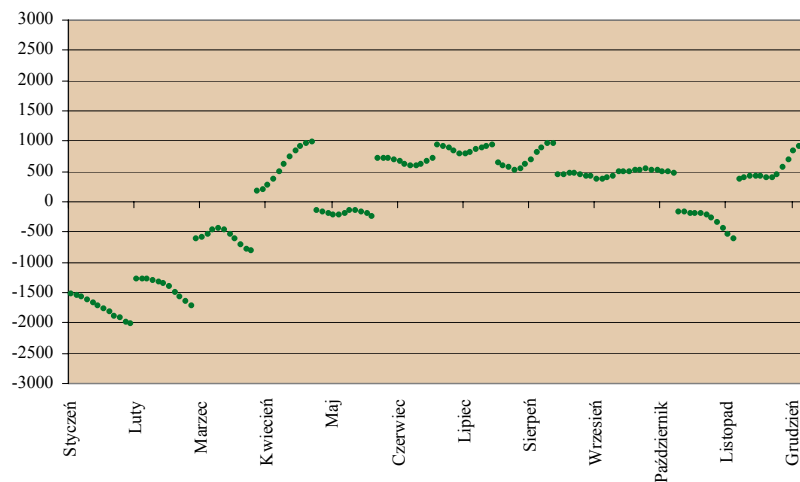
Wykres 8. Pieniądz gotówkowy w obiegu łącznie z kasami banków – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda TRAMO/SEATS)



Źródło: obliczenia własne.

4

Wykres 9. Pieniądz gotówkowy w obiegu łącznie z kasami banków – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda X-12-ARIMA)

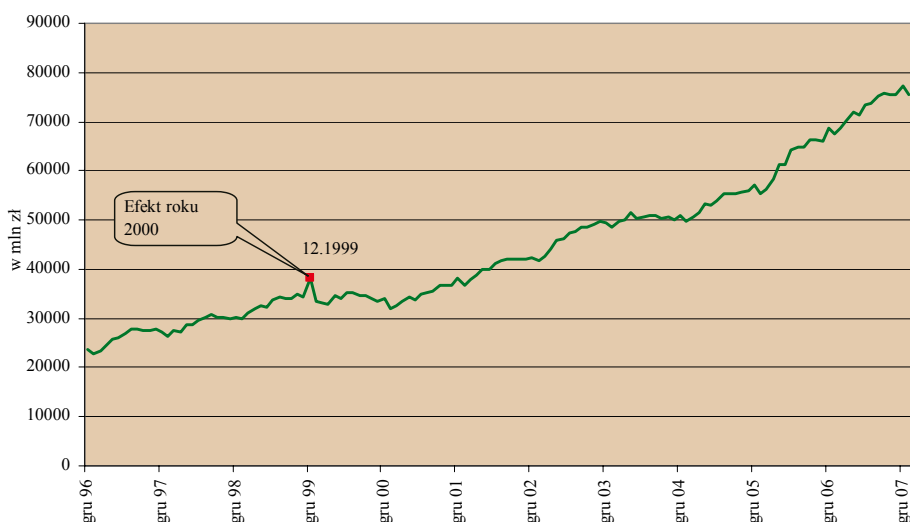


Źródło: obliczenia własne.

4.3. Pieniądz gotówkowy w obiegu poza kasami banków

Pieniądz gotówkowy w obiegu poza kasami banków, przedstawiony na wykresie 10, jest równy różnicy dwóch analizowanych powyżej szeregów. Niski i stabilny udział gotówki w kasach banków w agregacji sprawiają, że na przebieg zmienności omawianego szeregu wpływają podobne czynniki do tych, które wymieniono dla pieniądza gotówkowego w obiegu łącznie z kasami banków (wykres 7). Dla tego szeregu, tak jak i dla jego składowych, podejrzewano, że wzrost popytu na pieniądz w związku z problemem roku 2000 ma charakter nietypowy.

Wykres 10. Pieniądz gotówkowy w obiegu poza kasami banków



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Dominujący wpływ pieniądza gotówkowego poza kasami banków na analizowany szereg jest widoczny w wynikach sezonowego wyrównania danych zawartych w tabeli 5. Szereg nie został poddany transformacji logarymicznej, a oszacowany czas trwania efektu Wielkanocy wyniósł 14 dni. Wzrost podaży pieniądza gotówkowego związany z efektem roku 2000 został zidentyfikowany jako obserwacja typu AO, pomimo że w przypadku gotówki w kasach banków zdarzenie to nie miało charakteru jednookresowego incydentu. Również w tym przypadku nie znalazły potwierdzenia oparte na teoretycznych przesłankach, przypuszczenia o występowaniu efektu dni roboczych w analizowanym szeregu.

Wyniki testu Ljung-Box wskazują, że na poziomie istotności 1% nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że są one białym szumem, natomiast analogiczna hipoteza zerowa nie jest odrzucana przez test Box-Pierce na poziomie istotności 5%. Rezultat ten wynika z lepszych własności testu Ljung-Box dla małej próby (badany szereg zalicza się do dużej próby⁶⁹). Hipoteza zerowa testu Jarque-Bera, o tym że składnik losowy ma rozkład normalny nie została odrzucona w żadnym przypadku.

⁶⁹ W przypadku danych o częstotliwości miesięcznej szeregi są klasyfikowane jako krótkie, gdy obejmują poniżej 60 obserwacji; jako szeregi o średniej długości, gdy liczą od 61 do 120 obserwacji, długie – gdy zawierają ponad 120 obserwacji. Definicja zaczerpnięta z: Mazzi i Savio (2005): *The Seasonal Adjustment of Short Time Series*.

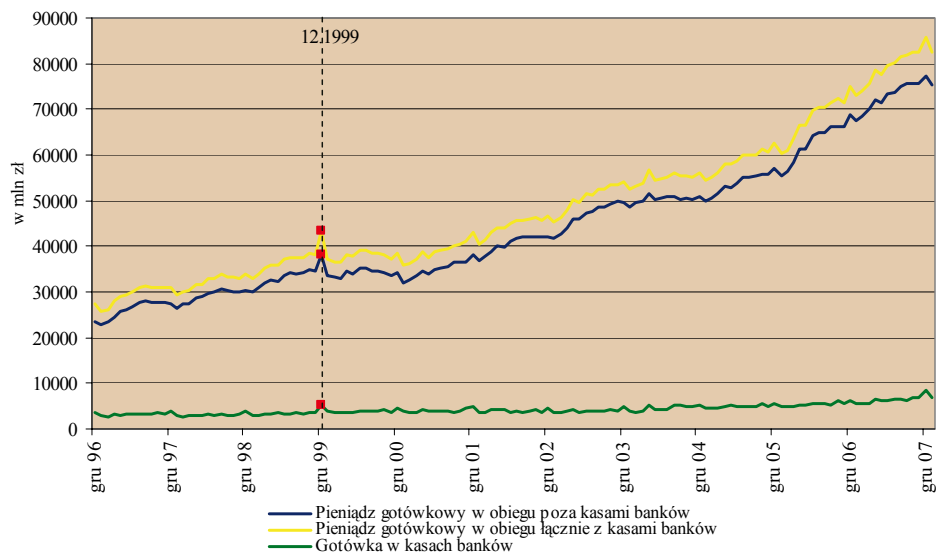
Tabela 5. Pieniądz gotówkowy w obiegu poza kasami banków – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA

Charakterystyka modelu		TRAMO/SEATS	X-12-ARIMA
Transformacja		brak	brak
Efekt dni roboczych		brak	brak
Efekt Wielkanocy	występowanie, czas trwania	tak (14 dni)	tak (14 dni)
	parametr, odchylenie standardowe	308,80 [340,2]	325,70 [155,1]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	10,51 [-1,972; 1,972] 5%	2,25 [-1,972; 1,972] 5%
Efekt roku przestępnego		brak	brak
Observacje nietypowe			
AO 12.1999	parametr, odchylenie standardowe	3573,58 [340,16]	3384,89 [330,93]
	statystyka t, obszar krytyczny	10,51 [-3,210; 3,210]	10,59 [-3,868; 3,868]
Procent obserwacji nietypowych w próbie		0,75%	0,75%
Specyfikacja modelu ARIMA			
Parametry modelu		(2 1 3)(0 1 1)	(2 1 3)(0 1 1)
Część niesezonowa			
AR(1)	parametr, odchylenie standardowe	0,42 [0,22]	0,71 [0,15]
	statystyka t, obszar krytyczny, poziom istotności	1,95 [-1,972; 1,972] 10%	-4,83 [-1,972; 1,972] 5%
AR(2)	parametr, odchylenie standardowe	0,45 [0,21]	0,65 [0,15]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	2,18 [-1,972; 1,972] 5%	-4,33 [-1,972; 1,972] 5%
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	0,39 [0,21]	0,70 [0,15]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	1,90 [-1,972; 1,972] 5%	-4,54 [-1,972; 1,972] 5%
MA(2)	parametr, odchylenie standardowe	0,50 [0,19]	0,66 [0,15]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	2,59 [-1,972; 1,972] 5%	-4,42 [-1,972; 1,972] 5%
MA(3)	parametr, odchylenie standardowe	0,37 [0,09]	0,30 [0,09]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	4,05 [-1,972; 1,972] 5%	-3,23 [-1,972; 1,972] 5%
Część sezonowa			
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,70 [0,11]	-0,70 [0,08]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-6,41 [-1,972; 1,972] 5%	9,25 [-1,972; 1,972] 5%
Diagnostyka reszt modelu			
Test Ljung-Box na resztach	statystyka testowa	33,88	34,48
Test Box-Pierce na resztach		1,58	1,27
Test Ljung-Box na kwadratach reszt		26,23	22,97
Test Box-Pierce na kwadratach reszt		0,09	0,14
Test Jarque-Bera na normalność reszt		1,51	4,49
Skośność rozkładu reszt		0,25	0,31
Kurtoza rozkładu reszt		3,22	3,46

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie Demetra. Diagnostyka reszt modelu wykonana w pakietach Stata i EViews.

Pomimo że na kształtowanie się analizowanego szeregu dominujący wpływ miał pieniądz gotówkowy łącznie z kasami banków (wykres 11), postać modelu ARIMA dla tych szeregów był różna. Stwierdzono również, że obserwacje nietypowe wykryte we wszystkich tych szeregach pokrywają się.

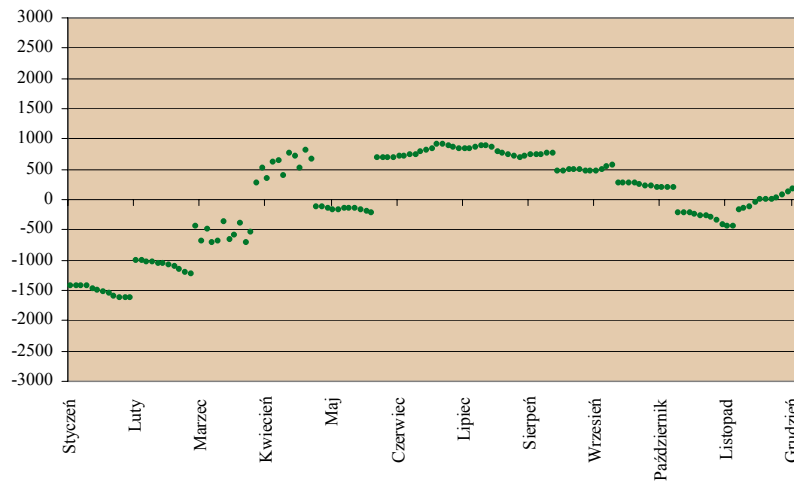
Wykres 11. Pieniądz gotówkowy w obiegu łącznie z kasami banków i jego komponenty



Źródło: opracowanie własne, na podstawie danych NBP. Linia przerywaną zaznaczono statystycznie istotne obserwacje nietypowe w szeregu *Pieniądz gotówkowy w obiegu łącznie z kasami banków*.

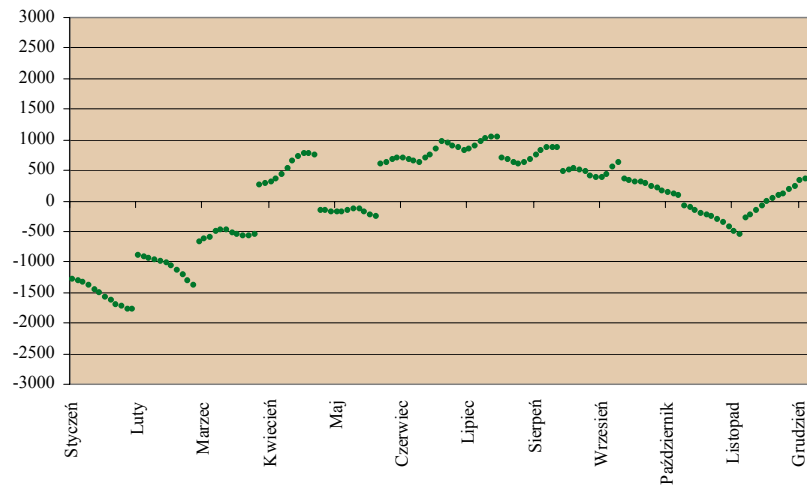
Zachowanie komponentu sezonowego jest bardzo zbliżone do tego, jakie było zaobserwowane dla pieniądza gotówkowego w obiegu z kasami banków (wykresy 12 i 13).

Wykres 12. Pieniądz gotówkowy w obiegu poza kasami banków – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda TRAMO/SEATS)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 13. Pieniądz gotówkowy w obiegu poza kasami banków – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda X-12-ARIMA)

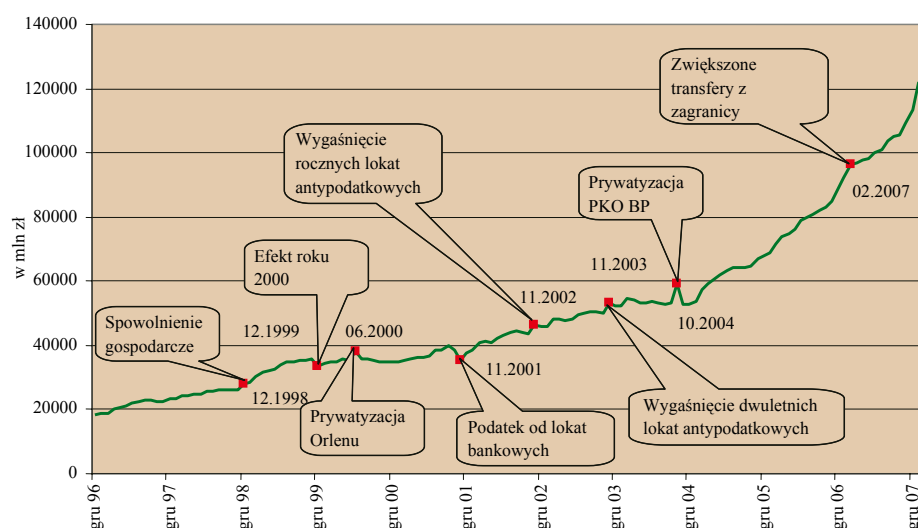


Źródło: opracowanie własne.

4.4. Depozyty bieżące osób prywatnych

Początek próby przypada na okres spowolnienia gospodarczego i osłabienia tempa wzrostu wynagrodzeń (spadek z 5,4 % w I kw. 1996 r. do 2,4 % w I kw. 1999 r.) oraz spożycia indywidualnego (spadek z 8,6% w I kw. 1996 r. do 4,9 % w I kw. 1999 r.)⁷⁰. Ograniczony popyt konsumpcyjny przyczyniał się do utrzymywania dynamiki depozytów bieżących na niskim poziomie również w 1999 r. Na początku 2000 r., w związku z ustąpieniem problemu milenijnego, nastąpiło przesunięcie zgromadzonych na rachunkach bieżących środków do długoterminowych kategorii pieniądza. Od połowy 1999 r. do połowy 2001 r. nastąpiła stabilizacja wartości depozytów gospodarstw domowych na poziomie 40 000 mln zł, związana z utrzymywaniem się wysokiego realnego oprocentowania depozytów terminowych. Przerwał ją nagły, jednorazowy wzrost wartości depozytów w czerwcu 2000 r., który wynikał z utrzymywania pieniądza na rachunkach bieżących z przeznaczeniem na zakup akcji Orlenu (wykres 14).

Wykres 14. Depozyty bieżące osób prywatnych



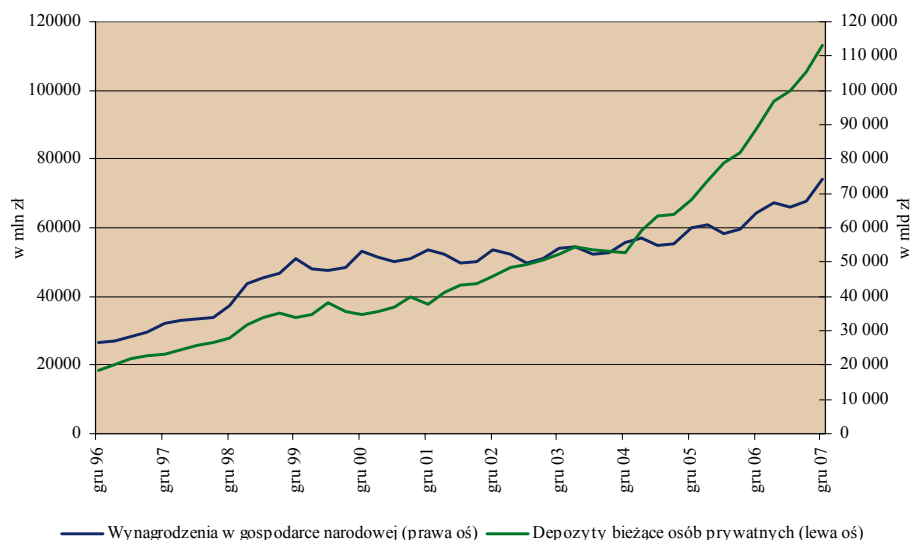
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Skokowy spadek wartości depozytów widoczny w listopadzie 2001 r. wynikał z przeniesienia zasobów na lokaty długoterminowe w celu ochrony zysków kapitałowych przed kosztami ich opodatkowaniem. W związku tym wydarzeniem założono lokaty terminowe – (głównie roczne oraz dwuletnie), których wygaśnięcie, odpowiednio w listopadzie 2002 r. oraz listopadzie 2003 r., zaznaczyło się jako wyraźny wzrost wartości depozytów bieżących. Stopniowe obniżenie realnego oprocentowania depozytów terminowych pozytywnie wpływało na stan zobowiązań bieżących. W październiku 2004 r. nastąpił ich skokowy wzrost związany z prywatyzacją PKO BP oraz Wydawnictw Szkolnych i Pedagogicznych, których akcje zakupiły głównie gospodarstwa domowe.

Od końca 2004 r. obserwowano wyraźny wzrost wartości depozytów bieżących w systemie bankowym. Wzrost ten zbiegł się w czasie ze zwiększeniem funduszu płac w całej gospodarce (wykres 15). O ile w latach 2001-2003 utrzymywał się na stałym poziomie, wykazując jedynie wahania sezonowe, to od początku 2004 r. wykazuje na tendencję wzrostową, przyczyniając się do zwiększenia popytu na pieniądź transakcyjny.

⁷⁰ Na podstawie danych GUS.

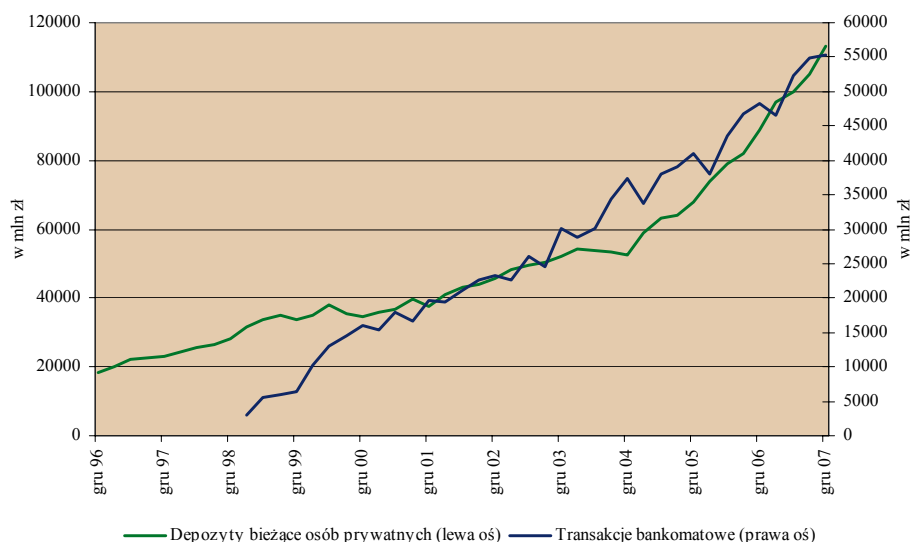
Wykres 15. Wynagrodzenia w gospodarce oraz wielkość depozytów bieżących osób prywatnych



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i NBP.

W ostatnim okresie objętym badaniem upowszechniła się również regulacja płatności przy pomocy kart płatniczych. Od grudnia 2002 r. wartość transakcji kartami płatniczymi⁷¹ wzrastała w tempie ponad 20% rocznie, co oznacza konieczność utrzymywania odpowiedniej wartości środków na rachunkach bieżących (wykres 16).

Wykres 16. Wartość transakcji dokonywanych kartami płatniczymi i wielkość depozytów bieżących osób prywatnych



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Wyniki dekompozycji sezonowej potwierdzają dokonane powyżej obserwacje przebiegu zmienności szeregu (tabela 6). Spośród zidentyfikowanych obserwacji nietypowych najsilniejszy wpływ na wartość depozytów bieżących osób prywatnych miały prywatyzacje przeprowadzone pod koniec 2004 r. Oszacowany przez TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA przyrost depozytów wywołany tymi zdarzeniami wyniósł 12%. Prywatyzacja

⁷¹ Obliczenia wykonano dla sumy wartości transakcji wykonanych przy użyciu kart debetowych, obciążeniowych i kredytowych.

Orlenu w 2000 r. wywarła dużo mniejszy wpływ na szereg, powodując jednorazowe zwiększenie stanu depozytów o 7%. Wprowadzenie podatku od lokat bankowych spowodowało spadek wartości depozytów o 8%, natomiast wygaśnięcie lokat antypodatkowych w 2002 r. i 2003 r. przyniosło przyrost wartości szeregu o odpowiednio 6% i 7%. Trwale podniesienie poziomu szeregu odnotowane w grudniu 1998 r. wyniosło 6%, natomiast efekt milenijny wywołał jednorazowy spadek lokat o 4%. Oszacowania wartości parametrów dla obserwacji nietypowych oraz modelu ARIMA uzyskane obiema metodami są do siebie bardzo zbliżone. Testy statystyczne nie potwierdziły występowania nietypowej obserwacji związanej ze wzmocnieniem transferów środków do kraju od Polaków pracujących za granicą.

Diagnostyka reszt modelu przyniosła pożądane rezultaty.

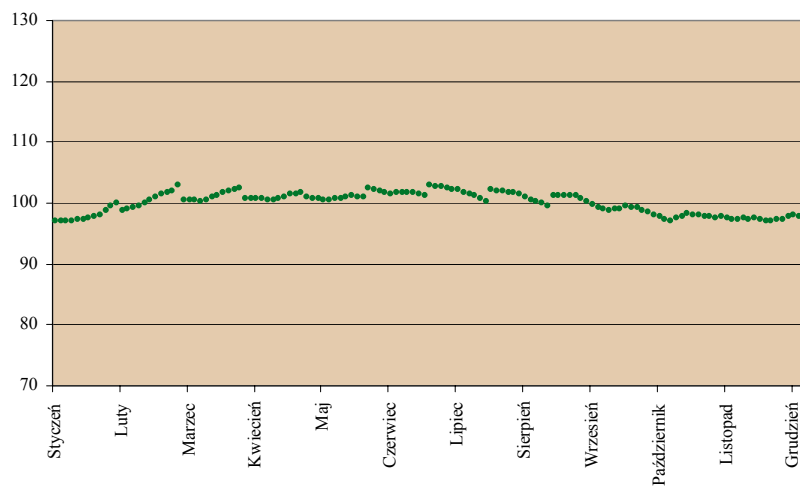
Tabela 6. Depozyty bieżące osób prywatnych – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA

Charakterystyka modelu		TRAMO/SEATS	X-12-ARIMA
Transformacja		logarytmiczna	logarytmiczna
Efekt dni roboczych		brak	brak
Efekt Wielkanocy		brak	brak
Efekt roku przestępnego		brak	brak
Obserwacje nietypowe			
LS 12.1998	parametr, odchylenie standardowe	0,05 [0,01]	0,05 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne,	3,67 [-3,210; 3,210]	3,81 [-3,868; 3,868]
AO 12.1999	parametr, odchylenie standardowe	-0,04 [0,01]	-0,04 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne,	-4,06 [-3,210; 3,210]	-4,22 [-3,868; 3,868]
AO 06.2000	parametr, odchylenie standardowe	0,07 [0,01]	0,07 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne,	7,71 [-3,210; 3,210]	7,97 [-3,868; 3,868]
AO 11.2001	parametr, odchylenie standardowe	-0,08 [0,01]	-0,08 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne,	-8,53 [-3,210; 3,210]	-8,86 [-3,868; 3,868]
TC 11.2002	parametr, odchylenie standardowe	0,06 [0,01]	0,06 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne,	4,14 [-3,210; 3,210]	4,30 [-3,868; 3,868]
TC 11.2003	parametr, odchylenie standardowe	0,07 [0,01]	0,07 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne,	4,85 [-3,210; 3,210]	5,04 [-3,868; 3,868]
AO 10.2004	parametr, odchylenie standardowe	0,11 [0,01]	0,11 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne,	12,28 [-3,210; 3,210]	12,72 [-3,868; 3,868]
Specyfikacja modelu ARIMA			
Parametry modelu		(1 1 0)(0 0 1)	(1 1 0)(0 0 1)
Część niesezonowa			
AR(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,39 [0,08]	-0,39 [0,08]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-4,62 [-1,972; 1,972] 5%	4,70 [-1,972; 1,972] 5%
Część sezonowa			
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	0,38 [0,09]	0,38 [0,08]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	4,27 [-1,972; 1,972] 5%	-4,82 [-1,972; 1,972] 5%
Diagnostyka reszt modelu			
Test Ljung-Box na resztach	statystyka testowa	16,21	23,11
Test Box-Pierce na resztach		6,99	0,072
Test Ljung-Box na kwadratach reszt		18,74	16,02
Test Box-Pierce na kwadratach reszt		2,04	0,07
Test Jarque-Bera na normalność reszt		2,84	4,80
Skośność rozkładu reszt		0,37	0,42
Kurtoza rozkładu reszt		2,91	2,96

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie Demetra. Diagnostyka reszt modelu wykonana w pakietach Stata i EViews.

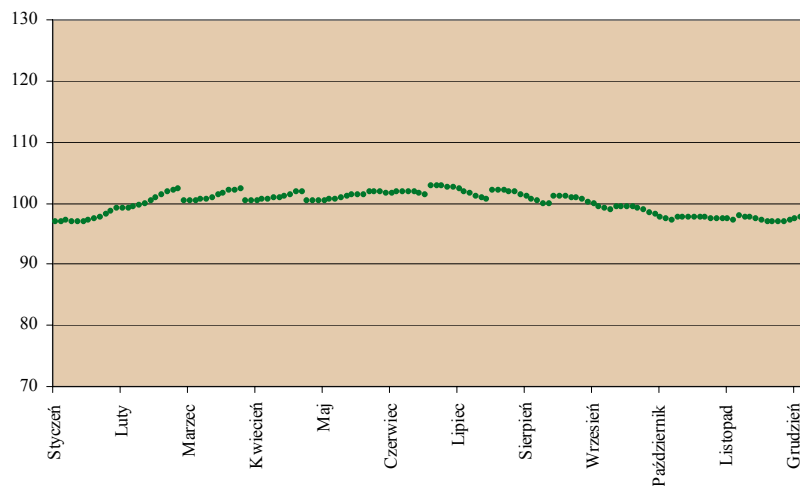
Na podstawie otrzymanych wyników można stwierdzić brak występowania znaczących różnic w stanie depozytów bieżących pomiędzy poszczególnymi miesiącami (wykresy 17 i 18). Większy od średniej stan depozytów bieżących jest utrzymywany przez osoby prywatne w miesiącach letnich, co jest prawdopodobnie związane z utrzymywaniem wolnodostępnych środków przeznaczonych na wydatki wakacyjne.

Wykres 17. Depozyty bieżące osób prywatnych – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda TRAMO/SEATS)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 18. Depozyty bieżące osób prywatnych – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda X-12-ARIMA)

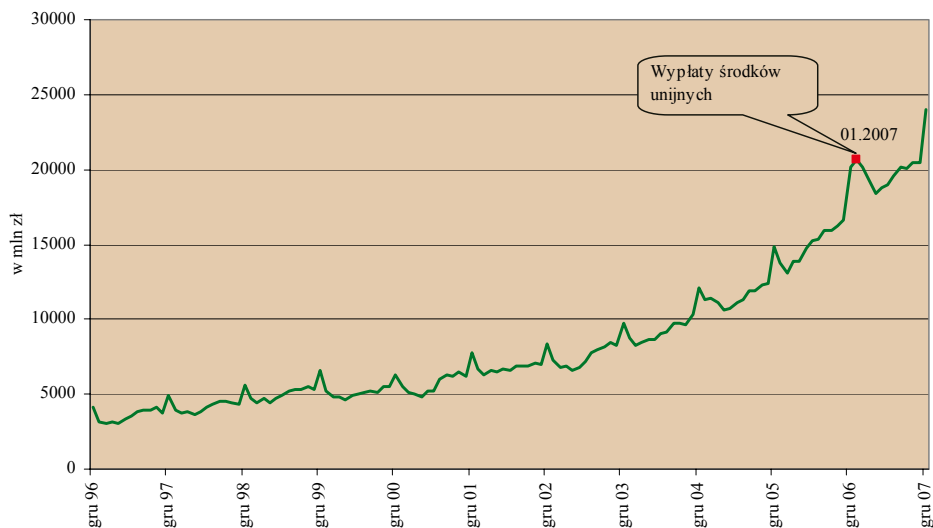


Źródło: opracowanie własne.

4.5. Depozyty bieżące przedsiębiorców i rolników indywidualnych

Zobowiązania bieżące MIF wobec przedsiębiorców i rolników indywidualnych⁷² w odróżnieniu od depozytów bieżących osób prywatnych wykazują wyraźną sezonowość (wykres 19).

Wykres 19. Depozyty bieżące przedsiębiorców i rolników indywidualnych

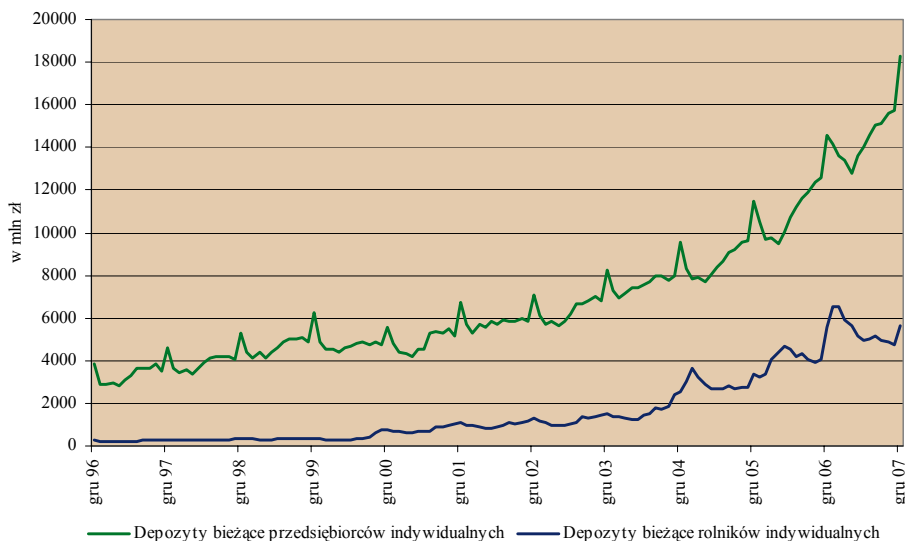


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Szereg ten charakteryzuje wzrost wartości przypadający w każdym roku na grudzień. Analiza szeregu w rozbiciu na podsektory wskazuje, że odpowiedzialne za nie są wahania depozytów bieżących przedsiębiorców indywidualnych (wykres 20). Wynikają one z dokonywaniem przez banki rozliczeń rachunków przedsiębiorstw na koniec roku kalendarzowego oraz przelewaniem przez banki środków pod koniec roku na rachunki bieżące środków „w drodze”.

⁷² Według definicji stosowanej przez NBP, podsektor obejmuje przedsiębiorców indywidualnych, do których zaliczane są osoby fizyczne prowadzące działalność gospodarczą, zatrudniające do 9 osób włącznie, oraz rolników indywidualnych, czyli osoby fizyczne, których głównym źródłem dochodów jest produkcja rolnicza, a ich działalność nie jest zarejestrowana w formie przedsiębiorstwa, spółki, spółdzielni lub grup producenckich.

Wykres 20. Struktura depozytów bieżących przedsiębiorców i rolników indywidualnych



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Znaczący wzrost depozytów przedsiębiorstw indywidualnych w ostatnich latach jest związany z poprawą ich kondycji finansowej. Po okresie spowolnienia PKB, którego szczyt przypadł na 2001 r., sytuacja gospodarcza stopniowo poprawiała się, co znalazło odbicie w wartości środków zdeponowanych na rachunkach bieżących. Szczególnie wysokie tempo wzrostu depozytów obserwowane jest od chwili przystąpienia Polski do Unii Europejskiej⁷³.

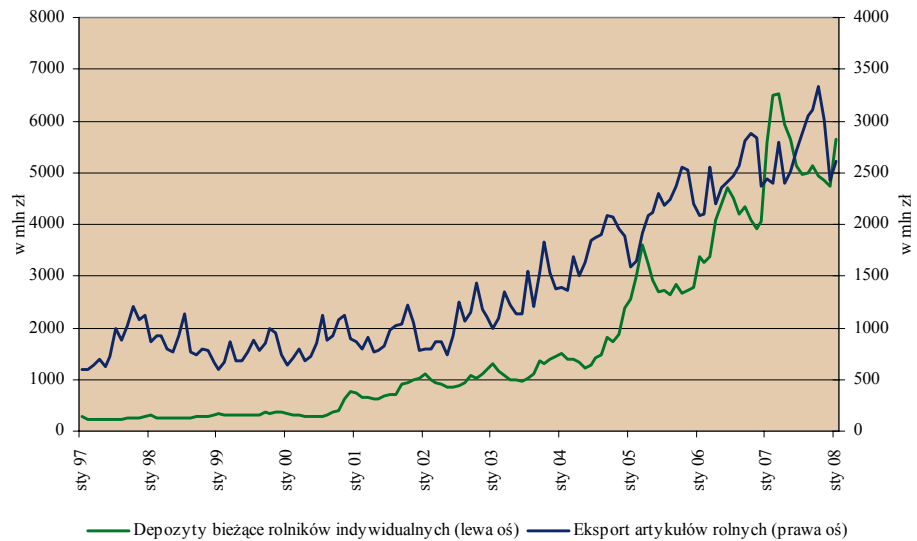
Sezonowe wahania szeregu wynikają również z transferów środków z programów pomocowych przeznaczonych dla rolnictwa. W początkowym okresie próby stan koniunktury w rolnictwie był niski ze względu na ograniczenie od 1996 r. krajowej konsumpcji produktów żywnościowych oraz wysokie ceny artykułów rolnych, które przy braku odpowiednich dopłat z budżetu, hamowały eksport. Wielkość dotacji do eksportu w latach 1996–1998 była niewielka. Dopiero w 1999 r. sytuacja uległa wyraźnej poprawie, co znalazło odbicie we wzroście wielkości zarówno depozytów bieżących, jak i terminowych. Wdrożenie w 2000 r. programu pomocowego SAPARD⁷⁴, dostosowującego polskie rolnictwo do uczestnictwa w rynku Unii Europejskiej, oraz stopniowy wzrost eksportu towarów rolnych przyczyniały się do poprawy sytuacji w rolnictwie (wykres 21). O ile w latach 1997–2001 wielkość eksportu artykułów rolnych⁷⁵ była stabilna, to od 2002 r. obserwowano jego rosnący trend. Podobne zjawisko miało miejsce w kategorii depozytów bieżących rolników i przedsiębiorców indywidualnych.

⁷³ Po przystąpieniu Polski do Unii Europejskiej przedsiębiorcy indywidualni należący do kategorii mikroprzedsiębiorców uzyskali możliwość uczestnictwa w programach pomocowych, takich jak Sektorowy Program Operacyjny – *Wzrost konkurencyjności Przedsiębiorstw*. Program funkcjonujący w latach 2004–2006 miał na celu pobudzenie konkurencyjności i innowacyjności polskich przedsiębiorstw, ze szczególnym uwzględnieniem firm należących do sektora MSP. Programy pomocowe są kontynuowane i w ich ramach w latach 2007–2013 mikroprzedsiębiorstwa mają możliwość ubiegania się o dotacje na wdrażanie przedsięwzięć inwestycyjnych, a także na rozpoczęcie prowadzenia działalności gospodarczej lub jej rozszerzenie. Pomoc obejmuje również środki z przeznaczeniem na inwestycje w badania, przedsięwzięcia rozwojowe oraz wdrożenie nowych technologii i wsparcie projektów badawczych.

⁷⁴ *Przedakcesyjny Instrument Rozwoju Rolnictwa i Obszarów Wiejskich (SAPARD)* funkcjonował w latach 2000–2006. Budżet funduszu, przeznaczony w głównej mierze na wspieranie inwestycji w gospodarstwach rolnych, wynosił około 170 mln euro (4,512 mld zł). Więcej informacji o programie dostępnych jest na stronie internetowej Urzędu Komitetu Integracji Europejskiej: <http://www.ukie.gov.pl>.

⁷⁵ W kategorii tej uwzględniono wielkość eksportu żywności i zwierząt żywych oraz olejów, tłuszczów, wosków zwierzęcych i roślinnych.

Wykres 21. Eksport artykułów rolnych



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP i GUS.

Znaczący wzrost wartości zobowiązań bieżących jest widoczny od przystąpienia Polski do Unii Europejskiej, dzięki któremu rolnicy zostali objęci programem Wspólnej Polityki Rolnej i tym samym uzyskali możliwość ubiegania się o dopłaty bezpośrednie do produkcji rolnej. Działania te przyczyniły się do zwiększenia dochodów rolników i pozytywnie wpłynęły na stan ich oszczędności w systemie bankowym.

Przeprowadzone testy (aneks 1) potwierdziły zasadność zastosowania transformacji logarymicznej (tabela 7), na którą wskazywała również analiza przebiegu zmienności szeregu. Wykres 19 wskazuje bowiem na sezonowy wzrost wartości szeregu w grudniu proporcjonalnie do trendu. W szeregu zidentyfikowano jedną obserwację nietypową o charakterze przejściowym, związaną najprawdopodobniej z przesunięciem wypłat ze środków pomocowych od Unii Europejskiej z końca roku na początek roku kolejnego. Zaklasyfikowanie obserwacji jako TC oddaje sposób wypłaty tych środków – nie są one przekazywane jednocześnie wszystkim uprawnionym.

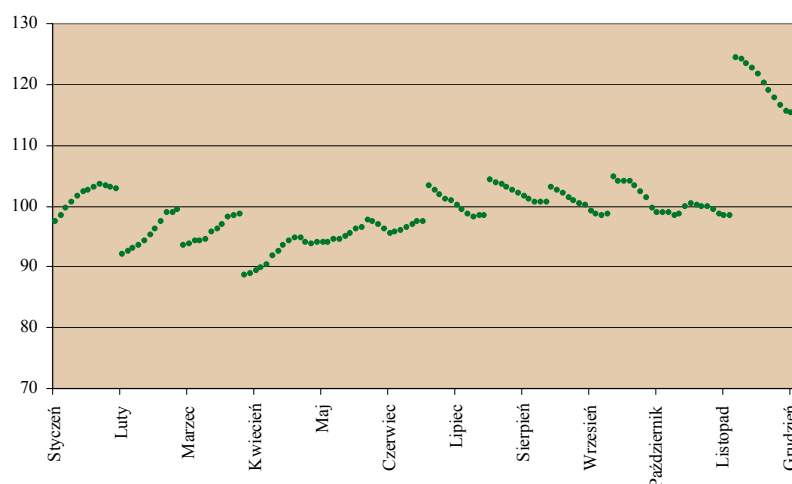
Na poziomie istotności 1% nie stwierdzono podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej testu Ljung-Box, natomiast ta sama hipoteza zerowa nie jest odrzucana przez test Box-Pierce na pięcioprocentowym poziomie istotności. Hipoteza zerowa testu Jarque-Bera zakładająca, że składnik losowy ma rozkład normalny, nie została odrzucona na poziomie istotności 5%.

Tabela 7. Depozyty bieżące przedsiębiorców i rolników indywidualnych – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA

Charakterystyka modelu		TRAMO/SEATS	X-12-ARIMA
Transformacja		logarymiczna	logarymiczna
Efekt dni roboczych		brak	brak
Efekt Wielkanocy		brak	brak
Efekt roku przestępnego		brak	brak
Observacje nietypowe			
TC 01.2007	parametr, odchylenie standardowe	0,13 [0,03]	0,13 [0,03]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne,	4,48 [-3,210; 3,210]	4,56 [-3,868; 3,868]
Specyfikacja modelu ARIMA			
Parametry modelu		(1 1 0)(0 1 1)	(1 1 0)(0 1 1)
Część niesezonowa			
AR(1)	parametr, odchylenie standardowe	0,23 [0,09]	0,23 [0,09]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	2,63 [-1,972; 1,972] 5%	-2,68 [-1,972; 1,972] 5%
Część sezonowa			
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,55 [0,09]	-0,55 [0,08]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-6,21 [-1,972; 1,972] 5%	7,07 [-1,972; 1,972] 5%
Diagnostyka reszt modelu			
Test Ljung-Box na resztach	statystyka testowa	38,13	39,40
Test Box-Pierce na resztach		0,97	1,16
Test Ljung-Box na kwadratach reszt		25,33	25,19
Test Box-Pierce na kwadratach reszt		0,85	5,21
Test Jarque-Bera na normalność reszt		2,82	5,33
Skośność rozkładu reszt		0,32	0,32
Kurtoza rozkładu reszt		3,41	3,58

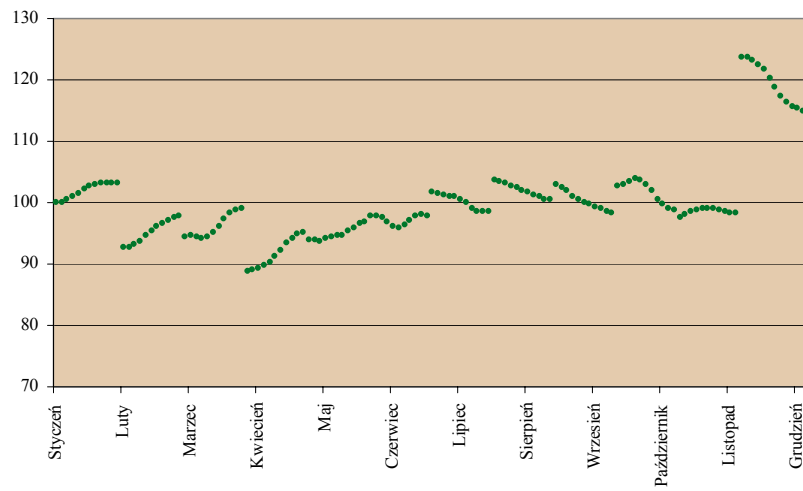
Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie Demetra. Diagnostyka reszt modelu wykonana w pakietach Stata i EViews.

Wyniki zaprezentowane na wykresach 22 i 23 potwierdzają występowanie charakterystycznego dla tej grupy podmiotów wzrostu stanu depozytów w grudniu, przy stosunkowo niewielkich różnicach pomiędzy pozostałymi miesiącami. Wynosi on około 20% powyżej średniej, przy czym w miarę upływu czasu wykazuje tendencję malejącą. Można również zaobserwować stopniowy wzrost stanu depozytów na początku roku, któremu towarzyszy odpowiedni spadek w drugiej połowie roku.

Wykres 22. Depozyty bieżące przedsiębiorców i rolników indywidualnych – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda TRAMO/SEATS)

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 23. Depozyty bieżące przedsiębiorców i rolników indywidualnych – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda X-12-ARIMA)

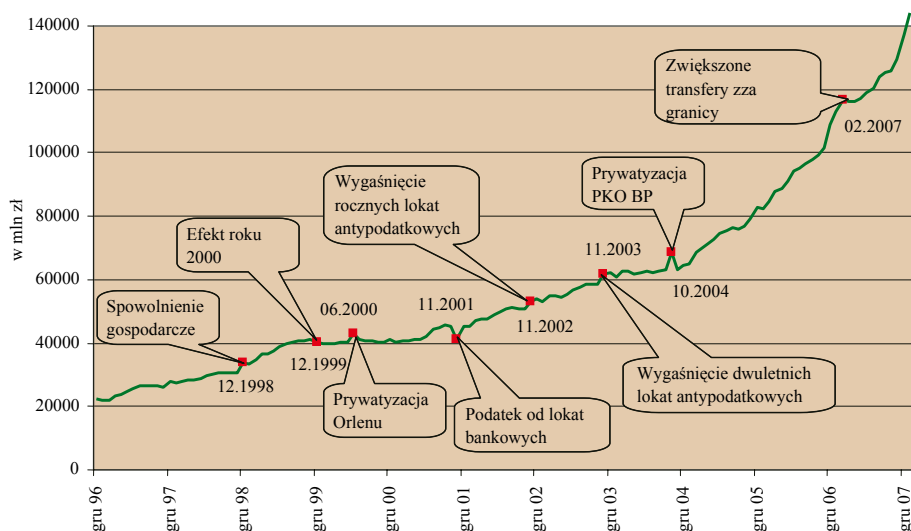


Źródło: opracowanie własne.

4.6. Depozyty bieżące gospodarstw domowych

W okresie objętym badaniem zobowiązania osób prywatnych stanowiły 80%–90% ogółu depozytów bieżących gospodarstw domowych, w wyniku czego zachowanie obu szeregów było do siebie bardzo zbliżone. Z tego względu zbiory potencjalnych obserwacji nietypowych w obu szeregach są identyczne (wykres 24). Udział depozytów rolników indywidualnych i przedsiębiorców indywidualnych w analizowanym agregacie był znikomy, co sprawiło, że nie zidentyfikowano obserwacji nietypowych związanych z zachowaniem tego szeregu. W przypadku jednej z dat nastąpiło przesunięcie w oszacowaniu miesiąca, na który przypada obserwacja nietypowa (październik 2004 r. w przypadku gospodarstw domowych i listopad 2004 r. w przypadku osób prywatnych).

Wykres 24. Depozyty bieżące gospodarstw domowych



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Wyniki zebrane w tabeli 8 wskazują, że w agregacie, jaki stanowią depozyty bieżące gospodarstw domowych, wykryto te obserwacje nietypowe, które miały najsilniejszy wpływ na depozyty i inne zobowiązania osób prywatnych. Tak jak w przypadku depozytów bieżących osób prywatnych, testy statystyczne nie potwierdziły istotności parametru dla obserwacji nietypowej związanej ze wzmożeniem transferów środków do kraju od Polaków pracujących za granicą.

Własności wybranego modelu ARIMA (0,1,0)(0,0,1) pozwalają na modelowanie szeregów, w których występuje zmienny w czasie wzorec sezonowy⁷⁶. Oszacowana wartość parametru MA wskazuje na występowanie losowej sezonowości o umiarkowanym natężeniu (oszacowany parametr dla sezonowej średniej ruchomej wyniósł 0,41).

Wyniki testu Ljung-Box nie wskazują na obecność w resztach struktury liniowej, natomiast statystyka testowa testu Box-Pierce dla reszt z modelu TRAMO/SEATS nieznacznie przekracza granicę 5% obszaru krytycznego. Hipoteza zerowa testu Jarque-Bera dla reszt z modelu X-12-ARIMA nie została odrzucona na poziomie istotności 5% ze względu na nieznaczną prawoskośność ich rozkładu.

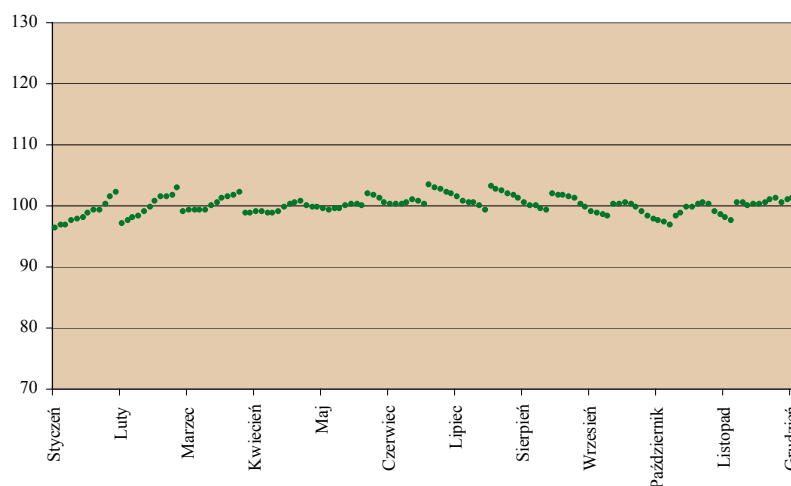
⁷⁶ Frances, Paap i Fok (2005): *Performance of Seasonal Adjustment Procedures: Simulation and Empirical Results*.

Tabela 8. Depozyty bieżące gospodarstw domowych – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA

Charakterystyka modelu		TRAMO/SEATS	X-12-ARIMA
Transformacja		logarytmiczna	logarytmiczna
Efekt dni roboczych		brak	brak
Efekt Wielkanocy		brak	brak
Efekt roku przestępnego		brak	brak
Obserwacje nietypowe			
LS 12.1998	parametr, odchylenie standardowe	0,08 [0,02]	0,08 [0,02]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	4,56 [-3,210; 3,210]	4,67 [-3,210; 3,210]
AO 06.2000	parametr, odchylenie standardowe	0,06 [0,01]	0,06 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	5,26 [-3,210; 3,210]	5,39 [-3,210; 3,210]
AO 11.2001	parametr, odchylenie standardowe	-0,09 [0,01]	-0,09 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	-7,76 [-3,210; 3,210]	-7,95 [-3,210; 3,210]
AO 10.2004	parametr, odchylenie standardowe	0,09 [0,011]	0,09 [0,011]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	8,12 [-3,210; 3,210]	8,32 [-3,210; 3,210]
Specyfikacja modelu ARIMA			
Parametry modelu		(0 1 0)(0 0 1)	(0 1 0)(0 0 1)
Część sezonowa			
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	0,41 [0,08]	0,41 [0,08]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	5,19 [-1,972; 1,972] 5%	-5,49 [-1,972; 1,972] 5%
Diagnostyka reszt modelu			
Test Ljung-Box na resztach	statystyka testowa	23,00	27,00
Test Box-Pierce na resztach		6,49	3,81
Test Ljung-Box na kwadratach reszt		15,66	20,61
Test Box-Pierce na kwadratach reszt		0,90	1,35
Test Jarque-Bera na normalność reszt		3,73	4,80
Skośność rozkładu reszt		0,42	0,43
Kurtoza rozkładu reszt		2,96	2,88

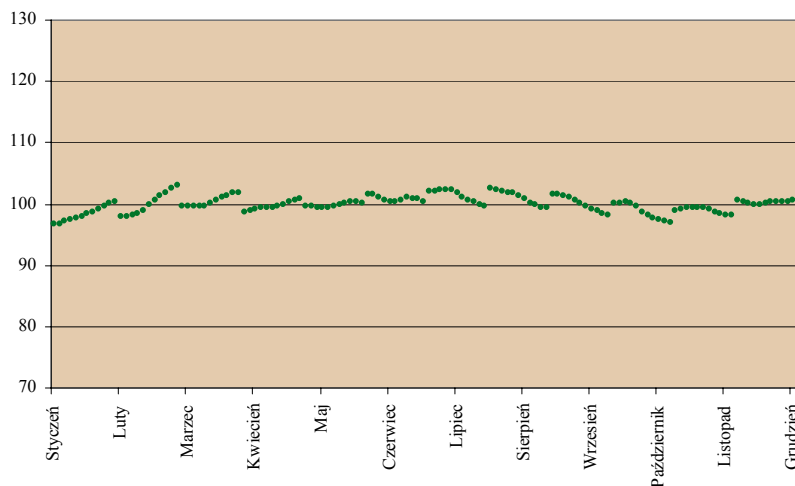
Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie Demetra. Diagnostyka reszt modelu wykonana w pakietach Stata i EViews.

Przy użyciu obu metod otrzymano komponenty sezonowe wskazujące na istnienie w szeregu ruchomej sezonowości (wykres 25 i 26). Oznacza to możliwość wystąpienia ewolucyjnych zmian procesu generującego dane, co potwierdza wnioski wyciągnięte z oszacowań parametrów modelu ARIMA.

Wykres 25. Depozyty bieżące gospodarstw domowych – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda TRAMO/SEATS)

Źródło: opracowanie własne.

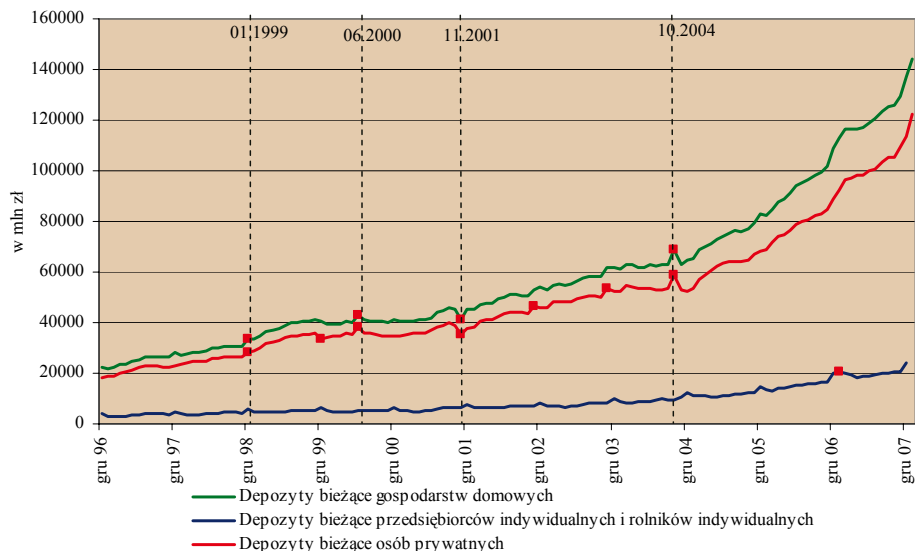
Wykres 26. Depozyty bieżące gospodarstw domowych – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda X-12-ARIMA)



Źródło: opracowanie własne.

Depozyty bieżące gospodarstw domowych i jego składowe zestawiono na wykresie 27. Zaznaczono na nim również obserwacje nietypowe wykryte w poszczególnych szeregach. Z analizy wykresu wynika, że źródłem obserwacji nietypowych, wykrytych w szeregu *Depozyty bieżące gospodarstw domowych* były te same zdarzenia, które oddziaływały na sytuację finansową osób prywatnych.

Wykres 27. Depozyty bieżące gospodarstw domowych i ich składowe

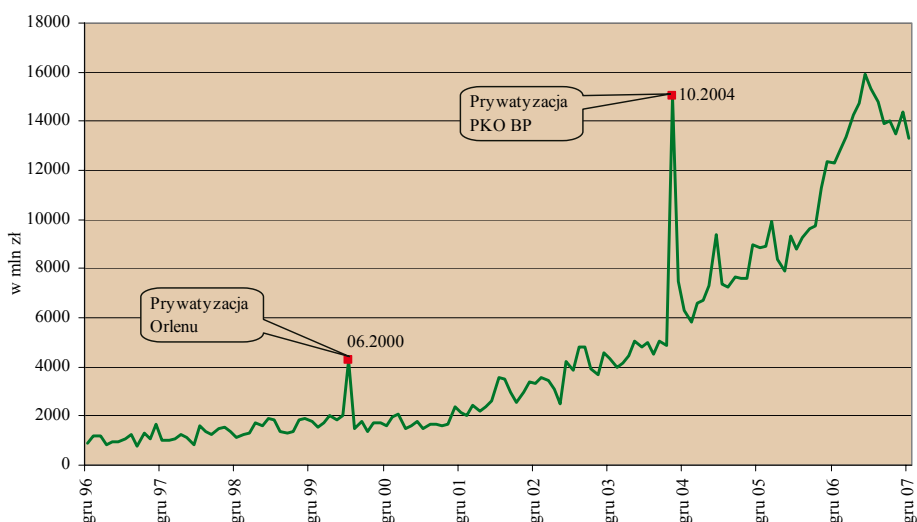


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP. Linia przerywaną zaznaczono statystycznie istotne obserwacje nietypowe w szeregu *Depozyty bieżące gospodarstw domowych i jego składowe*.

4.7. Depozyty bieżące niemonetarnych instytucji finansowych

Niemonetarne instytucje finansowe to instytucje finansowe, których podstawową działalnością jest pośrednictwo finansowe realizowane poprzez zaciąganie zobowiązań w formach innych niż gotówka, depozyty i/lub substytuty depozytów w jednostkach instytucjonalnych innych niż monetarne instytucje finansowe oraz instytucje finansowe, które nie prowadzą pośrednictwa finansowego we własnym imieniu, a jedynie przyczyniają się do tworzenia warunków do tego pośrednictwa⁷⁷. Kształtowanie się depozytów tych podmiotów przedstawiono na wykresie 28.

Wykres 28. Depozyty bieżące niemonetarnych instytucji finansowych



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

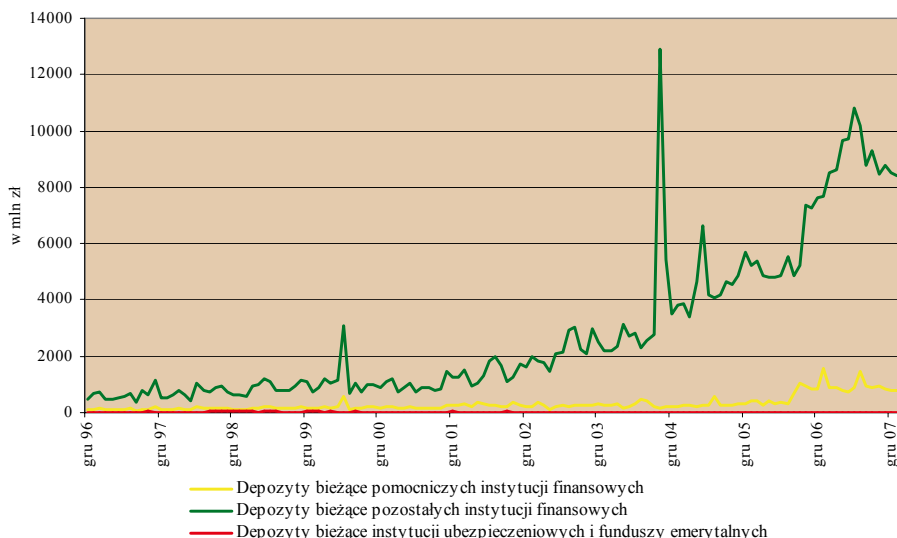
Sektor ten charakteryzuje się znacznym rozdrobnieniem, co utrudnia analizę pod kątem wielkości jego depozytów w systemie bankowym. Według obecnie obowiązującej metodologii podmioty należące do sektora są podzielone na trzy grupy:

- instytucje ubezpieczeniowe i fundusze emerytalne,
- pozostałe instytucje pośrednictwa finansowego, do których należą przedsiębiorstwa leasingu finansowego, przedsiębiorstwa factoringowe, domy maklerskie, fundusze inwestycyjne oraz firmy utworzone w celu sekurytyzacji aktywów. W ramach tego podsektora do stycznia 2005 r. działały również Spółdzielcze Kasy Oszczędnościowo-Kredytowe,
- pomocnicze instytucje finansowe, do których zaliczono podmioty niewłączone do dwóch poprzednich grup.

Można przyjąć, że wielkość zobowiązań sektora jest pochodną stopnia rozwoju rynku finansowego i oferty świadczonych na nim usług finansowych. Dominujący udział mają depozyty bieżące pozostałych instytucji finansowych (wykres 29).

⁷⁷ Definicja stosowana przez NBP. Do podsektora niemonetarnych instytucji finansowych należą obecnie m.in. przedsiębiorstwa leasingu finansowego, przedsiębiorstwa factoringowe, domy maklerskie, fundusze inwestycyjne (włączając Narodowe Fundusze Inwestycyjne), z wyjątkiem funduszy rynku pieniężnego, firmy utworzone w celu sekurytyzacji aktywów, brokerów, agentów i doradców ubezpieczeniowych i emerytalnych, doradców inwestycyjnych, kantory, giełdy papierów wartościowych, giełdy towarowe, instytucje tworzące infrastrukturę dla funkcjonowania rynków finansowych, np. izby i centra rozliczeniowe, Krajowy Depozyt Papierów Wartościowych, Bankowy Fundusz Gwarancyjny, fundusze i fundacje finansowe (w tym: Fundusz Współpracy), firmy zarządzające aktywami, towarzystwa funduszy inwestycyjnych, towarzystwa funduszy emerytalnych, instytucje zajmujące się sprzedażą ratelną, Związek Banków Polskich, Krajowa Spółdzielnica Kasa Oszczędnościowo-Kredytowa. Źródło informacji: www.nbp.pl.

Wykres 29. Struktura depozytów niemonetarnych instytucji finansowych



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Do końca 1999 r. wartość zobowiązań sektora bankowego wobec niemonetarnych instytucji finansowych wykazywała niewielki trend wzrostowy. Ze względu na przyjęty sposób szacowania danych⁷⁸, skokowy przyrost depozytów odnotowany w czerwcu 2000 r. w związku z prywatyzacją Orlenu jest widoczny dla danych odnoszących się do podsektorów pomocniczych i pozostałych instytucji finansowych. W rzeczywistości obserwowany wówczas skokowy wzrost wartości depozytów sektora niefinansowego był wynikiem gwałtownego zwiększenia środków deponowanych przez inwestorów w domach i biurach maklerskich w celu zakupu akcji, czyli u podmiotów należących do pozostałych instytucji finansowych. Przyrost wartości depozytów również obserwowany w październiku 2004 r. w związku z prywatyzacją PKO BP oraz WSiP. Zamieszczone powyżej wykresy wskazują, że za jego powstanie odpowiada zwiększony napływ środków do domów i biur maklerskich.

W latach 2000–2001 pogarszająca się sytuacja gospodarcza negatywnie odbiła się na wynikach finansowych sektora, co spowodowało, że wartość depozytów bieżących ustabilizowała się na poziomie 2000 mln zł. Stan zobowiązań bieżących zaczął się szybko zwiększać od 2002 r. wraz z poprawą koniunktury i wzrostem wartości inwestycji na rynkach finansowych. Okres bessy na rynku wymusił na działających na nim podmiotach przeprowadzenie restrukturyzacji. Przykładowo, wycofanie się z rynku nierentownych domów i biur maklerskich spowodowało poprawę wyniku finansowego branży z 30,7 mln zł w 2002 r. do 238 mln zł w 2003 r. Zwiększenie dochodów na skutek wzrostu zainteresowania jednostkami funduszy inwestycyjnych przyczyniło się do osiągnięcia w 2006 r. wyniku finansowego sektora równego 1191,5 mln zł.

Systematycznie wzrastała wartość środków pieniężnych i innych aktywów pieniężnych Giełdy Papierów Wartościowych. O ile w 2002 r. wynosiły one 0,7 mln zł, to w 2006 r. ich wartość równała się 55 mln zł. Podobna sytuacja ma miejsce w przypadku funduszy inwestycyjnych. W pierwszej połowie 2007 r. wartość środków utrzymywanych przez nie na lokatach wynosiła 3126 mln zł wobec niecałych 300 mln zł na koniec 2005 r.⁷⁹

⁷⁸ Jak podaje NBP, zobowiązania systemu bankowego wobec podmiotów należących do tych kategorii zostały oszacowane przez NBP na podstawie współczynnika stanowiącego średni udział zobowiązań wobec każdej z grup w sumie zobowiązań obu podsektorów. W okresie od marca 2002 r. do grudnia 2002 r. Otrzymanymi wskaźnikami przemnożono wartości szeregu stanowiącego sumę zobowiązań monetarnych instytucji finansowych wobec odpowiedniej grupy podmiotów którą, według ówczesnej sprawozdawczości tworzyły fundusze inwestycyjne, powiernicze, NFI oraz pozostałe jednostki finansowe.

⁷⁹ Wynik finansowych towarzystw i funduszy inwestycyjnych sprzed 2005 r. Podział według typów lokat nie uwzględniał depozytów bankowych.

Branża leasingowa – po kryzysie jaki miał miejsce w latach 2000–2001 – również doświadczała stałego wzrostu wartości aktywów oddanych w leasing. Wartość aktywów oddanych w leasing w 2006 r. wyniosła blisko 22 mld zł, podczas gdy w 1999 r. osiągnęła poziom 9,7 mld zł.

W ostatnich latach w Polsce rozpoczęły również działalność nieobecne wcześniej przedsiębiorstwa factoringowe zajmujące się m.in. wykupem wierzytelności oraz finansowaniem klientów i świadczeniem na ich rzecz dodatkowych usług finansowych. Wartość rynku mierzona relacją łącznej wartości skupionych przez firmy faktur do PKB jest stosunkowo niska, aczkolwiek w latach 2005 – 2006 wskaźnik ten wzrósł z 1,5% PKB do 2,4% PKB⁸⁰.

Od połowy 2007 r. obserwuje się spadek wartości depozytów niemonetarnych instytucji finansowych. Jest to związane z wycofywaniem, ze względu na spadek rentowności, środków ulokowanych przez sektor niefinansowy za pośrednictwem monetarnych instytucji finansowych w jednostkach uczestnictwa funduszy inwestycyjnych.

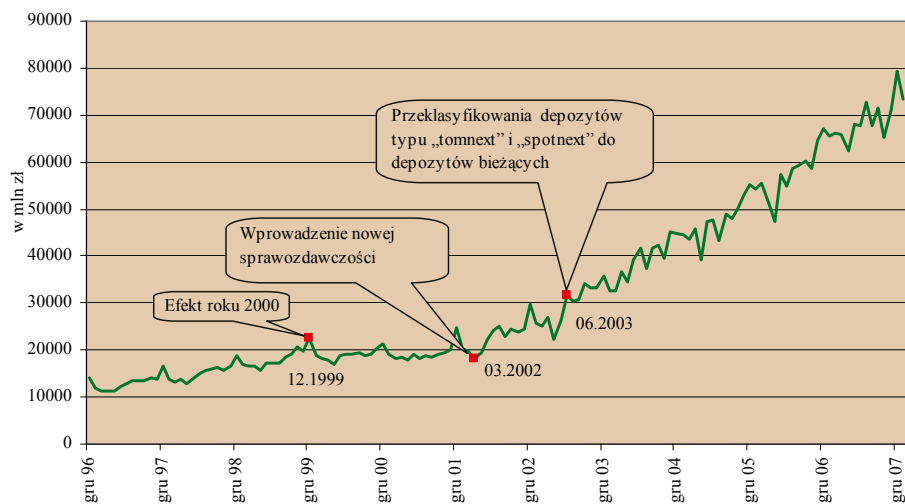
W szeregu nie wykryto istnienia efektów sezonowych. Z tego względu nie poddano go dekompozycji sezonowej.

⁸⁰ Na podstawie danych GUS, www.stat.gov.pl.

4.8. Depozyty bieżące przedsiębiorstw

Analizowany szereg oraz obserwacje, które mogą mieć charakter nietypowy, przedstawiono na wykresie 30.

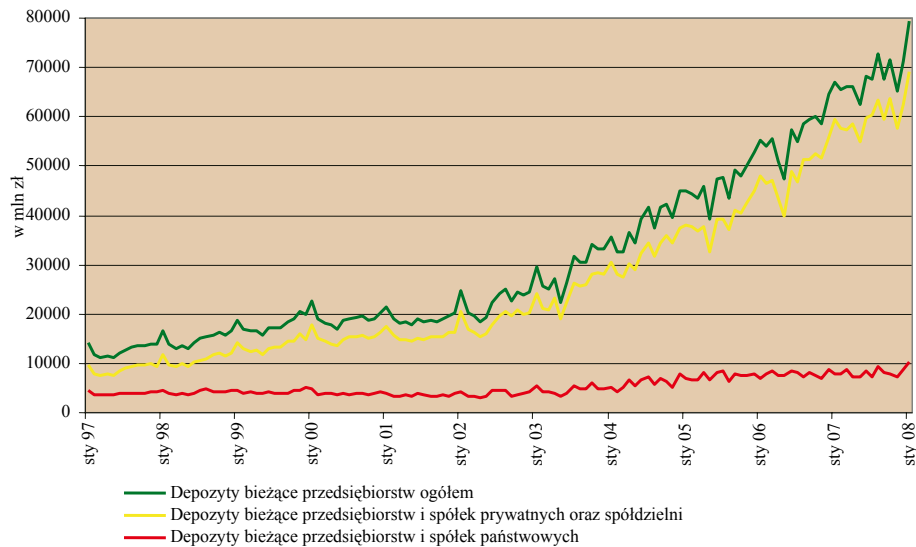
Wykres 30. Depozyty bieżące przedsiębiorstw



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Na przebieg szeregu decydujący wpływ mają depozyty przedsiębiorstw i spółek prywatnych oraz spółdzielni (wykres 31). Ich udział w sumie depozytów bieżących sektora w okresie objętym badaniem ulegał stopniowemu zwiększeniu z około 67% na początku 1997 r. do blisko 90% na początku 2008 r.

Wykres 31. Struktura depozytów bieżących przedsiębiorstw



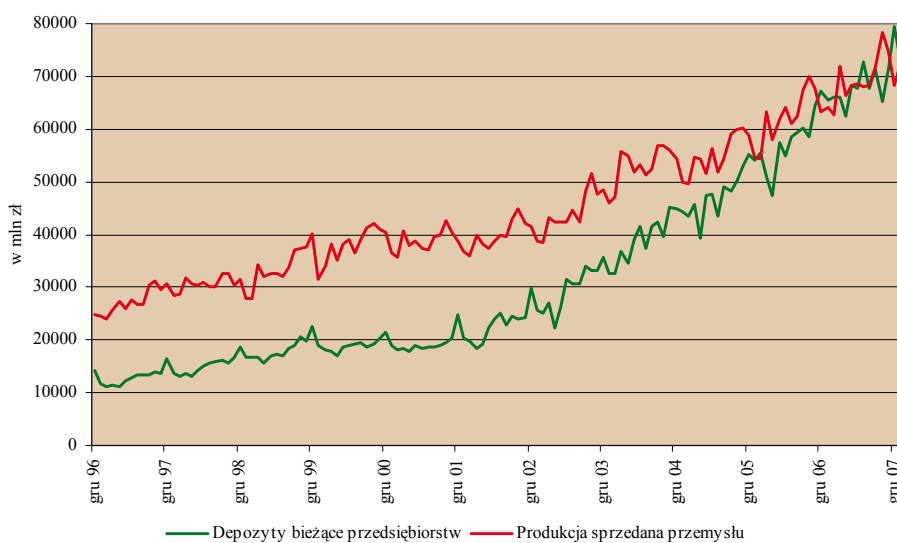
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Stan zobowiązań bieżących systemu bankowego wobec przedsiębiorstw w latach 1997–1998 ulegał powolnemu wzrostowi. W III kwartale 1999 r., wraz z poprawą koniunktury, nastąpiło przyspieszenie tempa ich wzrostu. W grudniu 1999 r. wartości szeregu wzrosły skokowo w wyniku zwiększonego w stosunku do lat poprzednich poziomu transakcji rozliczeniowych prowadzonych przez banki pod koniec każdego roku. Spadek wartości depozytów bieżących w kolejnym miesiącu miał charakter sezonowy i wynikał z wypłat środków zdeponowanych na rachunkach przejściowych na koniec 1999 r. Początek 2000 r. przyniósł spadek wielkości depozytów bieżących na skutek czynników sezonowych i zwiększenia zainteresowania lokowaniem środków w aktywa finansowe niezaliczane do M3. Wzrost wartości depozytów bieżących, jaki miał miejsce w czerwcu 2000 r., wynikał z przekazania przez budżet państwa środków na wykup obligacji. W porównaniu z rokiem poprzednim, tempo wzrostu depozytów bieżących w 2000 r. znacznie osłabło, najprawdopodobniej w wyniku lokowania wolnych środków na giełdzie. W grudniu 2000 r. nie wystąpił charakterystyczny dla tego miesiąca efekt wzrostu depozytów m/m spowodowany przeksięgowaniem środków z kont rozrachunkowych na rachunki depozytowe przedsiębiorstw w związku z rozliczaniem przez banki transakcji finansowych przedsiębiorstw na koniec roku. Stabilizacja wartości szeregu, jaką zaobserwowano w 2001 r., wiązała się z zahamowaniem aktywności gospodarczej. Poziom produkcji sprzedanej przemysłu osiągnął wówczas poziom zbliżony do ubiegłorocznego, a nakłady brutto na środki trwałe obniżyły się o 10,2% w porównaniu z 2000 r. Obniżeniu uległ również indeks cen produkcji sprzedanej przemysłu. Istotny przyrost wartości depozytów zanotowano jedynie w grudniu 2001 r. w związku z operacjami finansowymi dokonywanymi na koniec roku bilansowego. Wyraźne zmniejszenie stanu depozytów bieżących, jakie odnotowano w marcu 2002 r. wiązało się najprawdopodobniej ze zmianami sprawozdawczości finansowej. Obserwowano również spadek udziału depozytów bieżących w M1, co oznacza ich zamianę na gotówkę. W kolejnych miesiącach sytuacja uległa poprawie na skutek zwiększania bieżącej konsumpcji przez gospodarstwa domowe. Koniec roku przyniósł sezonowe zwiększenie depozytów bieżących.

Obserwowany w czerwcu 2003 r. przyrost depozytów był spowodowany włączeniem do depozytów bieżących depozytów typu *tomnext* i *spotnext*, wcześniej klasyfikowanych do depozytów terminowych. Wartość tych środków zwiększyła stan depozytów o około 2,5%⁸¹.

Poprawa sytuacji finansowej przedsiębiorstw, w tym wyraźnej poprawy wyniku na sprzedaży oraz wzrost wartości produkcji sprzedanej przemysłu, dodatkowo wpływała na stan depozytów bieżących (wykres 32). Efekt ten utrzymywał się również w 2004 r. m.in. za sprawą dwucyfrowej dynamiki przychodów ze sprzedaży przez większość miesięcy tego roku. Sprzyjały temu wzmożone zakupy konsumentów przed wejściem Polski do Unii Europejskiej. W kolejnych latach wzrostowy trend był kontynuowany.

Wykres 32. Produkcja sprzedana przemysłu



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP i GUS.

Analiza przebiegu zmienności szeregu wskazywała na istnienie zależności pomiędzy wartością trendu a skalą odchyień od niego. Zastosowane testy potwierdziły zasadność zastosowania w tym przypadku modelu multiplikatywnego (tabela 9). W wyniku wprowadzenia zmian w sprawozdawczości w 2002 r. wystąpiła jednorazowa korekta danych szeregu w dół o 13%. Przeklasyfikowania depozytów, jakie odbyło się w 2003 r., zgodnie z oczekiwaniami zostało opisane jako trwałe podniesienie poziomu szeregu, którego skala została oszacowana przez TRAMO/SEATS na 16%, a przez X-12-ARIMA na 13%. Odrzucono hipotezę o istotności parametru dla obserwacji nietypowej związanej z efektem roku 2000.

Wyniki przeprowadzonych testów diagnostycznych przyniosły zadowalające wnioski dotyczące charakterystyki reszt pochodzących z obu modeli.

⁸¹ Depozyty typu *tomnext* i *spotnext* to depozyty jednodniowe, dla których umowa została zawarta określonego dnia, natomiast faktycznie depozyt jest złożony w kolejnym dniu roboczym po dniu zawarcia transakcji (depozyty „tomnext”) lub w drugim dniu roboczym (depozyty „spotnext”), www.nbp.pl.

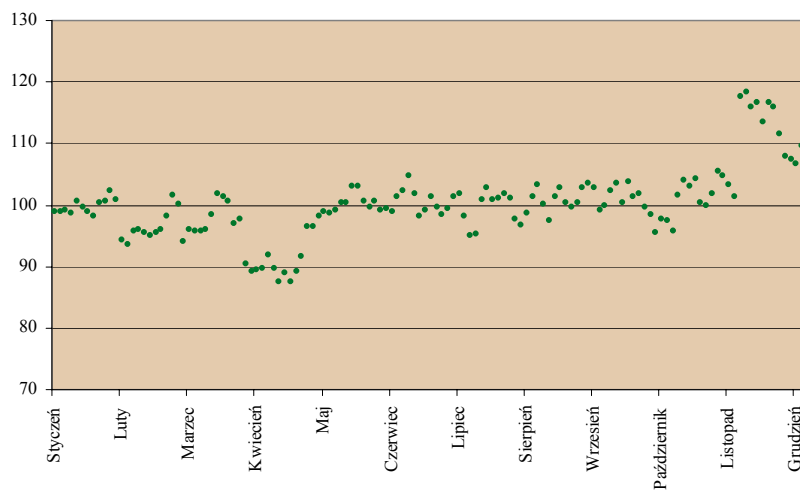
Tabela 9. Depozyty bieżące przedsiębiorstw – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA

Charakterystyka modelu		TRAMO/SEATS	X-12-ARIMA
Transformacja		logarytmiczna	logarytmiczna
Efekt dni roboczych		brak	brak
Efekt Wielkanocy		brak	brak
Efekt roku przestępnego		brak	brak
Obserwacje nietypowe			
AO 03.2002	parametr, odchylenie standardowe	-0,13 [0,04]	-0,14 [0,04]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	-3,73 [-3,207; 3,207]	-4,15 [-3,868; 3,868]
LS 06.2003	parametr, odchylenie standardowe	0,15 [0,04]	0,12 [0,04]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	3,94 [-3,207; 3,207]	3,43 [-3,868; 3,868]
Specyfikacja modelu ARIMA			
Parametry modelu		(2 1 3)(0 1 1)	(2 1 3)(0 1 1)
Część niesezonowa			
AR(1)	parametr, odchylenie standardowe	1,04 [0,13]	1,16 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	8,20 [-1,972; 1,972] 5%	-100,37 [-1,972; 1,972] 5%
AR(2)	parametr, odchylenie standardowe	0,88 [0,04]	0,10 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	22,84 [-1,972; 1,972] 5%	-109,68 [-1,972; 1,972] 5%
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	0,50 [0,16]	0,71 [0,08]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	3,03 [-1,972; 1,972] 5%	-8,98 [-1,972; 1,972] 5%
MA(2)	parametr, odchylenie standardowe	0,46 [0,12]	0,42 [0,10]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	3,92 [-1,972; 1,972] 5%	-4,39 [-1,972; 1,972] 5%
MA(3)	parametr, odchylenie standardowe	-0,29 [0,11]	-0,48 [0,08]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-2,77 [-1,972; 1,972] 5%	6,05 [-1,972; 1,972] 5%
Część sezonowa			
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,65 [0,10]	-0,65 [0,10]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-6,49 [-1,972; 1,972] 5%	-6,49 [-1,972; 1,972] 5%
Diagnostyka reszt modelu			
Test Ljung-Box na resztach	statystyka testowa	22,96	26,39
Test Box-Pierce na resztach		1,23	2,51
Test Ljung-Box na kwadratach reszt		27,92	20,45
Test Box-Pierce na kwadratach reszt		2,98	1,55
Test Jarque-Bera na normalność reszt		1,17	1,15
Skośność rozkładu reszt		-0,15	0,02
Kurtoza rozkładu reszt		2,62	3,11

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie Demetra. Diagnostyka reszt modelu wykonana w pakietach Stata i EViews.

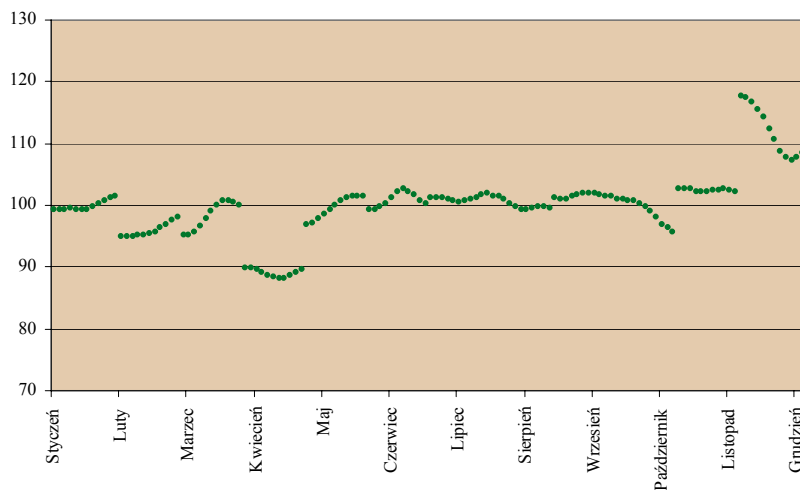
Oszacowany komponent sezonowy (wykresy 33 i 34) wskazuje na regularne zwiększanie przez przedsiębiorstwa stanu depozytów bieżących w grudniu, co może mieć związek z przypadającym na ten miesiąc zamknięciem roku bilansowego. Z kolei obserwowany co roku spadek stanu depozytów bieżących w kwietniu jest najprawdopodobniej wynikiem składania przez przedsiębiorstwa bilansowych sprawozdań finansowych.

Wykres 33. Depozyty bieżące przedsiębiorstw – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda TRAMO/SEATS)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 34. Depozyty bieżące przedsiębiorstw – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda X-12-ARIMA)

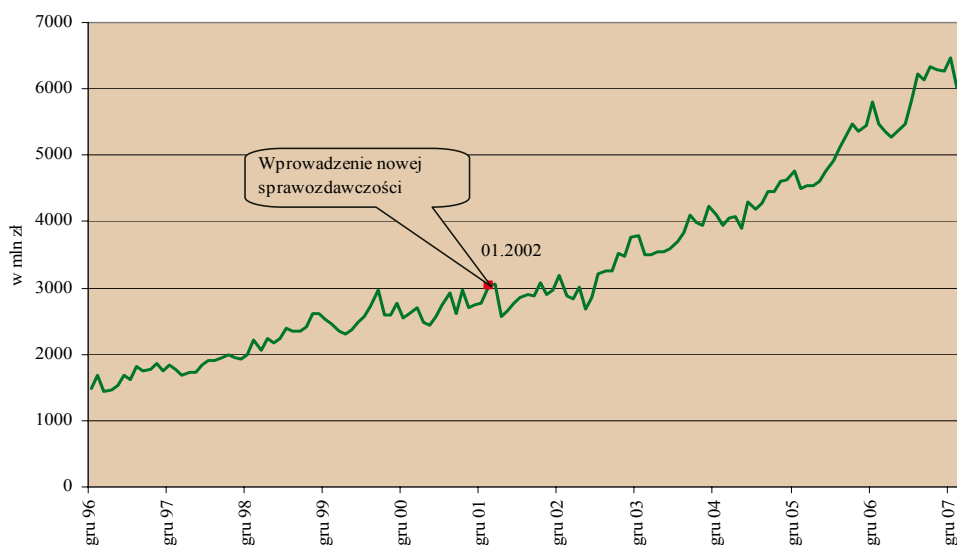


Źródło: opracowanie własne.

4.9. Depozyty bieżące instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych

Instytucje niekomercyjne działające na rzecz gospodarstw domowych to jednostki prawne, których podstawowe przychody stanowią dobrowolne wpłaty pieniężne lub wkłady w naturze od gospodarstw domowych, dotacje instytucji rządowych i samorządowych oraz dochody z tytułu własności⁸². Depozyty bieżące tych podmiotów przedstawiono na wykresie 35.

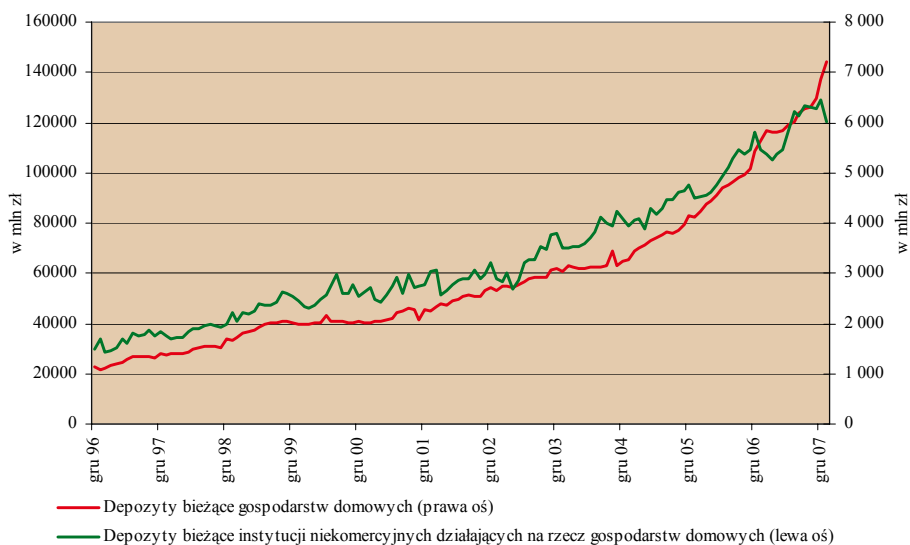
Wykres 35. Depozyty bieżące instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Analizowany szereg wykazuje zbliżony trend do szeregu depozytów bieżących gospodarstw domowych (wykres 36). Pomimo tego podobieństwa, analiza szeregu oraz jego pierwszych różnic nie doprowadziła do wykrycia potencjalnych obserwacji nietypowych, charakterystycznych dla depozytów bieżących gospodarstw domowych.

⁸² Definicja NBP. Do sektora należą m.in.: związki zawodowe, towarzystwa i stowarzyszenia zawodowe i naukowe, stowarzyszenia konsumentów, partie polityczne, kościoły i związki wyznaniowe, ochotnicza straż pożarna, fundusze i fundacje działające na rzecz gospodarstw domowych, kluby społeczne, kluby kultury, rekreacyjne i sportowe, wspólnoty mieszkaniowe, niepubliczne zakłady opieki zdrowotnej i szkoły niepubliczne, prowadzone przez kościoły i związki wyznaniowe, fundacje działające na rzecz gospodarstw domowych, związki zawodowe, samorządy zawodowe i stowarzyszenia oraz inne podmioty zaliczane do instytucji niekomercyjnych, instytucje dobroczynne, organizacje pomocy humanitarnej finansowane z dobrowolnych transferów pieniężnych lub w naturze od innych jednostek instytucjonalnych.

Wykres 36. Depozyty bieżące gospodarstw domowych i instytucji niekomercyjnych działających na ich rzecz

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Wyniki przedstawione w tabeli 8 wskazują na występowanie addytywnej zależności pomiędzy komponentami szeregu. Wynik ten jest zgodny z obserwacją wykresu szeregu. Zmiana sprawozdawczości w styczniu 2001 r. spowodowała wzrost wartości szeregu o około 450 mln zł, co odpowiadało 17% stanu szeregu na koniec tego okresu.

Dobór modelu ARIMA wskazuje na występowanie w szeregu dodatniej zależności pomiędzy aktualną wartością szeregu a wartościami opóźnionymi o jeden i dwa okresy.

Wykonana diagnostyka reszt modeli wskazuje na brak podstaw do odrzucenia hipotez zerowych poszczególnych testów na każdym z poziomów istotności wymienionych w tabeli 2.

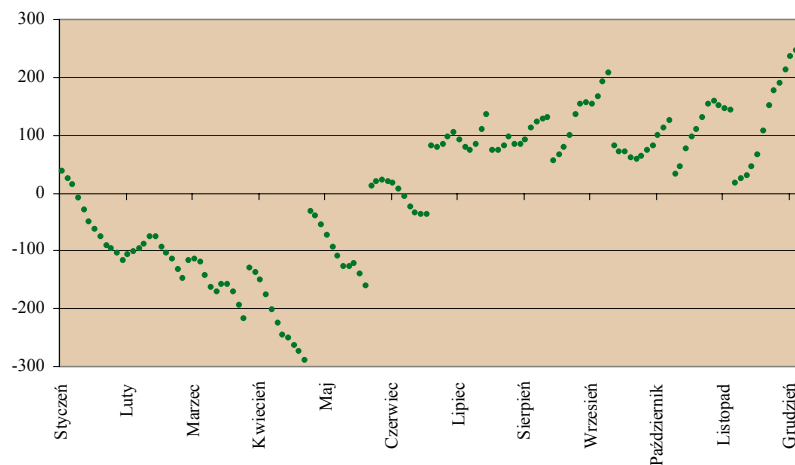
Tabela 10. Depozyty bieżące instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA

Charakterystyka modelu		TRAMO/SEATS	X-12-ARIMA
Transformacja		brak	brak
Efekt dni roboczych		brak	brak
Efekt Wielkanocy		brak	brak
Efekt roku przestępnego		brak	brak
Obserwacje nietypowe			
TC 01.2002	parametr, odchylenie standardowe	450,93 [108,16]	451,33 [105,00]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	4,17 [-3,210; 3,210]	4,30 [-3,210; 3,210]
Specyfikacja modelu ARIMA			
Parametry modelu		(2 1 2)(0 1 1)	(2 1 2)(0 1 1)
Część niesezonowa			
AR(1)	parametr, odchylenie standardowe	1,06 [0,15]	1,06 [0,14]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	6,99 [-1,972; 1,972] 5%	-7,42 [-1,972; 1,972] 5%
AR(2)	parametr, odchylenie standardowe	0,33 [0,15]	0,33 [0,14]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	2,11 [-1,972; 1,972] 5%	-2,37 [-1,972; 1,972] 5%
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	0,51 [0,16]	0,51 [0,15]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	3,25 [-1,972; 1,972] 5%	-3,49 [-1,972; 1,972] 5%
MA(2)	parametr, odchylenie standardowe	-0,34 [0,16]	-0,34 [0,14]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-2,14 [-1,972; 1,972] 5%	2,37 [-1,972; 1,972] 5%
Część sezonowa			
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,66 [0,10]	-0,66 [0,08]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-6,79 [-1,972; 1,972] 5%	8,13 [-1,972; 1,972] 5%
Diagnostyka reszt modelu			
Test Ljung-Box na resztach	statystyka testowa	11,53	12,78
Test Box-Pierce na resztach		0,21	0,00
Test Ljung-Box na kwadratach reszt		27,22	30,39
Test Box-Pierce na kwadratach reszt		1,35	3,49
Test Jarque-Bera na normalność reszt		0,94	1,44
Skośność rozkładu reszt		0,18	0,23
Kurtoza rozkładu reszt		2,75	2,84

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie Demetra. Diagnostyka reszt modelu wykonana w pakietach Stata i EViews.

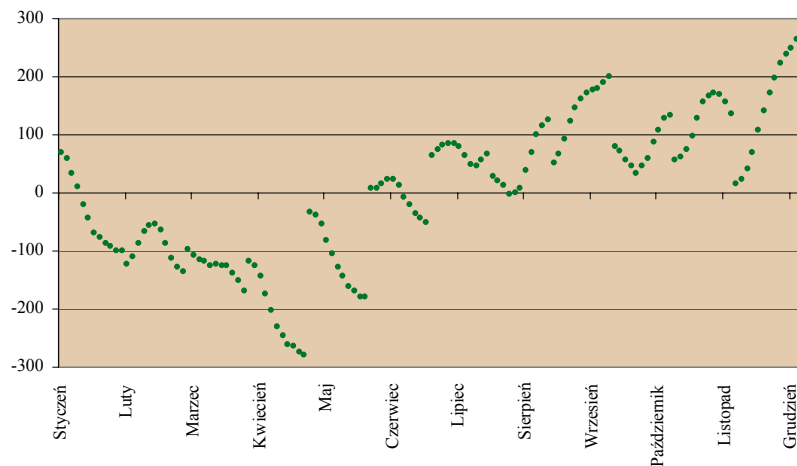
W przypadku tego szeregu komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach okazał się stosunkowo mało stabilny (wykresy 36 i 37). Stan depozytów bieżących instytucji niekomercyjnych na początku roku jest niższy od średniej rocznej i wraz z upływem lat ulegał dalszemu obniżeniu. Z kolei w drugiej połowie roku obserwuje się stopniowy sezonowy wzrost stanu depozytów.

Wykres 37. Depozyty bieżące instytucji niekomercyjnych – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda TRAMO/SEATS)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 38. Depozyty bieżące instytucji niekomercyjnych – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda X-12-ARIMA)



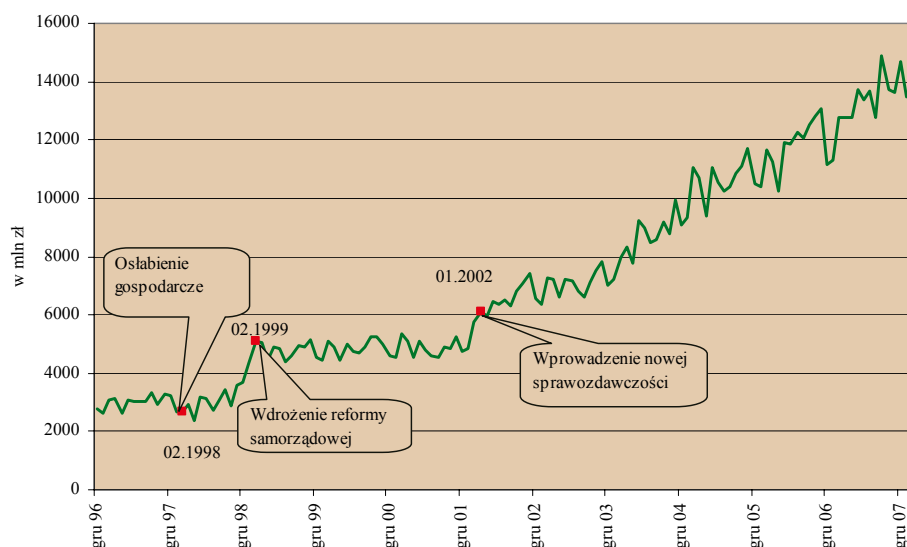
Źródło: opracowanie własne.

4.10. Depozyty bieżące instytucji samorządowych

Instytucje samorządowe to organy administracji samorządowej na poziomie gminy, powiatu i województwa oraz podlegające im jednostki organizacyjne, których działalność jest finansowana z budżetu jednostek samorządu terytorialnego, z wyjątkiem regionalnych oddziałów funduszy ubezpieczeń społecznych⁸³. Na zobowiązania systemu bankowego wobec instytucji samorządowych składają się depozyty utworzone ze środków budżetów terenowych oraz funduszy celowych budżetów terenowych.

Analiza wielkości depozytów bieżących instytucji samorządowych wskazuje, że do czasu wprowadzenia reformy samorządowej depozyty sektora pozostawały na niskim, stabilnym poziomie (wykres 39).

Wykres 39. Depozyty bieżące instytucji samorządowych



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Ustawa z dnia 26 listopada 1998 r. o dochodach jednostek samorządu terytorialnego w latach 1999–2003 oraz ustawa z dnia 26 listopada 1998 r. o finansach publicznych nałożyły na jednostki samorządowe nowe obowiązki i jednocześnie zwiększyły ich dochody. Wzrost stanu depozytów w styczniu 1999 r. był związany z wejściem w życie wymienionych wyżej ustaw. Zmiana sprawozdawczości wprowadzona w marcu 2003 r. zmodyfikowała sposób liczenia statystyki sektora. Wyraźny wzrost poziomu szeregu w tym okresie jest najprawdopodobniej związany ze zmianami metodologicznymi. Od tego czasu następuje stopniowy wzrost dochodów samorządów. Przyczynia się do niego wprowadzenie w życie ustawy z dnia 13 listopada 2003 r. o dochodach jednostek samorządu terytorialnego, m.in. podwyższającej udział poszczególnych jednostek samorządowych w dochodach budżetu państwa z tytułu wpływów z podatku dochodowego od osób fizycznych oraz podatku od osób prawnych

⁸³ Definicja NBP. Do tego sektora należą: urzędy powiatowe i gminne, urzędy marszałkowskie i inne organy administracji samorządowej, związki jednostek samorządu terytorialnego, samodzielne publiczne zakłady opieki zdrowotnej utworzone przez jednostki samorządu terytorialnego, publiczne szkoły i placówki działające na podstawie ustawy z dnia 7 września 1991 r. o systemie oświaty (Dz.U. Nr 67 z 1996 r., poz. 329 z późn. zm.), prowadzone przez jednostki samorządu terytorialnego, samorządowe instytucje kultury, instytucje pomocy społecznej, służby, straże i inspekcje, zakłady budżetowe tworzone przez jednostki samorządu terytorialnego (gminne, powiatowe i wojewódzkie zakłady budżetowe), gospodarstwa pomocnicze jednostek budżetowych tworzone przez jednostki samorządu terytorialnego (gospodarstwa pomocnicze gminnych, powiatowych i wojewódzkich jednostek budżetowych) oraz środki specjalne gromadzone przez jednostki samorządu terytorialnego, samorządowe fundusze celowe, samorządowe osoby prawne tworzone na podstawie odrębnych ustaw w celu wykonywania zadań publicznych, z wyłączeniem przedsiębiorstw, banków i spółek prawa handlowego.

i jednostek organizacyjnych niemających osobowości prawnej⁸⁴. Wstąpienie Polski do Unii Europejskiej zwiększyło dochody samorządów o środki unijne, przeznaczone na inwestycje⁸⁵.

Wyniki dekompozycji sezonowej zamieszczone w tabeli 11 potwierdzają spostrzeżenia płynące z analizy przebiegu zmienności szeregu o dwukrotnym wystąpieniu podniesienia średniego poziomu szeregu. Wprowadzenie reformy samorządowej spowodowało zwiększenie depozytów bieżących instytucji samorządowych o około 35%, natomiast wprowadzenie zmian w sprawozdawczości odpowiada za trwałe zwiększenie stanu szeregu o około 15%. W rezultacie spowolnienia gospodarczego, jakie miało miejsce w 1998 r. stan depozytów uległ przejściowemu zmniejszeniu o około 20%.

Oszacowania parametrów modelu ARIMA wskazują na umiarkowany stopień losowości trendu, natomiast komponent sezonowy jest w mniejszym stopniu losowy. W przypadku tego szeregu zanotowano pewne różnice w oszacowaniu parametrów pomiędzy obiema metodami, aczkolwiek skala rozbieżności nie przekracza 10%.

W przypadku reszt pochodzących z obu modeli na poziomie istotności 1% brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej testu Ljung-Box, natomiast ta sama hipoteza zerowa nie jest odrzucana przez test Box-Pierce na 5% poziomie istotności. Nie stwierdzono również podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o normalności rozkładu reszt.

Tabela 11. Depozyty bieżące instytucji samorządowych – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA

Charakterystyka modelu		TRAMO/SEATS	X-12-ARIMA
Transformacja		logarytmiczna	logarytmiczna
Efekt dni roboczych		brak	brak
Efekt Wielkanocy		brak	brak
Efekt roku przestępnego		brak	brak
Observacje nietypowe			
TC 02.1998	parametr, odchylenie standardowe	-0,212 [0,04]	-0,22 [0,04]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	-4,90 [-3,205; 3,205]	-5,14 [-3,205; 3,205]
LS 01.1999	parametr, odchylenie standardowe	0,30 [0,04]	0,31 [0,04]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	7,23 [-3,205; 3,205]	7,81 [-3,205; 3,205]
LS 03.2002	parametr, odchylenie standardowe	0,14 [0,04]	0,15 [0,038]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	3,51 [-3,205; 3,205]	3,96 [-3,205; 3,205]
Specyfikacja modelu ARIMA			
Parametry modelu		(0 1 1)(0 1 1)	(0 1 1)(0 1 1)
Część niesezonowa			
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,53 [0,09]	-0,59 [0,07]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-6,02 [-1,972; 1,972] 5%	8,41 [-1,972; 1,972] 5%
Część sezonowa			
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,64 [0,09]	-0,71 [0,07]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-6,90 [-1,972; 1,972] 5%	10,74 [-1,972; 1,972] 5%
Diagnostyka reszt modelu			
Test Ljung-Box na resztach		41,54	42,48
Test Box-Pierce na resztach		0,72	1,37
Test Ljung-Box na kwadratach reszt		9,31	14,18
Test Box-Pierce na kwadratach reszt		0,86	2,15
Test Jarque-Bera na normalność reszt		0,26	0,29
Skośność rozkładu reszt		0,06	0,1
Kurtoza rozkładu reszt		3,20	2,81

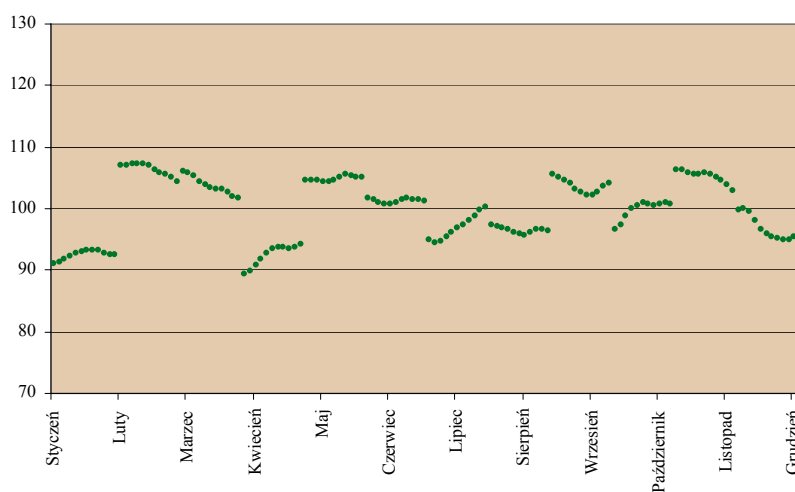
Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie Demetra. Diagnostyka reszt modelu wykonana w pakietach Stata i EViews.

⁸⁴ W 2003 r. udział gmin we wpływach z podatku dochodowego od osób fizycznych wzrósł z 27,6 % do 35,95%, a we wpływach z podatku dochodowego od osób prawnych i jednostek organizacyjnych niemających osobowości z 5 % do 6,71% w 2006 r. Dochody powiatów zwiększyły się analogicznie z 1% do 1,4% oraz z 0% do 10,25%, a dochody województwa z 1,5% do 1,6% oraz z 0,5% do 15,9%.

⁸⁵ Do środków pozyskiwanych z budżetu Unii Europejskiej należą m.in. środki przeznaczone na realizację programów przedakcesyjnych, środki pochodzące z funduszy strukturalnych i Funduszu Spójności oraz środki Europejskiego Funduszu Orientacji i Gwarancji Rolnych „Sekcja Gwarancji”.

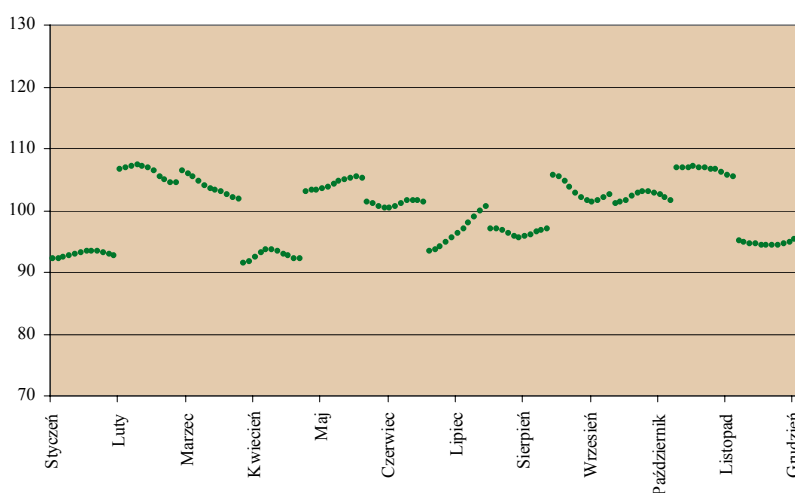
Komponenty sezonowe otrzymane po zastosowaniu obu metod są do siebie bardzo zbliżone (wykres 40, wykres 41). Ozwierciedlają zmiany stanu środków będących w dyspozycji instytucji samorządowych. Z danych udostępnianych przez Ministerstwo Finansów wynika, że jednostki te wykazują wzrost zadłużenia na koniec roku i poprawę sytuacji finansowej w połowie roku bilansowego. Tendencja ta jest widoczna w sposobie kształtowania się komponentu sezonowego. Stan depozytów bieżących ulega obniżeniu na przełomie roku, gdy brak jest środków na pokrycie zobowiązań, a zwiększa się w lutym, marcu, maju i czerwcu, gdy relacja pomiędzy wpływami i wydatkami jednostek poprawia się.

Wykres 40. Depozyty bieżące instytucji samorządowych – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda TRAMO/SEATS)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 41. Depozyty bieżące instytucji samorządowych – komponent sezonowy w poszczególnych miesiącach (metoda X-12-ARIMA)



Źródło: opracowanie własne.

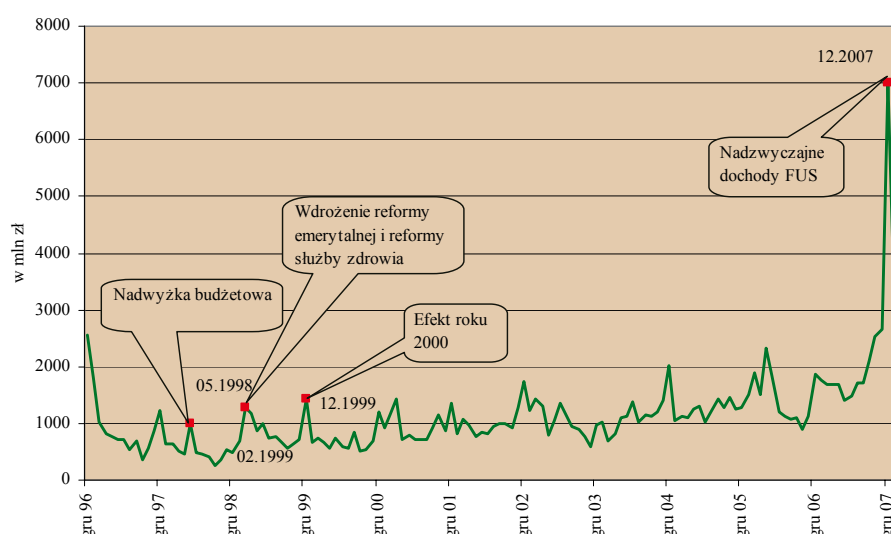
4.11. Depozyty bieżące funduszy ubezpieczeń społecznych

Podsektor funduszy ubezpieczeń społecznych tworzą kasy chorych, Zakład Ubezpieczeń Społecznych⁸⁶, Kasa Rolniczego Ubezpieczenia Rolniczego oraz działające w sferze ubezpieczeń społecznych fundusze, zarządzane przez wymienione powyżej jednostki.

Głównymi źródłami dochodów Funduszu Ubezpieczeń Społecznych są składki na ubezpieczenia społeczne oraz dotacje z budżetu państwa⁸⁷. Na wydatki sektora składają się wypłaty świadczeń pieniężnych z ubezpieczenia społecznego włącznie z należnymi odsetkami, odpisy stanowiące przychody Zakładu Ubezpieczeń Społecznych przeznaczone na pokrycie wydatków związanych z jego działalnością oraz pozostałe wydatki.

Przebieg zmienności szeregu w okresie objętym badaniem przedstawiono na wykresie 42.

Wykres 42. Depozyty bieżące funduszy ubezpieczeń społecznych



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

W okresie od grudnia 1996 r. do grudnia 1998 r. dostępne są jedynie dane o depozytach bieżących Funduszy Ubezpieczeń Społecznych w Narodowym Banku Polskim. Stan zobowiązań pozostałych Monetarnych Instytucji Finansowych wobec FUS w tym okresie jest niemożliwy do określenia. Dane od stycznia 1999 r. do lutego 2002 r. mają charakter szacunkowy ze względu na zmianę metodologii statystyki monetarnej.

Porównanie stanu depozytów bieżących funduszy ubezpieczeń społecznych z saldem dochodów i wydatków Funduszu Ubezpieczeń Społecznych, Funduszu Pracy oraz Funduszu Emerytalno-Rentowego Kasy Rolniczego

⁸⁶ Zakład Ubezpieczeń Społecznych jest dysponentem środków finansowych Funduszu Ubezpieczeń Społecznych wypłacającym świadczenia z tytułu ubezpieczeń emerytalnych, rentowych, chorobowych oraz wypadkowych, a także wydatków na prewencję rentową.

⁸⁷ Dotacje z budżetu państwa obejmują:

- dotację celową przeznaczoną na pokrycie wydatków na świadczenia inne niż wynikające z ubezpieczenia takie jak: wypłaty świadczeń dla inwalidów wojennych i wojskowych oraz kombatantów, ryczałtów energetycznych, dodatków kombatanckich, dodatków dla żołnierzy i górników, świadczeń pieniężnych dla osób deportowanych do pracy przymusowej oraz osadzonych w obozach pracy przez III Rzeszę i ZSRR, uzupełnienie części składek na ubezpieczenia społeczne za pracowników i członków spółdzielni zatrudnionych bezpośrednio w produkcji rolnej, uzupełnienie części składek na ubezpieczenia społeczne za zatrudnione osoby niepełnosprawne,
- dotację uzupełniającą, na którą składają się m.in. z tytułu przekazania środków do OFE, z tytułu przekroczenia 30-krotności podstawy wymiaru osób płacących składki oraz z tytułu niedoboru środków na wypłaty świadczeń,
- pozostałe dochody, takie jak odsetki za zwłokę, i opłaty dodatkowe.

Informacje pochodzą ze strony www.zus.pl

Ubezpieczenia Społecznego⁸⁸ wskazuje, że szeregi te wykazują zbliżony trend. Można zatem przypuszczać, że wielkość depozytów bieżących FUS w systemie bankowym jest proporcjonalna do uzyskiwanego przez nich wyniku finansowego.

Szereg depozytów bieżących FUS charakteryzuje się podwyższeniem wartości w kolejnych grudniach i styczniach. Jest to spowodowane m.in. wyższymi przeciętnymi wynagrodzeniami na koniec roku w związku z wypłatą dodatkowych premii oraz wypłatą trzynastych pensji w części przedsiębiorstw. Składki na ubezpieczenia społeczne pochodzące z tych źródeł częściowo zasilają depozyty bieżące podsektora.

W procedurze wstępnej identyfikacji wykryto jednorazowy wzrost wartości szeregu w maju 1998 r. Był związany z uzyskaniem przez FUS znacznej nadwyżki budżetowej na skutek chwilowego wzrostu dochodów. Na początku 1999 r. podwyższył się średni poziom szeregu, w wyniku wejścia w życie od 1 stycznia 1999 r. reformy służby zdrowia oraz reformy emerytalnej. W wyniku tego uległy zmianie przepływy środków w funduszach ubezpieczeń społecznych. Gwałtowny wzrost wartości szeregu w grudniu 2007 r. był spowodowany nałożeniem się na siebie kilku czynników dodatnio wpływających na kondycję finansową funduszy ubezpieczeń społecznych. Jednym z nich był sezonowy wzrost dochodów FUS. Do ich zwiększenia przyczyniło się przekazanie przez budżet państwa znacznych dotacji dla FUS. Wyniosły one 7 182 mln zł i były najwyższe w całym okresie objętym próbą.

Rezultaty dekompozycji sezonowej szeregu podsumowuje tabela 12. Wynika z nich, że nadwyżka budżetowa była przyczyną jednorazowego wzrostu stanu szeregu na koniec okresu o prawie 70%, natomiast reforma emerytalna spowodowała trwale, blisko dwukrotne zwiększenie dochodów FUS. Zwiększenie dochodów funduszy ubezpieczeń społecznych nie zostało przypisane przez oba programy sezonowego wyrównania danych do grona obserwacji nietypowych ze względu na jego wystąpienie na końcu próby, w wyniku czego prawidłowe identyfikowanie tego zjawiska jest utrudnione.

W omawianym szeregu wystąpiły problemy z doбором rzędu różnicowania d modelu ARIMA (wzór (20)). Wyniki testów KPSS, Akdi-Dickey i HEGY wskazały na konieczność wykonania różnicowania jednokrotnego szeregu w celu uzyskania jego stacjonarności, natomiast na podstawie wyników testów ADF i PP stwierdzono, że szereg jest trendostacjonarny. Szereg poddano jednokrotnemu różnicowaniu sezonowemu, gdyż na podstawie wyników testów HEGY, Osbon i Akdi-Dickey stwierdzono występowanie w nim sezonowego pierwiastka jednostkowego. Ze względu na omówione powyżej niejednoznaczności zbadano modele z różnymi wartościami parametru d ($d = 1$ oraz $d = 0$). Wykonana diagnostyka wskazała niepożądane właściwości modeli, dla których $d = 0$. Ostatecznie do omawianego szeregu dobrano model ARIMA (0, 1, 1)(0, 1, 1). Wykonane testy diagnostyczne nie wskazywały na występowanie nieprawidłowej struktury reszt.

⁸⁸ Dane do porównań pobrano z Ministerstwa Finansów.

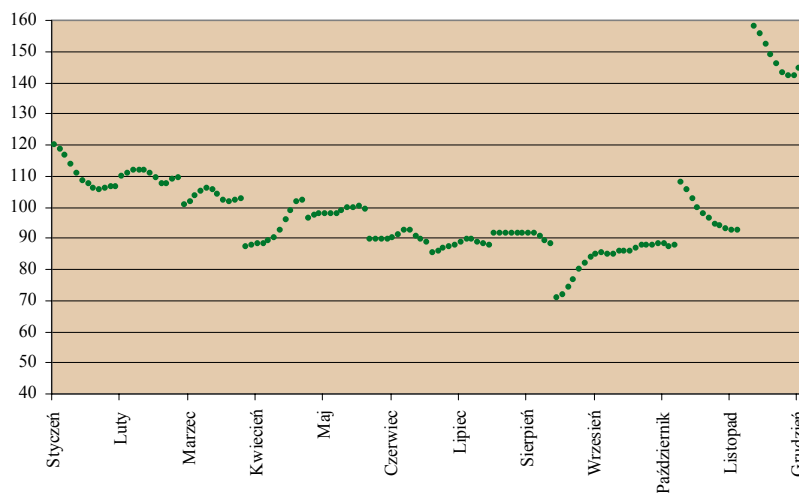
Tabela 12. Depozyty bieżące funduszy ubezpieczeń społecznych – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA

Charakterystyka modelu		TRAMO/SEATS	X-12-ARIMA
Transformacja		logarytmiczna	logarytmiczna
Efekt dni roboczych		brak	brak
Efekt Wielkanocy		brak	brak
Efekt roku przestępnego		brak	brak
Observacje nietypowe			
AO 05.1998	parametr, odchylenie standardowe	0,68 [0,22]	0,68 [0,21]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	3,26 [-3,215; 3,215]	3,33 [-3,215; 3,215]
LS 02.1999	parametr, odchylenie standardowe	0,91 [0,22]	0,91 [0,22]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	3,89 [-3,215; 3,215]	4,30 [-3,215; 3,215]
Specyfikacja modelu ARIMA			
Parametry modelu		(0 1 1)(0 1 1)	(0 1 1)(0 1 1)
Część niesezonowa			
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,40 [0,09]	-0,46 [0,08]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-4,60 [-1,972; 1,972] 5%	5,59 [-1,972; 1,972] 5%
Część sezonowa			
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,71 [0,10]	-0,77 [0,06]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-7,42 [-1,972; 1,972] 5%	12,96 [-1,972; 1,972] 5%
Diagnostyka reszt modelu			
Test Ljung-Box na resztach		15,03	17,65
Test Box-Pierce na resztach		1,34	0,85
Test Ljung-Box na kwadratach reszt		20,48	21,57
Test Box-Pierce na kwadratach reszt		3,67	1,76
Test Jarque-Bera na normalność reszt		0,39	1,14
Skośność rozkładu reszt		0,14	0,09
Kurtoza rozkładu reszt		3,00	3,30

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie Demetra. Diagnostyka reszt modelu wykonana w pakietach Stata i EViews.

Analiza czynnika sezonowego dla listopada (wykresy 43 i 44) wskazuje, że na początku próby był on wyższy od średniej, a następnie, w kolejnych latach, stopniowo się obniżał. Zjawisko to wynikało z postępującego wzrostu wydatków FUS w tym miesiącu w kolejnych latach przy stałym poziomie dochodów przypadających na ten okres. Kształt komponentu sezonowego otrzymanego dla grudnia odpowiada oscylacjom, jakim podlegały wpływy ze składek na ubezpieczenie zdrowotne w okresie objętym próbą. Podobnie, stopniowy wzrost wartości komponentu sezonowego w kwietniu wiąże się z wyraźnym wzrostem dochodów z tytułu składek na ubezpieczenie zdrowotne przy stabilnym poziomie wydatków FUS w tym miesiącu.

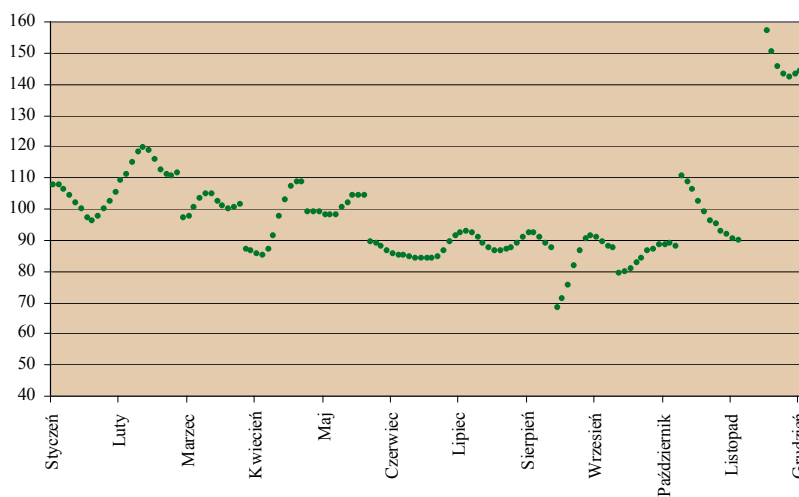
Wykres 43. Depozyty bieżące funduszy ubezpieczeń społecznych – komponent sezonowy (metoda TRAMO/SEATS)



Źródło: opracowanie własne.

4

Wykres 44. Depozyty bieżące funduszy ubezpieczeń społecznych – komponent sezonowy (metoda X-12-ARIMA)

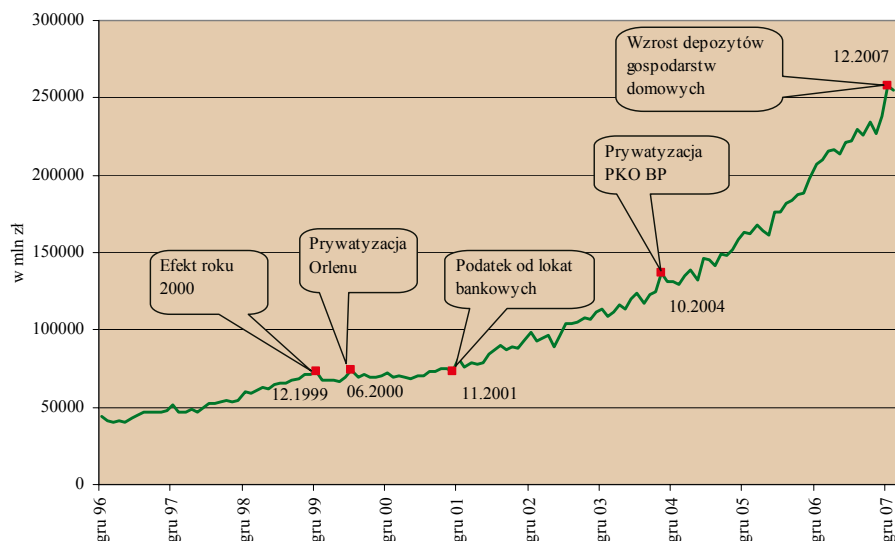


Źródło: opracowanie własne.

4.12. Depozyty bieżące ogółem

W zagregowanej wielkości depozytów i innych zobowiązań bieżących dominującą rolę mają depozyty gospodarstw domowych i przedsiębiorstw. Te dwie kategorie stanowią ponad 80% wartości depozytów bieżących w systemie bankowym. Przebieg zmienności tego szeregu przedstawia poniższy wykres.

Wykres 45. Depozyty bieżące ogółem



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Obserwacje nietypowe wykryte w tym agregacie są charakterystyczne dla gospodarstw domowych. Wyniki zebrane w tabeli 13 wskazują, że kierunek, skala i sposób oddziaływania wykrytych w agregacie obserwacji nietypowych są zgodne z rezultatami otrzymanymi dla wymienionego powyżej sektora. Pozostałe efekty zidentyfikowane w poszczególnych rodzajach depozytów bieżących oddziaływały zbyt słabo na agregat, w związku z czym nie są widoczne w zachowaniu się tej kategorii. Ze zbioru obserwacji nietypowych usunięto znajdujący się na granicy progu istotności parametr przy obserwacji nietypowej związanej z prywatyzacją Orlenu, gdyż powodował występowanie autokorelacji reszt w modelach otrzymanych przy zastosowaniu obu metod. Charakterystyka modelu dotycząca szeregu jest zgodna z cechami opisującymi modele dla składowych mających największy udział w depozytach bieżących ogółem. Wpływ depozytów bieżących niemonetarnych instytucji finansowych, dla których nie wykryto istnienia efektów sezonowych, oraz depozytów bieżących instytucji niekomercyjnych, dla których zastosowano model addytywny był zbyt mały, aby znalazł odzwierciedlenie w wyborze parametrów modelu dekompozycji sezonowej depozytów bieżących ogółem.

Otrzymane statystyki testowe dla testu Ljung-Box wskazują, że w przypadku obu modeli na poziomie istotności 1% nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że reszty są białym szumem, natomiast hipoteza zerowa nie jest odrzucana przez test Box-Pierce na żadnym testowanym poziomie istotności.

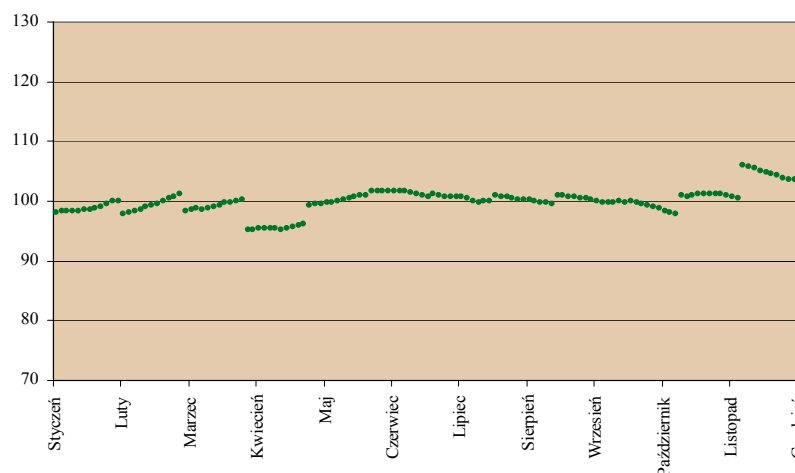
Tabela 13. Depozyty bieżące ogółem – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA

Charakterystyka modelu		TRAMO/SEATS	X-12-ARIMA
Transformacja		logarytmiczna	logarytmiczna
Efekt dni roboczych		brak	brak
Efekt Wielkanocy		brak	brak
Efekt roku przestępnego		brak	brak
Observacje nietypowe			
AO 11.2001	parametr, odchylenie standardowe	-0,06 [0,02]	-0,06 [0,02]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	-3,24 [-3,210; 3,210]	-3,31 [-3,210; 3,210]
AO 10.2004	parametr, odchylenie standardowe	0,09 [0,02]	0,09 [0,02]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	4,83 [-3,210; 3,210]	4,93 [-3,210; 3,210]
Specyfikacja modelu ARIMA			
Parametry modelu		(0 1 1)(0 1 1)	(0 1 1)(0 1 1)
Część niesezonowa			
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,23 [0,09]	-0,23 [0,09]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-2,50 [-1,972; 1,972] 5%	2,68 [-1,972; 1,972] 5%
Część sezonowa			
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,72 [0,09]	-0,72 [0,07]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-7,74 [-1,972; 1,972] 5%	10,64 [-1,972; 1,972] 5%
Diagnostyka reszt modelu			
Test Ljung-Box na resztach	statystyka testowa	35,62	37,45
Test Box-Pierce na resztach		1,52	0,64
Test Ljung-Box na kwadratach reszt		20,81	16,30
Test Box-Pierce na kwadratach reszt		0,05	0,39
Test Jarque-Bera na normalność reszt		1,28	2,28
Skośność rozkładu reszt		-0,25	-0,28
Kurtoza rozkładu reszt		2,89	2,91

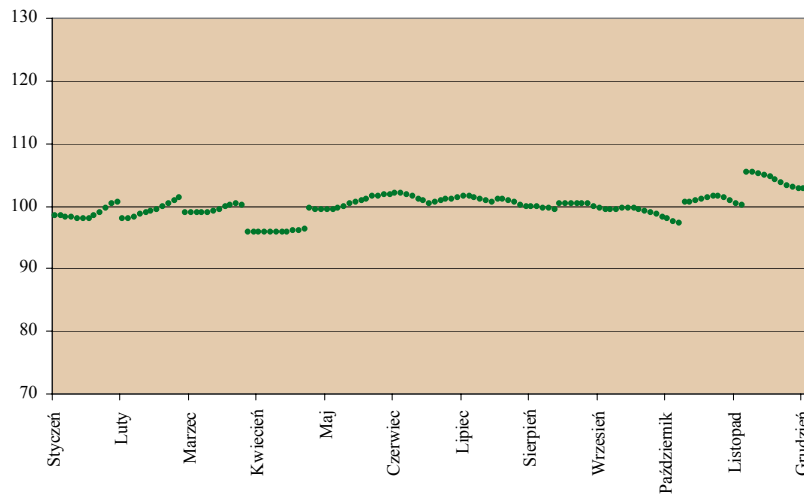
Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie Demetra. Diagnostyka reszt modelu wykonana w pakietach Stata i EViews.

Zachowanie komponentu sezonowego depozytów bieżących ogółem odpowiada czynnikowi sezonowemu otrzymanemu dla przedsiębiorstw (wykresy 46 i 47). Widoczne jest zwiększenie stanu depozytów w grudniu przeciętnie o 5,4% oraz ich spadek w kwietniu przeciętnie o 5%. Pomimo że depozyty bieżące gospodarstw domowych są głównym składnikiem depozytów bieżących ogółem, ich wpływ na analizowany komponent sezonowy był niewielki. Wynika to z braku wyraźnych różnic pomiędzy miesiącami, jeśli chodzi o siłę oddziaływania czynników sezonowych dla depozytów bieżących gospodarstw domowych.

Wykres 46. Depozyty bieżące ogółem – komponent sezonowy (metoda TRAMO/SEATS)



Źródło: opracowanie własne.

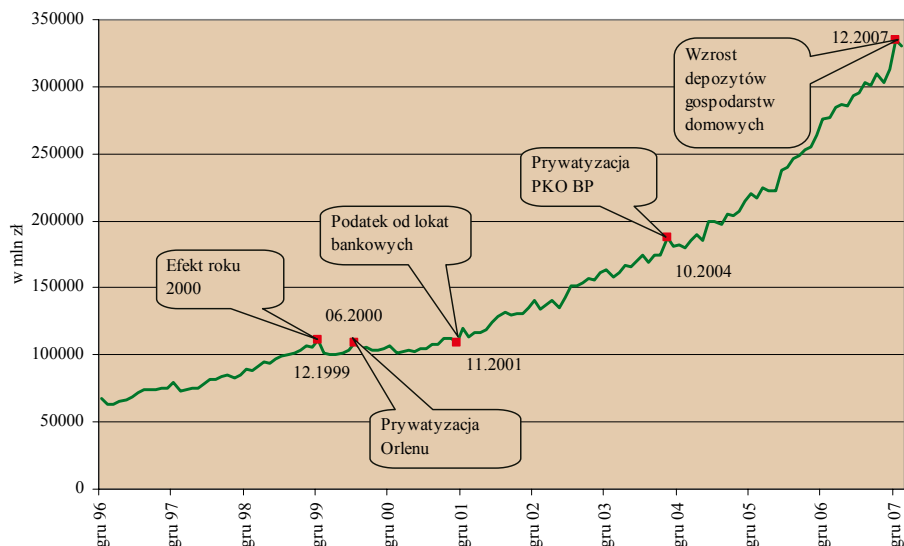
Wykres 47. Depozyty bieżące ogółem – komponent sezonowy (metoda X-12-ARIMA)

Źródło: opracowanie własne.

4.13. Podaż pieniądza M1

Przebieg zmienności M1 oraz wstępnie zidentyfikowane obserwacje nietypowe przedstawiono na wykresie 48.

Wykres 48. Podaż pieniądza M1



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Podstawowe wyniki sezonowego wyrównania szeregu przedstawiono w tabeli 14. Efekt Wielkanocy obecny w szeregu pieniądza gotówkowego w obiegu był zbyt słaby, aby zaznaczyć się w M1. Wybór postaci modelu był identyczny z tym, jakiego dokonano dla depozytów bieżących ogółem. Wpływ obserwacji nietypowych, jakie wystąpiły w 2001 r. oraz 2004 r. na M1 był nieco słabszy niż na depozyty bieżące ogółem. Powodem jest brak obecności tych obserwacji nietypowych w pieniądzu gotówkowym w obiegu. Pomimo tego, że efekt roku 2000 został odnotowany zarówno dla pieniądza gotówkowego, jak i dla depozytów bieżących gospodarstw domowych i przedsiębiorstw, w grudniu 1999 r. nie wykryto obserwacji nietypowej dla M1.

Dobór modelu ARIMA wskazuje na występowanie umiarkowanej losowości komponentu sezonowego.

Na podstawie wyników testu Ljung-Box brak jest podstaw na poziomie istotności 1% do odrzucenia hipotezy o tym, że są one białym szumem. Ta sama hipoteza zerowa nie została odrzucana przez test Box-Pierce na poziomie istotności 5%.

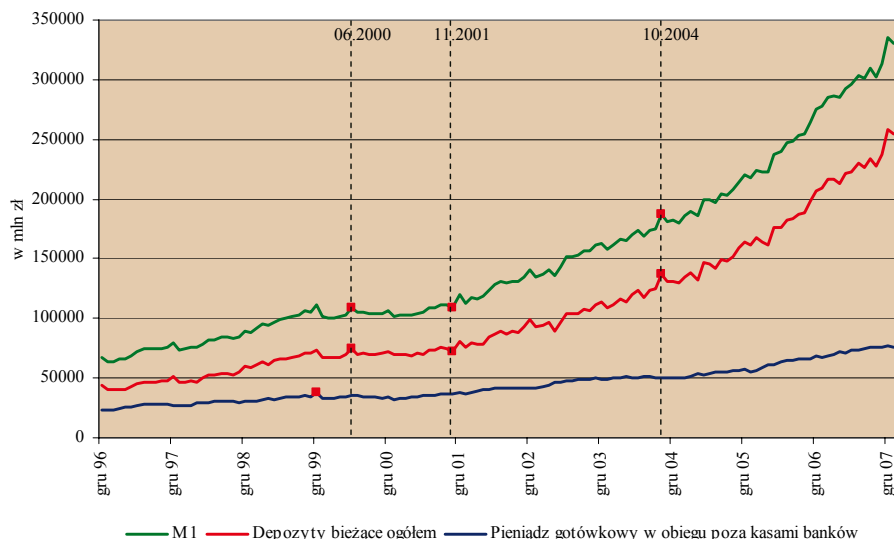
Tabela 14. Podaż pieniądza M1 – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA

Charakterystyka modelu		TRAMO/SEATS	X-12-ARIMA
Transformacja		logarytmiczna	logarytmiczna
Efekt dni roboczych		brak	brak
Efekt Wielkanocy	występowanie, czas trwania	brak	brak
Efekt roku przestępnego		brak	brak
Observacje nietypowe			
AO 06.2000	parametr, odchylenie standardowe	0,05 [0,01]	0,04 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	3,35 [-3,210; 3,210]	3,39 [-3,210; 3,210]
AO 11.2001	parametr, odchylenie standardowe	-0,04 [0,01]	-0,05 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	-3,70 [-3,210; 3,210]	-3,76 [-3,210; 3,210]
AO 10.2004	parametr, odchylenie standardowe	0,07 [0,01]	0,067 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	5,25 [-3,210; 3,210]	5,32 [-3,210; 3,210]
Specyfikacja modelu ARIMA			
Parametry modelu		(0 1 0)(0 1 1)	(0 1 0)(0 1 1)
Część sezonowa			
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,65 [0,0691]	-0,67 [0,0722]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-9,40 [-1,972; 1,972] 5%	9,28 [-1,972; 1,972] 5%
Diagnostyka reszt modelu			
Test Ljung-Box na resztach	statystyka testowa	33,15	38,73
Test Box-Pierce na resztach		1,60	3,78
Test Ljung-Box na kwadratach reszt		18,27	15,40
Test Box-Pierce na kwadratach reszt		0,80	0,11
Test Jarque-Bera na normalność reszt		0,72	0,84
Skośność rozkładu reszt		-0,14	-0,17
Kurtoza rozkładu reszt		2,74	2,84

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie Demetra. Diagnostyka reszt modelu wykonana w pakietach Stata i EViews.

Spośród dwóch składowych M1 depozyty bieżące mają dominujący wpływ na jego kształtowanie. Średni udział tego komponentu w wąskiej kategorii pieniądza w całej próbie przekracza 60%. Przewaga depozytów bieżących rośnie wraz z upływem czasu – pod koniec próby ich udział przekracza 75% podaży pieniądza M1. Szereg M1 i jego składowe z zaznaczonymi obserwacjami nietypowymi wszystkich szeregów przedstawiono na wykresie 49.

Wykres 49. Podaż pieniądza M1 i jego komponenty

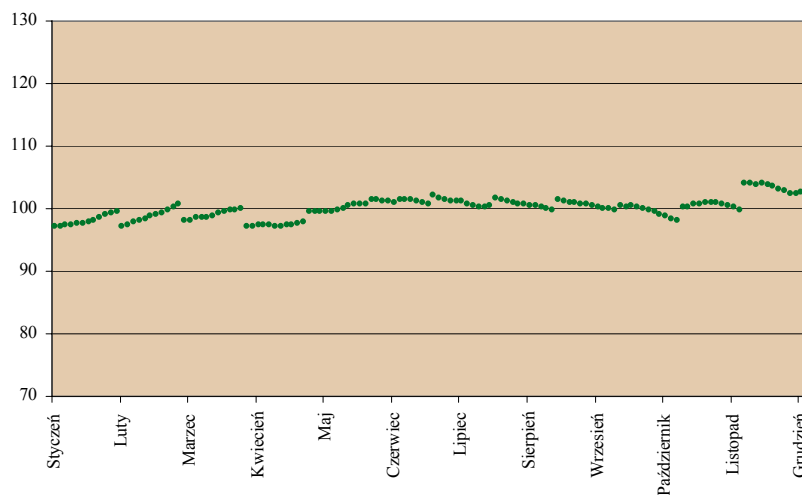


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP. Linia przerywaną zaznaczono statystycznie istotne obserwacje nietypowe w szeregu Podaż pieniądza M1.

Obserwacje nietypowe wykryte w M1 pokrywają się z tymi, które zidentyfikowano dla depozytów bieżących.

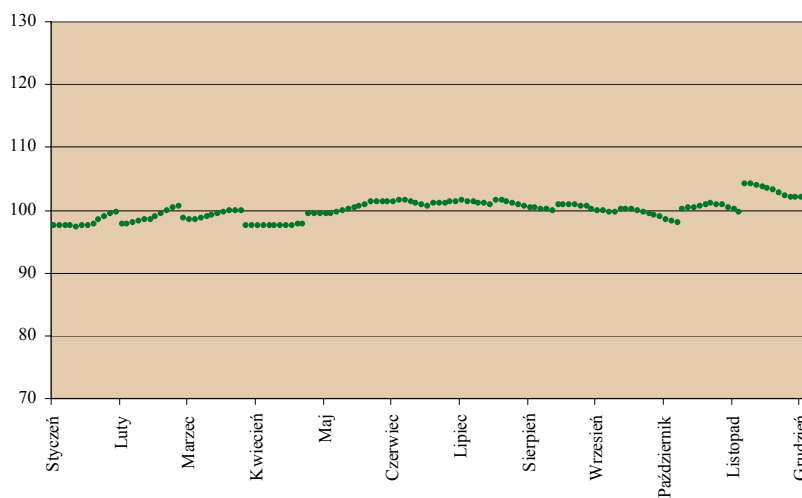
Wystymowany obciążeniem metodami komponent sezonowy (wykresy 50 i 51) cechował się podobnymi właściwościami jak czynnik sezonowy otrzymany dla depozytów bieżących ogółem.

Wykres 50. Podaż pieniądza M1 – komponent sezonowy (metoda TRAMO/SEATS)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 51. Podaż pieniądza M1 – komponent sezonowy (metoda X-12-ARIMA)

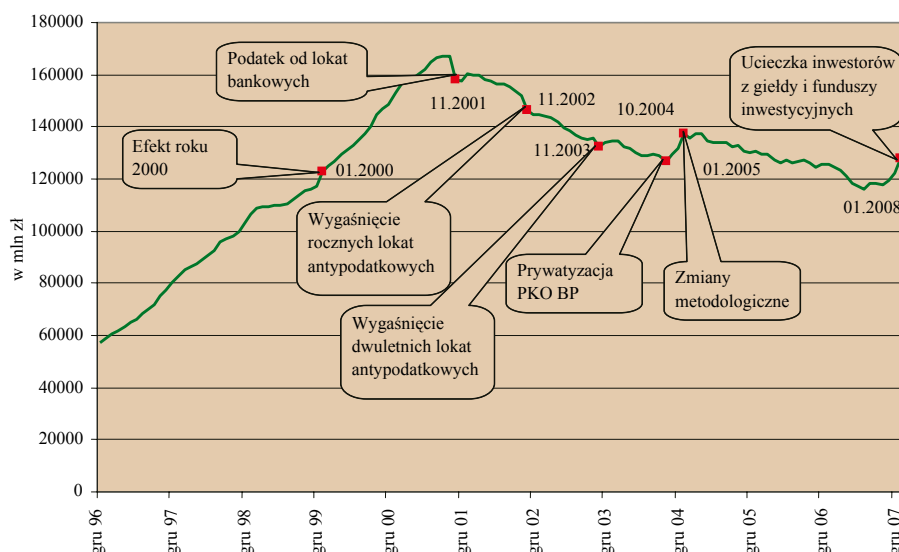


Źródło: opracowanie własne.

4.14. Depozyty terminowe osób prywatnych

Na początku analizowanej próby depozyty terminowe osób prywatnych wykazywały trend rosnący, wywołany wzrostem realnych wynagrodzeń⁸⁹ oraz osłabieniem tempa wzrostu spożycia indywidualnego (wykres 52). W 1999 r. obserwowano osłabienie tempa wzrostu depozytów wywołane spadkiem dynamiki depozytów lokowanych w systemie bankowym przez osoby prywatne. Jego przyczyną było spowolnienie tempa wzrostu dochodów do dyspozycji przy jednoczesnym utrzymywaniu wysokiego tempa konsumpcji.

Wykres 52. Depozyty terminowe osób prywatnych



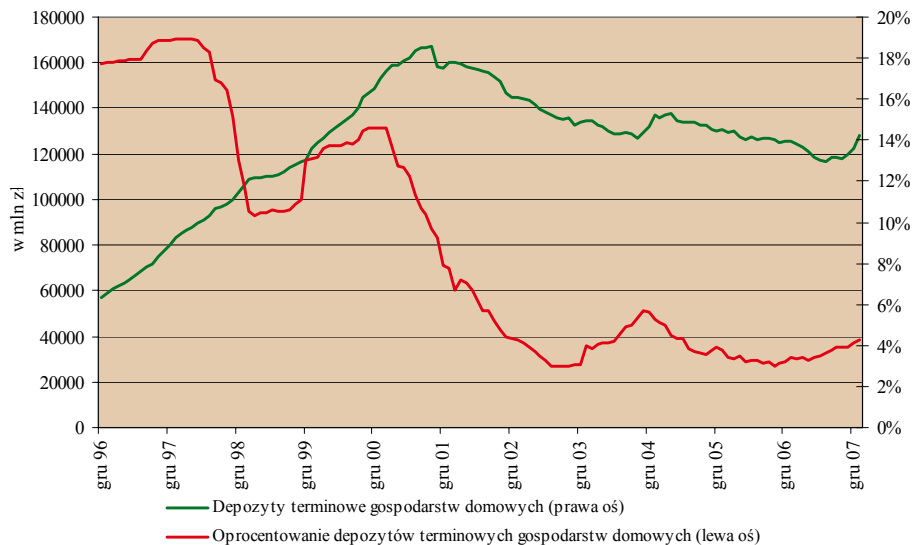
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

W wyniku obniżenia realnego oprocentowania depozytów zanotowano wzrost zainteresowania lokowaniem oszczędności w papierach wartościowych⁹⁰. Na początku 2000 r. roczna dynamika depozytów zaczęła ponownie rosnąć na skutek zwiększenia restrykcyjności polityki pieniężnej, w wyniku czego systematycznie zwiększało się nominalne oprocentowanie terminowych lokat złotych (wykres 53).

⁸⁹ Wzrost realnych wynagrodzeń brutto w 1998 r. wyniósł 4,5%, natomiast w 1997 r. – 7,1%, www.stat.gov.pl.

⁹⁰ W ujęciu grudzień do grudnia nominalny wzrost depozytów i innych zobowiązań terminowych w 1999 r. wyniósł 13,2%, (realnie o 3,1%), podczas gdy w 1998 r. był równy 35,5% (realnie o 24,7%), www.stat.gov.pl.

Wykres 53. Depozyty terminowe osób prywatnych i ich oprocentowanie

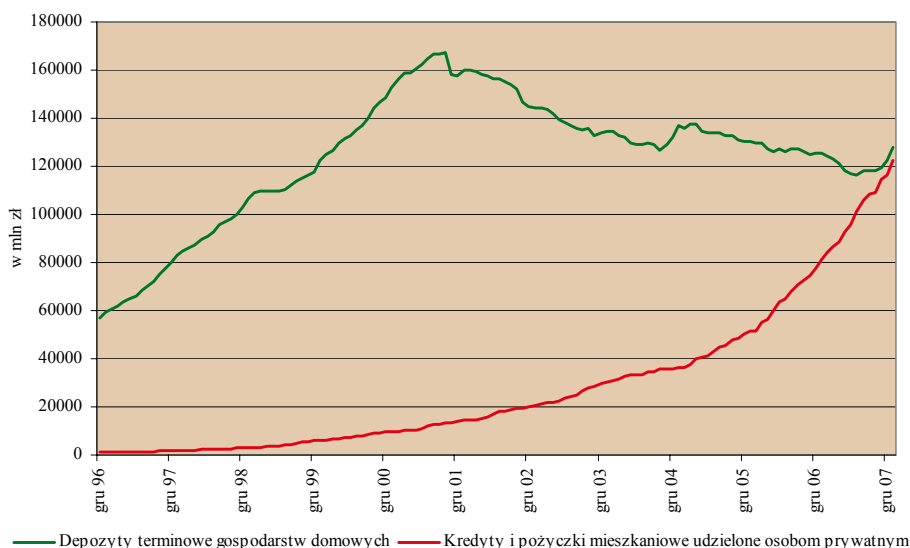


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

W 2001 r. tempo wzrostu depozytów osób prywatnych ponownie osłabło na skutek niskiego tempa wzrostu nominalnych dochodów ludności. Zmniejszeniu uległa atrakcyjność dochodów z lokat bankowych w wyniku spadku ich oprocentowania na skutek obniżenia przez NBP stóp procentowych⁹¹. W listopadzie 2001 r. skokowo spadła wartość depozytów w związku z wprowadzeniem podatku od lokat bankowych. Środki z rozwiązanych lokat zostały zainwestowane w jednostki uczestnictwa funduszy inwestycyjnych oraz obligacje Skarbu Państwa. Opodatkowanie lokat bankowych spowodowało również zmianę w strukturze depozytów terminowych polegającą na przesunięciu środków z lokat krótkoterminowych do długoterminowych. Spadek stanu depozytów terminowych w grudniu 2001 r. był łagodzony przez przyrost terminowych lokat walutowych w związku z wpłatami dokonywanymi przez osoby prywatne walut krajów wprowadzających w styczniu 2002 wspólną walutę euro. Od 2002 r. do końca badanej próby zobowiązania systemu bankowego wobec gospodarstw domowych wykazywały trend spadkowy. Na tę sytuację składał się systematyczny spadek realnego i nominalnego oprocentowania lokat oraz wzrost inwestycji portfelowych gospodarstw domowych, głównie w jednostki uczestnictwa funduszy inwestycyjnych⁹². Na spadek wielkości depozytów wpływał również dynamiczny wzrost kredytów i pożyczek na cele mieszkaniowe (wykres 54).

⁹¹ Średnie oprocentowanie terminowych depozytów złotych osób prywatnych w ciągu 2001 r. zmniejszyło się nominalnie z 14,4% do 7,9% (realnie z 6,5% do 4,1%).

⁹² Wartość jednostek uczestnictwa funduszy inwestycyjnych znajdująca się w posiadaniu gospodarstw domowych wzrosła z 10,2 mld zł w grudniu 2001 r. do 21,1 mld zł w grudniu 2002 r.

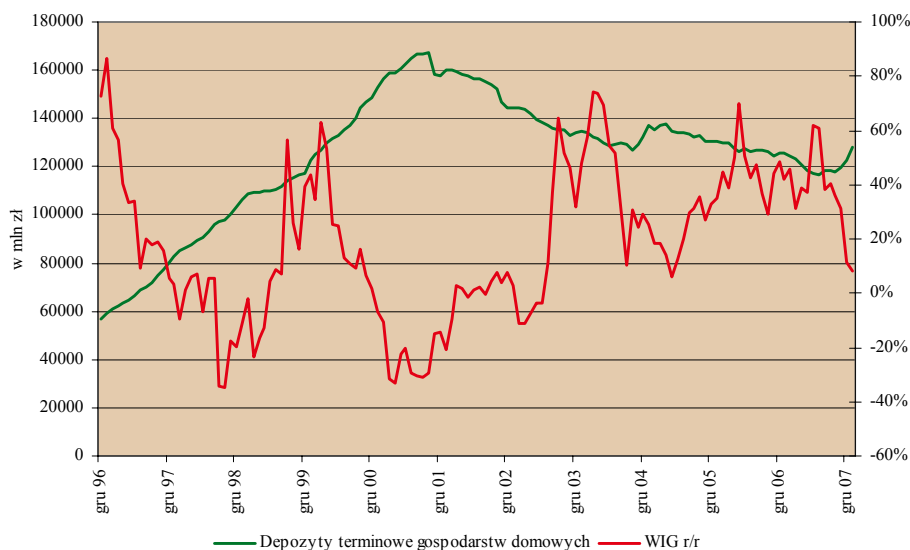
Wykres 54. Depozyty i zobowiązania terminowe osób prywatnych

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

W 2003 r. spadkowa dynamika rocznego tempa wzrostu depozytów uległa wyhamowaniu na skutek obniżenia się oprocentowania obligacji krajowych, który odbił się na stopach zwrotu z funduszy inwestycyjnych. Niewielki wzrost wartości zobowiązań w grudniu 2003 r. w porównaniu z miesiącem poprzednim wynikał z kierowania do sektora bankowego środków uwolnionych z zakładanych 2001 r. dwuletnich lokat antyopodatkowych. Spadkowy trend utrzymywał się również w kolejnym roku. W październiku 2004 r., w związku z prywatyzacją PKO BP oraz Wydawnictw Szkolnych i Pedagogicznych, wartość depozytów terminowych uległa krótkotrwałemu zmniejszeniu ze względu na kierowanie pieniądza na zakup akcji tych spółek. Skokowy wzrost wartości szeregu w styczniu 2005 r. był wywołany zmianami metodologicznymi w sposobie obliczania M3, w wyniku których do instytucji finansowych włączono Spółdzielcze Kasy Oszczędnościowo-Kredytowe. W dalszym ciągu rosło zainteresowanie gospodarstw domowych lokowaniem oszczędności poza systemem bankowym, głównie w akcje i aktywa funduszy inwestycyjnych (wykres 55). Trend ten załamał się w drugiej połowie 2007 r. na skutek spadków indeksów na warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych. Straty z inwestycji w akcje i jednostki uczestnictwa w funduszach inwestycyjnych znajdujących się w posiadaniu gospodarstw domowych spowodowały gwałtowne wycofywanie środków z funduszy inwestycyjnych⁹³.

⁹³ W listopadzie 2007 r. po raz pierwszy od stycznia 2005 r. saldo wypłat i wypłat środków z krajowych funduszy inwestycyjnych było ujemne i wyniosło -1,6 mld zł. Od listopada 2007 r. do lutego 2008 r. przekroczyło łącznie -15 mld zł.

Wykres 55. Depozyty terminowe osób prywatnych i zmiany indeksu WIG



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP i GPW.

Większość wycofanych zasobów ulokowano w postaci depozytów, których wartość w czwartym kwartale 2007 r. zwiększyła się o 16 mld zł.

Do omawianego modelu dobrano model w postaci multiplikatywnej (tabela 15). Efekty kalendarzowe nie okazały się statystycznie istotne. Otrzymane wyniki wskazują, że podatek od lokat bankowych spowodował jednookresowe obniżenie poziomu szeregu o 5%, natomiast odpływ środków z lokat na skutek prywatyzacji PKO BP i WSiP wyniósł 3%. Wzrost stanu depozytów związany z dekonjunkcją na warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych wyniósł 2%. Oszacowania wartości współczynników obserwacji nietypowych otrzymane w obu metodach były praktycznie identyczne. Wyniki przeprowadzonych testów wskazały na brak podstaw do uznania pozostałych obserwacji wyróżnionych na wykresie 52 za nietypowe.

Wykonane testy diagnostyczne nie dały podstaw do odrzucenia testowanych hipotez zerowych na wszystkich poziomach istotności zestawionych w tabeli 15.

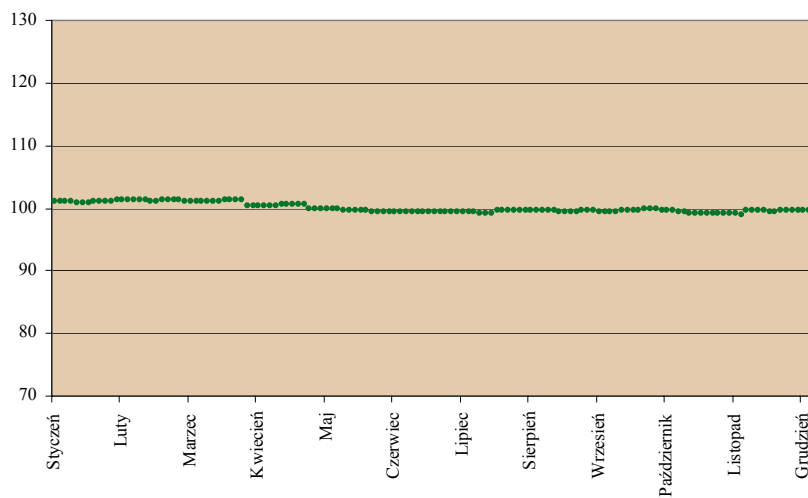
Tabela 15. Depozyty terminowe osób prywatnych – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA

Charakterystyka modelu		TRAMO/SEATS	X-12-ARIMA
Transformacja		logarytmiczna	logarytmiczna
Efekt dni roboczych		brak	brak
Efekt Wielkanocy		brak	brak
Efekt roku przestępnego		brak	brak
Observacje nietypowe			
LS 11.2001	parametr, odchylenie standardowe	-0,05 [0,01]	-0,05 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	-5,74 [-3,868; 3,868]	-5,92 [-3,210; 3,210]
TC 10.2004	parametr, odchylenie standardowe	-0,03 [0,01]	-0,03 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	-4,27 [-3,868; 3,868]	-4,32 [-3,210; 3,210]
AO 01.2005	parametr, odchylenie standardowe	0,02 [0,01]	0,02 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	3,43 [-3,868; 3,868]	3,47 [-3,210; 3,210]
Specyfikacja modelu ARIMA			
Parametry modelu		(1 1 1)(0 1 1)	(1 1 1)(0 1 1)
Część niesezonowa			
AR(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,94 [0,07]	-0,94 [0,05]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-13,74 [-1,972; 1,972] 5%	21,10 [-1,972; 1,972] 5%
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,50 [0,12]	-0,51 [0,10]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-4,18 [-1,972; 1,972] 5%	5,35 [-1,972; 1,972] 5%
Część sezonowa			
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,79 [0,11]	-0,85 [0,07]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-7,37 [-1,972; 1,972] 5%	12,52 [-1,972; 1,972] 5%
Diagnostyka reszt modelu			
Test Ljung-Box na resztach	statystyka testowa	17,64	22,80
Test Box-Pierce na resztach		3,35	0,62
Test Ljung-Box na kwadratach reszt		19,24	21,01
Test Box-Pierce na kwadratach reszt		0,37	0,02
Test Jarque-Bera na normalność reszt		3,04	4,29
Skośność rozkładu reszt		0,32	0,30
Kurtoza rozkładu reszt		3,45	3,50

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie Demetra. Diagnostyka reszt modelu wykonana w pakietach Stata i EViews.

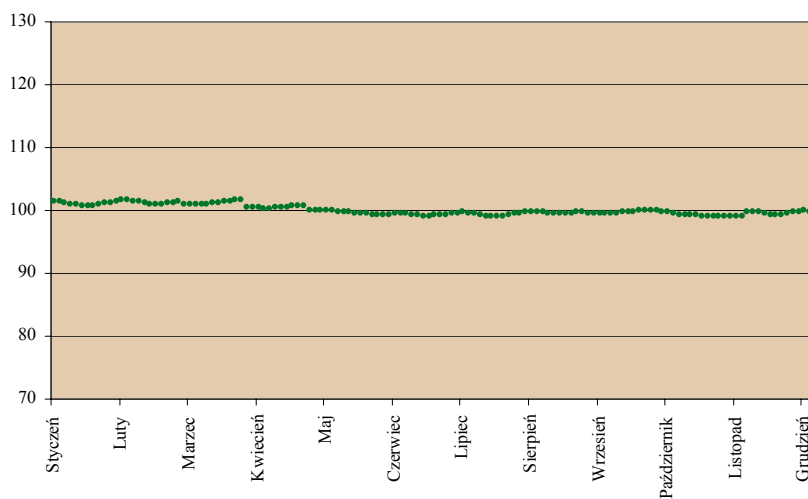
Komponent sezonowy otrzymany dla szeregu oboma metodami (wykresy 56 i 57) nie wykazuje znaczących różnic pomiędzy poszczególnymi miesiącami. Przez trzy pierwsze miesiące w roku jest on o około 1% wyższy od średniej rocznej, co najprawdopodobniej wynika z lokowania przez osoby prywatne w formie depozytów terminowych nadwyżek finansowych pochodzących z trzynastych pensji i premii rocznych wypłaconych w pierwszych miesiącach roku.

Wykres 56. Depozyty terminowe osób prywatnych – komponent sezonowy (metoda TRAMO/SEATS)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 57. Depozyty terminowe osób prywatnych – komponent sezonowy (metoda X-12-ARIMA)

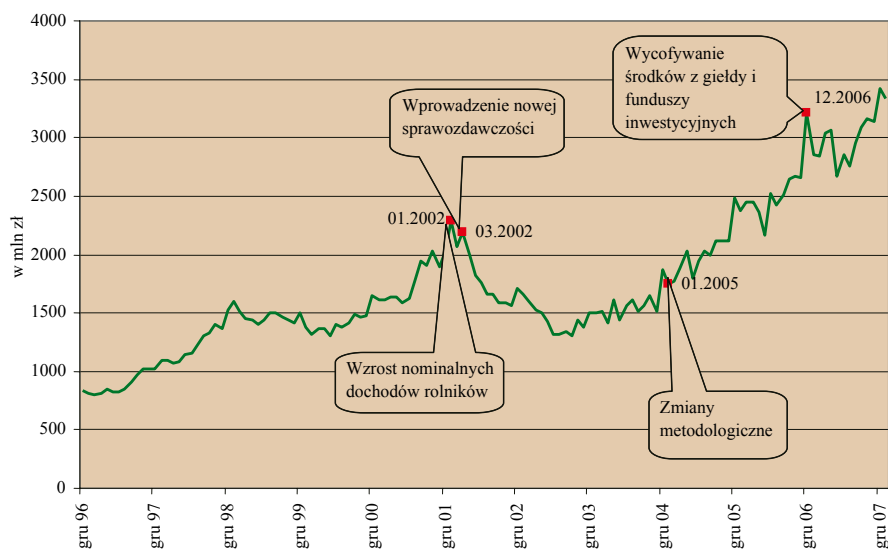


Źródło: opracowanie własne.

4.15. Depozyty terminowe przedsiębiorców i rolników indywidualnych

Na analizowany szereg składają się dwa komponenty: depozyty terminowe przedsiębiorców indywidualnych i rolników indywidualnych. Jego przebieg przedstawia wykres 58.

Wykres 58. Depozyty terminowe przedsiębiorców i rolników indywidualnych



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

W końcu 1996 r. obie kategorie miały podobny udział w wielkości zagregowanej. Wzrost depozytów terminowych przedsiębiorców indywidualnych przy stabilnej wielkości depozytów terminowych rolników radykalnie zmienił te proporcje.

W latach 1997–2003 liczba mikroprzedsiębiorstw rosła średnio o 5,6% rocznie, podczas gdy koniunktura w rolnictwie uległa pogorszeniu. Na skutek ubożenia części społeczeństwa ograniczeniu uległa konsumpcja produktów żywnościowych. Wzrost cen przy braku odpowiednich dopłat z budżetu spowodował również zahamowanie eksportu towarów rolniczych⁹⁴. W wyniku tego dochody z działalności rolniczej w 1999 r. i w 2000 r. uległy wyraźnemu obniżeniu w porównaniu z rokiem 1998. Trwałe zwiększenie dochodów z rolnictwa obserwowane jest dopiero od wstąpienia Polski do Unii Europejskiej w 2004 r. Wiąże się ono ze wzrostem dochodów rolników w związku z ich uczestnictwem w programach unijnych takich jak Plan Rozwoju Obszarów Wiejskich⁹⁵ czy Sektorowy Program Operacyjny Restrukturyzacja i Modernizacja Sektora Żywnościowego oraz Rozwój Obszarów Wiejskich⁹⁶.

Stan depozytów terminowych przedsiębiorców indywidualnych jest związany z wielkością bieżącej produkcji. Zwiększa się gdy obniżeniu ulega wielkość produkcji przemysłowej. Szczególnie wyraźnie zjawisko to było widoczne od połowy 2001 r. do połowy 2002 r. Wynika stąd, że w okresach stagnacji gospodarczej mikroprzedsiębiorstwa ograniczają produkcję a wolne środki pieniężne przeznaczają na wkłady terminowe.

⁹⁴ GUS (2004): *Ewolucja gospodarstw rolnych w latach 1996–2002*, s. 2.

⁹⁵ Plan rozwoju obszarów wiejskich realizowany w latach 2004–2006 miał wspierać rolnictwo m.in. poprzez zalesienie gruntów rolnych, wprowadzenie rent strukturalnych, wspieranie gospodarstw niskotowarowych, dostosowanie gospodarstw rolnych do standardów Unii Europejskiej i pomoc techniczną.

⁹⁶ Celem programu jest poprawa konkurencyjności gospodarki rolno-żywnościowej oraz wspieranie zrównoważonego rozwoju obszarów wiejskich.

W analizowanym szeregu wykryto jedynie dwie obserwacje nietypowe (tabela 16). Pierwsza z nich była związana z przejściowym zwiększeniem dochodów w rolnictwie a druga ze zmianami w sprawozdawczości. Przebieg zmienności analizowanego szeregu (wykres 57) sugerował wystąpienie większej liczby obserwacji nietypowych o charakterze trwałym lub przejściowym, ale hipoteza o ich istotności została odrzucona przez testy statystyczne.

Postać modelu ARIMA dobrana do tej kategorii depozytów szeregu wskazuje, że szereg charakteryzuje się silną, dodatnią zależnością od wartości opóźnionych zmiennej objaśnianej.

Wyniki testów diagnostycznych nie pozwoliły na odrzucenie testowanych hipotez zerowych na wszystkich rozważanych poziomach istotności.

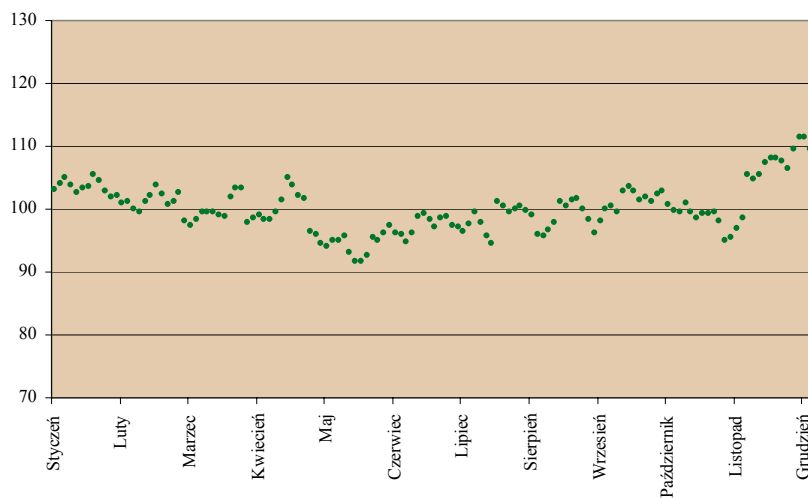
Tabela 16. Depozyty terminowe przedsiębiorców i rolników indywidualnych – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA

Charakterystyka modelu		TRAMO/SEATS	X-12-ARIMA
Transformacja		logarytmiczna	logarytmiczna
Efekt dni roboczych		brak	brak
Efekt Wielkanocy		brak	brak
Efekt roku przestępnego		brak	brak
Obserwacje nietypowe			
TC 01.2002	parametr, odchylenie standardowe	0,18 [0,04]	0,18 [0,04]
	statystyka t, obszar krytyczny	4,79 [-3,207; 3,207]	4,94 [-3,207; 3,207]
TC 03.2002	parametr, odchylenie standardowe	0,13 [0,04]	0,13 [0,04]
	statystyka t, obszar krytyczny	3,51 [-3,207; 3,207]	3,61 [-3,207; 3,207]
Specyfikacja modelu ARIMA			
Parametry modelu		(2 1 2)(0 1 1)	(2 1 2)(0 1 1)
Część niesezonowa			
AR(1)	parametr, odchylenie standardowe	1,12 [0,05]	1,12 [0,05]
	statystyka t, obszar krytyczny, poziom istotności	22,65 [-1,972; 1,972] 5%	-23,48 [-1,972; 1,972] 5%
AR(2)	parametr, odchylenie standardowe	0,96 [0,05]	0,95 [0,05]
	statystyka t, obszar krytyczny, poziom istotności	19,84 [-1,972; 1,972] 5%	-19,65 [-1,972; 1,972] 5%
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	1,03 [0,10]	1,03 [0,09]
	statystyka t, obszar krytyczny, poziom istotności	10,56 [-1,972; 1,972] 5%	-11,56 [-1,972; 1,972] 5%
MA(2)	parametr, odchylenie standardowe	0,83 [0,10]	0,82 [0,09]
	statystyka t, obszar krytyczny, poziom istotności	8,19 [-1,972; 1,972] 5%	-9,13 [-1,972; 1,972] 5%
Część sezonowa			
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,66 [0,10]	-0,67 [0,08]
	statystyka t, obszar krytyczny, poziom istotności	-6,79 [-1,972; 1,972] 5%	8,93 [-1,972; 1,972] 5%
Diagnostyka reszt modelu			
Test Ljung-Box na resztach	statystyka testowa	25,26	27,11
Test Box-Pierce na resztach		1,51	0,95
Test Ljung-Box na kwadratach reszt		29,13	29,85
Test Box-Pierce na kwadratach reszt		1,87	2,27
Test Jarque-Bera na normalność reszt		1,95	1,80
Skośność rozkładu reszt		0,32	0,23
Kurtoza rozkładu reszt		3,02	3,05

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie Demetra. Diagnostyka reszt modelu wykonana w pakietach Stata i EViews.

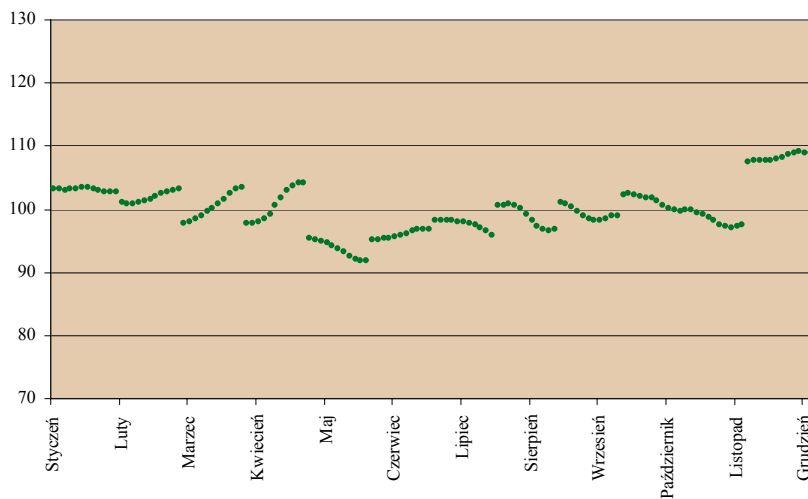
Otrzymane wykresy komponentu sezonowego (wykresy 59 i 60) wskazują na regularny wzrost depozytów terminowych w grudniu, związany najprawdopodobniej z cyklem dochodów i wydatków rolników oraz przedsiębiorców indywidualnych. Zauważalny jest wzrost wartości depozytów terminowych na przełomie roku, który wynika zapewne z operacji wykonywanych w związku z zamknięciem roku obrotowego oraz terminów przekazywania rolnikom dotacji unijnych.

Wykres 59. Depozyty terminowe przedsiębiorców i rolników indywidualnych – komponent sezonowy (metoda TRAMO/SEATS)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 60. Depozyty terminowe przedsiębiorców i rolników indywidualnych – komponent sezonowy (metoda X-12-ARIMA)

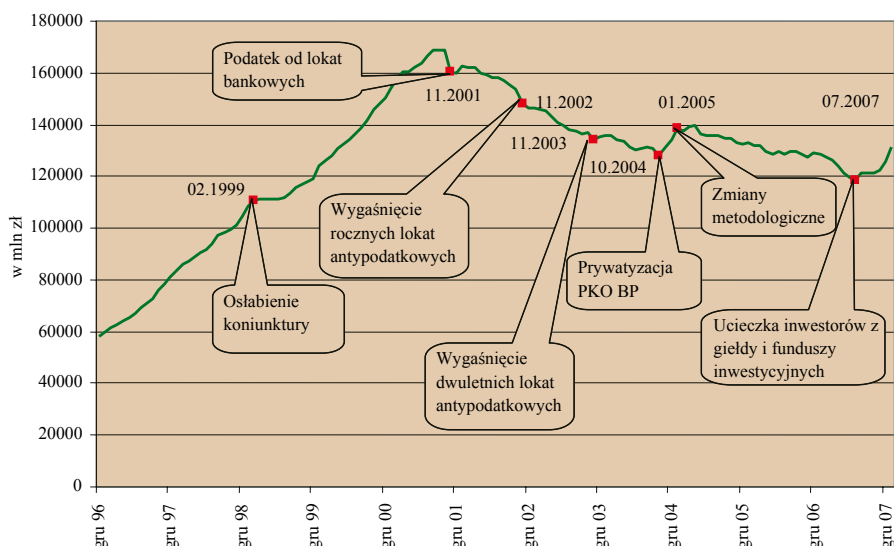


Źródło: opracowanie własne.

4.16. Depozyty terminowe gospodarstw domowych

Przebieg zmienności szeregu oraz zdarzenia, jakie mogły na niego wpływać przedstawia wykres 61.

Wykres 61. Depozyty terminowe gospodarstw domowych



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Podobnie jak w przypadku depozytów bieżących, źródłem obserwacji nietypowych w szeregu depozytów terminowych gospodarstw domowych jest podsektor osób prywatnych. Udział depozytów rolników oraz przedsiębiorców indywidualnych jest na tyle niski, że nie wpłynął na identyfikację dodatkowych obserwacji nietypowych w tym agregacie (wykres 62).

Ze względu na to, że zobowiązania systemu bankowego osób prywatnych stanowią w całym analizowanym okresie ponad 97% ogółu zobowiązań wobec gospodarstw domowych, charakterystyki obu wykresów są niemal identyczne. Niewielkie różnice pojawiają się dopiero w ostatnich latach. W rezultacie dopasowane do analizowanego szeregu modele są bardzo podobne do modeli stworzonych dla depozytów terminowych osób prywatnych (tabela 17). Dotyczy to charakterystyki modelu, lokalizacji i siły oddziaływania obserwacji nietypowych oraz doboru parametrów modelu ARIMA i ich oceny.

Wyniki testów diagnostycznych nie pozwoliły na odrzucenie testowanych hipotez zerowych na wszystkich rozważanych poziomach istotności.

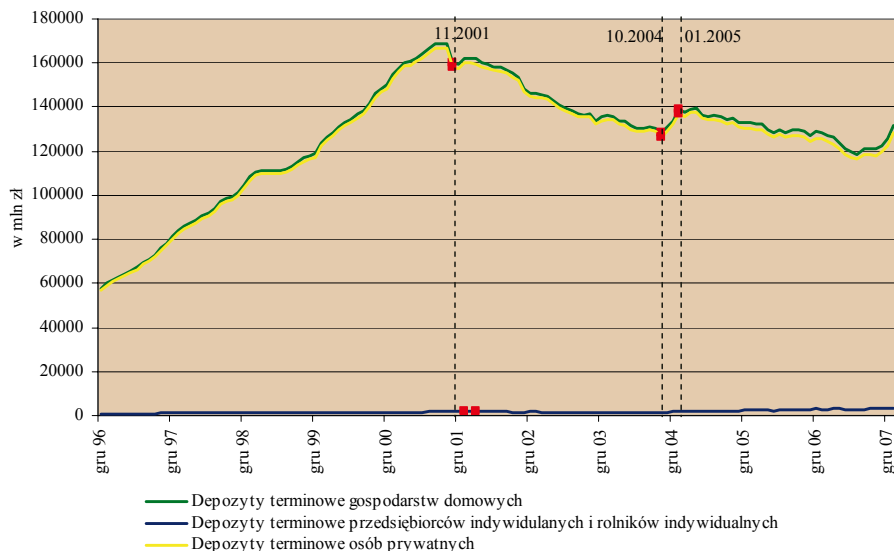
Tabela 17. Depozyty terminowe gospodarstw domowych – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA

Charakterystyka modelu		TRAMO/SEATS	X-12-ARIMA
Transformacja		logarytmiczna	logarytmiczna
Efekt dni roboczych		brak	brak
Efekt Wielkanocy		brak	brak
Efekt roku przestępnego		brak	brak
Observacje nietypowe			
LS 11.2001	parametr, odchylenie standardowe	-5,67 [-3,210; 3,210]	-5,85 [-3,868; 3,868]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	-0,05 [0,01]	-0,05 [0,01]
TC 10.2004	parametr, odchylenie standardowe	-4,10 [-3,210; 3,210]	-4,18 [-3,868; 3,868]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	-0,03 [0,01]	-0,03 [0,01]
AO 01.2005	parametr, odchylenie standardowe	3,26 [-3,210; 3,210]	3,32 [-3,868; 3,868]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	0,02 [0,01]	0,02 [0,01]
Specyfikacja modelu ARIMA			
Parametry modelu		(1 1 1)(0 1 1)	(1 1 1)(0 1 1)
Część niesezonowa			
AR(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,94 [0,07]	-0,94 [0,05]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-14,33 [-1,972; 1,972] 5%	19,86 [-1,972; 1,972] 5%
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,52 [0,12]	-0,53 [0,10]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-4,47 [-1,972; 1,972] 5%	5,36 [-1,972; 1,972] 5%
Część sezonowa			
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,75 [0,10]	-0,77 [0,07]
	statystyka t, obszar krytyczny, poziom istotności	-7,19 [-1,972; 1,972] 5%	10,48 [-1,972; 1,972] 5%
Diagnostyka reszt modelu			
Test Ljung-Box na resztach	statystyka testowa	17,92	21,72
Test Box-Pierce na resztach		3,23	0,45
Test Ljung-Box na kwadratach reszt		24,21	27,94
Test Box-Pierce na kwadratach reszt		0,29	0,10
Test Jarque-Bera na normalność reszt		2,30	4,25
Skośność rozkładu reszt		0,29	0,30
Kurtoza rozkładu reszt		3,35	3,44

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie Demetra. Diagnostyka reszt modelu wykonana w pakietach Stata i EViews.

W analizowanym szeregu potwierdzono istotność tych samych obserwacji nietypowych, które zostały wykryte dla depozytów terminowych osób prywatnych (wykres 62).

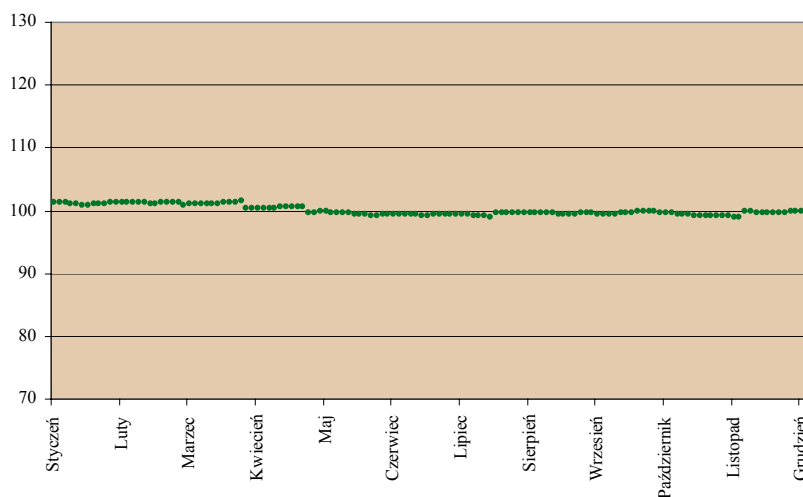
Wykres 62. Depozyty terminowe gospodarstw domowych i jego komponenty



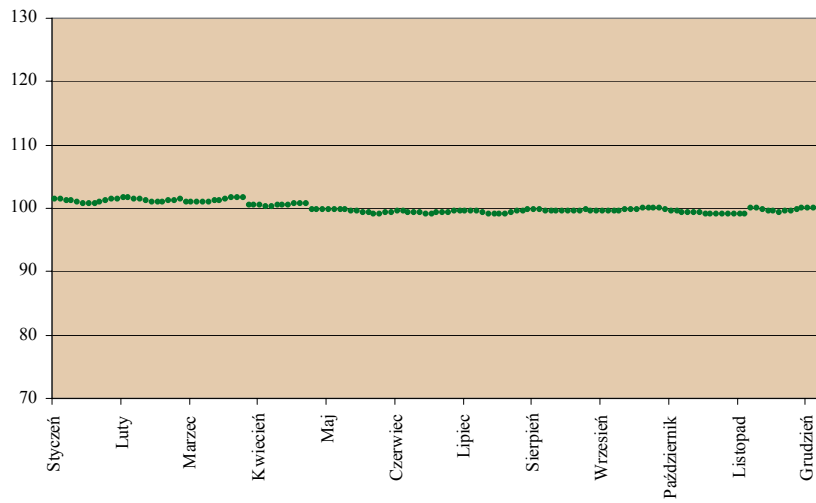
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP. Linia przerywaną zaznaczono statystycznie istotne obserwacje nietypowe w szeregu *Depozyty terminowe gospodarstw domowych*.

Pomimo obserwowanych wahań komponentu sezonowego w przypadku depozytów terminowych rolników i przedsiębiorców indywidualnych, komponent sezonowy depozytów terminowych gospodarstw domowych jest stabilny i mało zróżnicowany (wykresy 63 i 64). Przyczyną tego stanu jest ponad 90% udział depozytów terminowych osób prywatnych w analizowanym agregacie. Kształtowanie się komponentu sezonowego powyżej średniej w styczniu, lutym i marcu wynika z decyzji podejmowanych przez osoby prywatne i zostało omówione w odpowiednim podrozdziale.

Wykres 63. Depozyty terminowe gospodarstw domowych – komponent sezonowy (metoda TRAMO/SEATS)



Źródło: opracowanie własne.

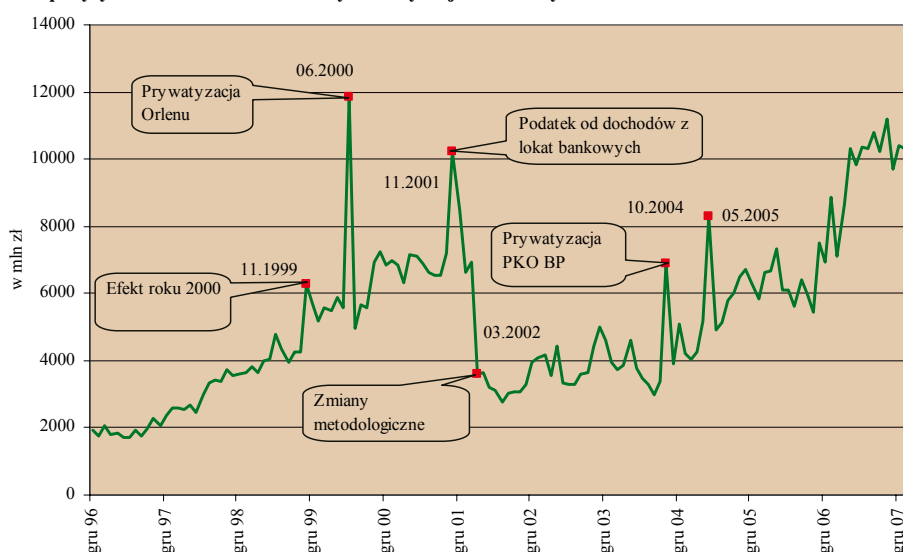
Wykres 64. Depozyty terminowe gospodarstw domowych – komponent sezonowy (metoda X-12-ARIMA)

Źródło: opracowanie własne.

4.17. Depozyty terminowe niemonetarnych instytucji finansowych

Depozyty terminowe niemonetarnych instytucji finansowych kształtowały się pod wpływem zbliżonych czynników co depozyty bieżące. Na zachowanie tego szeregu, podobnie jak w przypadku depozytów bieżących tego sektora, wpływały efekty prywatyzacji Orlenu i PKO BP (wykres 65). Ponadto odnotowano również gwałtowne zwiększenie wartości depozytów terminowych w listopadzie 2001 r. związane z wprowadzeniem podatku od zysków kapitałowych. Towarzyszył mu odpływ środków z lokat terminowych gospodarstw domowych. Podobny efekt, mający swój odpowiednik w depozytach terminowych gospodarstw domowych, był widoczny w maju 2005 r. w związku z prywatyzacją Lotosu.

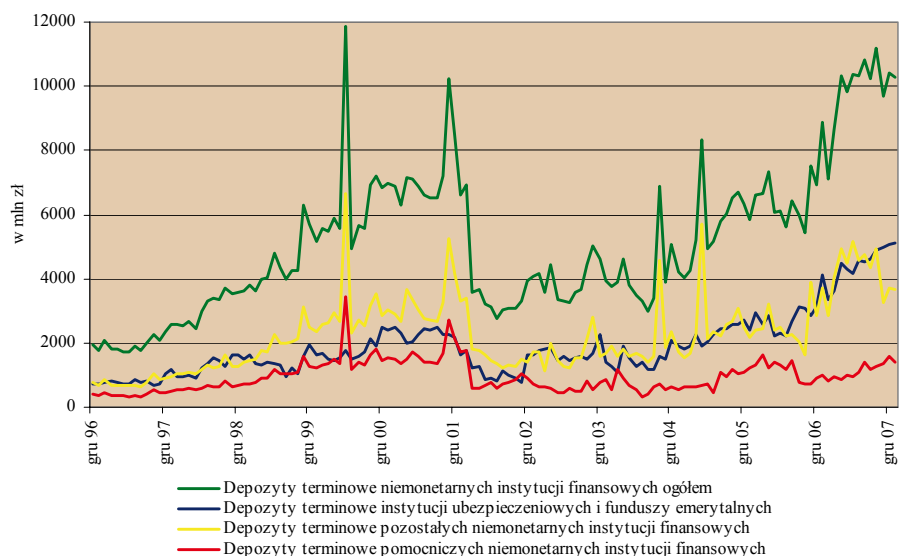
Wykres 65. Depozyty terminowe niemonetarnych instytucji finansowych



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Podobnie jak w przypadku depozytów bieżących tego sektora, za nadzwyczajne wzrosty wartości depozytów terminowych odpowiadały przepływy środków na kontach pośredników finansowych i domów maklerskich należących do podsektora pozostałych instytucji finansowych (wykres 66). Nadzwyczajne zwiększenie wartości depozytów terminowych pomocniczych instytucji finansowych notowane w czerwcu 2000 r. oraz listopadzie 2001 r. wynikało najprawdopodobniej z przyjętej metody szacunku danych sprzed marca 2002 r., omówionej w podrozdziale dotyczącym kształtowania się depozytów bieżących niemonetarnych instytucji finansowych.

Wykres 66. Struktura depozytów terminowych niemonetarnych instytucji finansowych



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

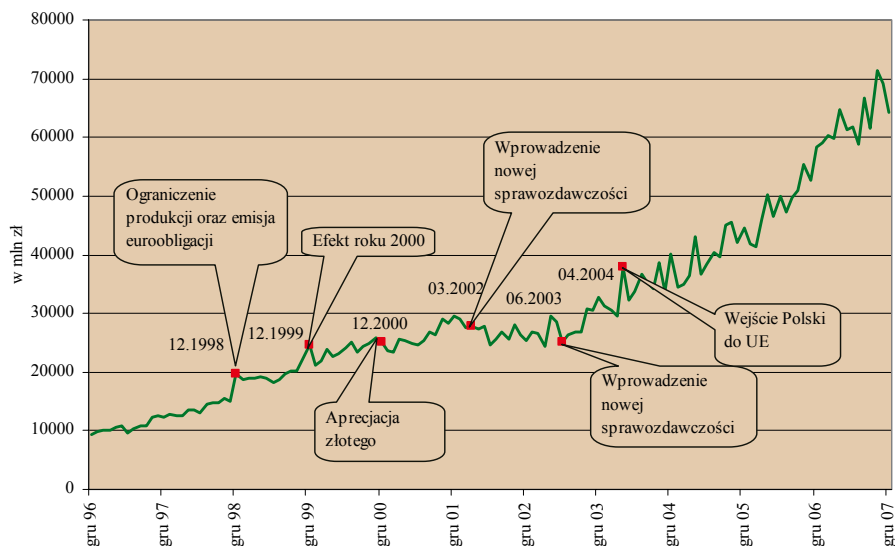
Załamanie trendu widoczne w marcu 2002 r. wynikało najprawdopodobniej ze zmian w sprawozdawczości. Zwiększający się od połowy 2002 r. popyt na usługi finansowe pozytywnie wpłynął na wartość lokat zdeponowanych w systemie bankowym. Szczególnie silny przyrost wartości depozytów m/m odnotowano na początku 2007 r. w związku z inwestycjami sektora niefinansowego w fundusze inwestycyjne. Pogorszenie wyników funduszy inwestycyjnych w drugiej połowie 2007 r. wpłynęło na wyhamowanie tempa wzrostu depozytów terminowych niemonetarnych instytucji finansowych.

W szeregu nie wykryto efektów sezonowych, w wyniku czego nie został poddany dekompozycji sezonowej.

4.18. Depozyty terminowe przedsiębiorstw

Początek próby cechuje stabilny trend wzrostowy trwający do końca 1998 r. Dopiero w grudniu 1998 r. zaobserwowano skokowy wzrost wartości depozytów terminowych (wykres 67).

Wykres 67. Depozyty terminowe przedsiębiorstw



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Był on spowodowany głównie zwiększeniem wartości depozytów walutowych na skutek wpływu na rachunek TP SA środków uzyskanych z tytułu emisji obligacji na rynkach zagranicznych w wysokości 1 mld USD.

Dodatkowym czynnikiem zwiększającym stan depozytów było ograniczenie przez przedsiębiorstwa produkcji w ostatnim kwartale roku przy jednoczesnym wzroście wpływów ze sprzedaży. Część uwolnionych w ten sposób środków pieniężnych zdeponowano na rachunkach terminowych⁹⁷. Zmniejszenie tempa wzrostu depozytów bieżących w pierwszym kwartale 1999 r. wiązało się z osłabieniem koniunktury gospodarczej, które szczególnie dotknęło handel. W drugiej połowie roku wartość depozytów terminowych zwiększyła się głównie na skutek ożywienia gospodarczego i wyraźnego zwiększenia sprzedaży detalicznej we wrześniu 1999 r.

Podobnie jak w przypadku depozytów bieżących, na początku 2000 r. obserwowano zmniejszenie dynamiki depozytów terminowych. W marcu 2000 r. wartość depozytów terminowych wzrosła na skutek wpływu na terminowe rachunki walutowe środków z emisji euroobligacji jednego z przedsiębiorstw. Również w przypadku depozytów terminowych obserwowano w 2000 r. osłabienie tempa wzrostu na skutek przenoszenia wolnych środków na giełdę, aczkolwiek nie było ono tak silne jak w przypadku depozytów bieżących. Utrzymaniu niskiej dynamiki tej kategorii pieniądza w 2000 r. sprzyjał wzrost popularności lokowania aktywów w fundusze dywidendowe. W grudniu 2000 r. stan depozytów terminowych był znacznie niższy od spodziewanego. Wbrew oczekiwaniom nie wystąpił sezonowy wzrost depozytów wywołany zwiększeniem sprzedaży towarów w tym okresie.

Zwiększenie stanu depozytów terminowych w marcu 2001 r. było związane głównie ze wzrostem depozytów walutowych na skutek utworzenia przez Telekomunikację Polską SA lokat terminowych w związku

⁹⁷ Szacunkowy wzrost wartości depozytów z tego tytułu wyniósł 7 mld zł., Narodowy Bank Polski (1999): *Sprawozdanie z wykonania założeń polityki pieniężnej w 1998 r.* NBP, s. 15.

z wyemitowaniem przez nią obligacji na kwotę 0,5 mld euro. Dalsze zmiany stanu depozytów walutowych wynikały przede wszystkim z deprecjacji złotego w stosunku do dolara.

Spadkowy trend wartości szeregu obserwowany w 2002 r. wiązał się z osłabieniem koniunktury gospodarczej oraz pogarszającą się sytuacją finansową przedsiębiorstw. Podmioty gospodarcze wykazywały zwiększone zainteresowanie bonami i obligacjami skarbowymi kosztem depozytów w systemie bankowym.

W czerwcu 2003 r. zanotowano spadek stanu depozytów w porównaniu z poprzednim miesiącem spowodowany przesunięciem depozytów typu *tomnext* i *spotnext* z kategorii depozytów terminowych do bieżących. Od połowy roku wraz z poprawą koniunktury i symptomami ożywienia gospodarczego, wartość depozytów terminowych w systemie bankowym zaczęła wzrastać. Stan ten utrzymywał się również w 2004 r. na skutek zwiększenia przychodów przedsiębiorstw i tendencji do wstrzymywania inwestycji. Ponieważ środki własne są głównym źródłem finansowania inwestycji przedsiębiorstw, to ich ograniczenie powoduje wzrost stanu depozytów terminowych. Dobra sytuacja finansowa przedsiębiorstw, jaka utrzymywała się od 2004 r. do końca analizowanej próby skutkowałą wysoką dodatnią dynamiką depozytów terminowych. Od końca 2004 r. obserwowano stopniowe zwiększanie zainteresowania podmiotów gospodarczych kredytami.

Do szeregu dobrano model multiplikatywny (tabela 18). Podwyższenie poziomu szeregu, obserwowane pod koniec 1998 r., oszacowano metodą TRAMO/SEATS na 22%, natomiast metodą X-12-ARIMA na 26% wartości szeregu w tym okresie.

Dobór modelu ARIMA wskazuje, że proces charakteryzuje się długą pamięcią – na bieżącą wartość szeregu wpływają jego wartości opóźnione o jeden, dwa i trzy okresy.

Otrzymane statystyki testowe wskazują, że na poziomie istotności 1% nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej testu Ljung-Box o tym, że reszty są białym szumem. W przypadku testu Box-Pierce hipoteza zerowa nie jest odrzucana na poziomie istotności 5% dla obu modeli.

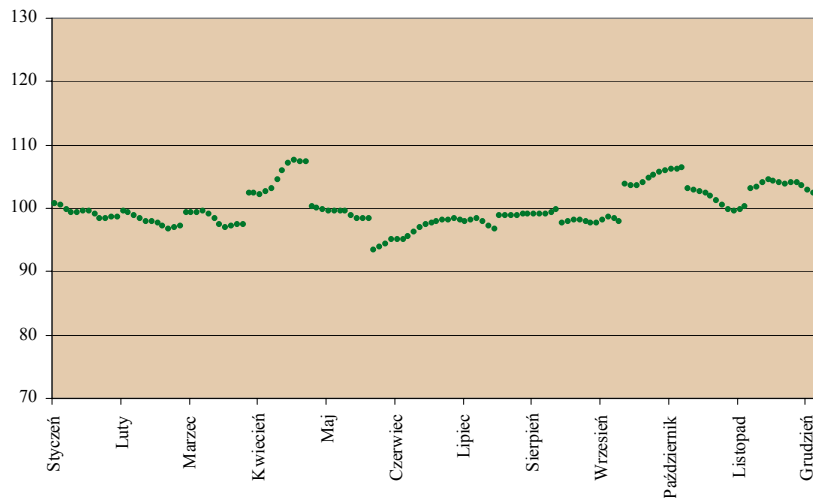
Tabela 18. Depozyty terminowe przedsiębiorstw – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA

Charakterystyka modelu		TRAMO/SEATS	X-12-ARIMA
Transformacja		logarytmiczna	logarytmiczna
Efekt dni roboczych		brak	brak
Efekt Wielkanocy		brak	brak
Efekt roku przestępnego		brak	brak
Obserwacje nietypowe			
LS 12.1998	parametr, odchylenie standardowe	0,22 [0,05]	0,26 [0,04]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	4,79 [-3,210; 3,210]	4,92 [-3,868; 3,868]
Specyfikacja modelu ARIMA			
Parametry modelu		(3 1 0)(0 1 1)	(3 1 0)(0 1 1)
Część niesezonowa			
AR(1)	parametr, odchylenie standardowe	0,60 [0,09]	0,61 [0,09]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	6,48 [-1,972; 1,972] 5%	-6,96 [-1,972; 1,972] 5%
AR(2)	parametr, odchylenie standardowe	0,31 [0,11]	0,31 [0,10]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	2,86 [-1,972; 1,972] 5%	-3,07 [-1,972; 1,972] 5%
AR(3)	parametr, odchylenie standardowe	-0,11 [0,10]	-0,10 [0,09]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-1,12 [-1,972; 1,972] 5%	1,17 [-1,972; 1,972] 5%
Część sezonowa			
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,71 [0,09]	-0,72 [0,07]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-7,92 [-1,972; 1,972] 5%	9,67 [-1,972; 1,972] 5%
Diagnostyka reszt modelu			
Test Ljung-Box na resztach	statystyka testowa	35,21	36,10
Test Box-Pierce na resztach		1,84	0,43
Test Ljung-Box na kwadratach reszt		22,33	23,52
Test Box-Pierce na kwadratach reszt		7,04	0,15
Test Jarque-Bera na normalność reszt		3,55	4,19
Skośność rozkładu reszt		0,42	0,41
Kurtoza rozkładu reszt		2,86	3,00

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie Demetra. Diagnostyka reszt modelu wykonana w pakietach Stata i EViews.

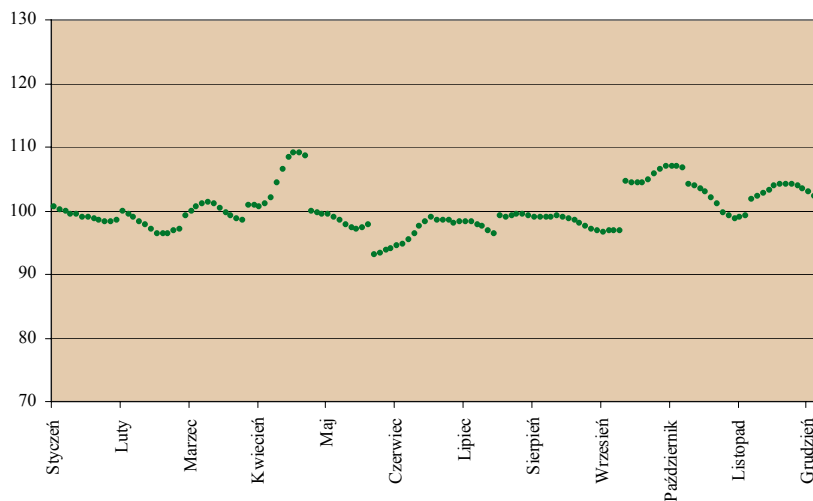
Sezonowy wzrost wartości depozytów terminowych w kwietniu odpowiada spadkowi, jaki był obserwowany w tym miesiącu dla depozytów bieżących przedsiębiorstw. Wskazuje to na przesuwanie przez podmioty środków pomiędzy kategoriami (wykresy 68 i 69). W ostatnich trzech miesiącach roku komponent sezonowy znajduje się powyżej średniej, co prawdopodobnie ma związek z zamykaniem przez przedsiębiorstwa roku bilansowego i podejmowaniem decyzji dotyczących lokowania wolnych środków w systemie bankowym.

Wykres 68. Depozyty terminowe przedsiębiorstw – komponent sezonowy (metoda TRAMO/SEATS)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 69. Depozyty terminowe przedsiębiorstw – komponent sezonowy (metoda X-12-ARIMA)

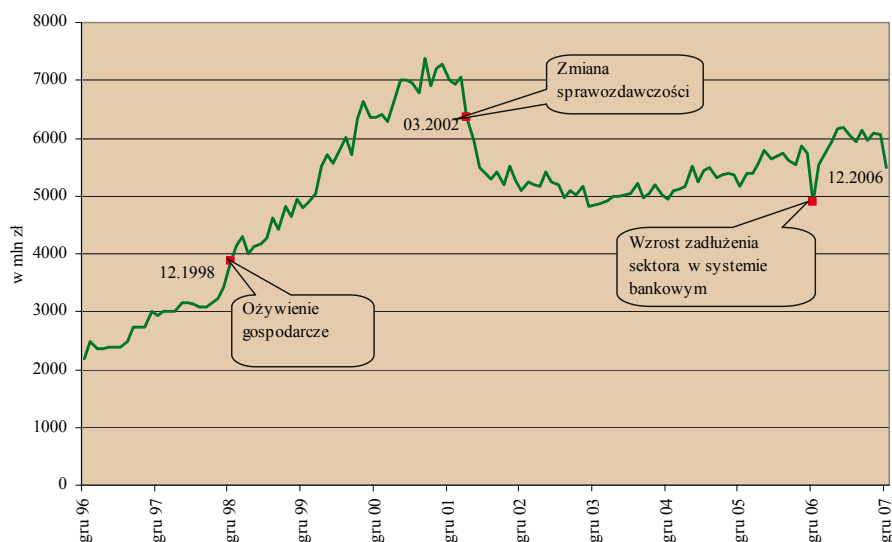


Źródło: opracowanie własne.

4.19. Depozyty terminowe instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych

W przypadku depozytów terminowych instytucji niekomercyjnych (wykres 70) zaobserwowano zbliżone tendencje jak przy depozytach terminowych gospodarstw domowych (wykres 61), aczkolwiek dla tego szeregu zidentyfikowano obserwacje nietypowe, z których większość jest charakterystyczna tylko dla tego podsektora.

Wykres 70. Depozyty terminowe instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Czynniki wpływające na ogólną tendencję kształtowania się zobowiązań systemu bankowego wobec instytucji niekomercyjnych były zbliżone do tych, jakie zostały już omówione w przypadku gospodarstw domowych.

Obserwowany na początku badanej próby jednorazowy przyrost wartości depozytów wynikał ze zwiększenia w styczniu 1997 r. stanu depozytów walutowych do 1 miesiąca włącznie. Z kolei podniesienie poziomu szeregu widoczne w 1999 r. jest symptomem poprawy sytuacji gospodarczej po spowolnieniu, jakie miało miejsce w drugiej połowie 1998 r. Dwie obserwacje nietypowe zanotowane w 2002 r. są najprawdopodobniej związane ze zmianami sprawozdawczości w tym roku i możliwych błędów w danych, jakie mogły się z tego powodu pojawić. Ostania z obserwacji nietypowych – nagłe, krótkotrwałe obniżenie poziomu szeregu w grudniu 2006 r. mogło być spowodowane zwiększeniem popytu na pieniądź ze strony instytucji niekomercyjnych. W tym czasie został również chwilowo zahamowany wzrost zadłużenia sektora w systemie bankowym.

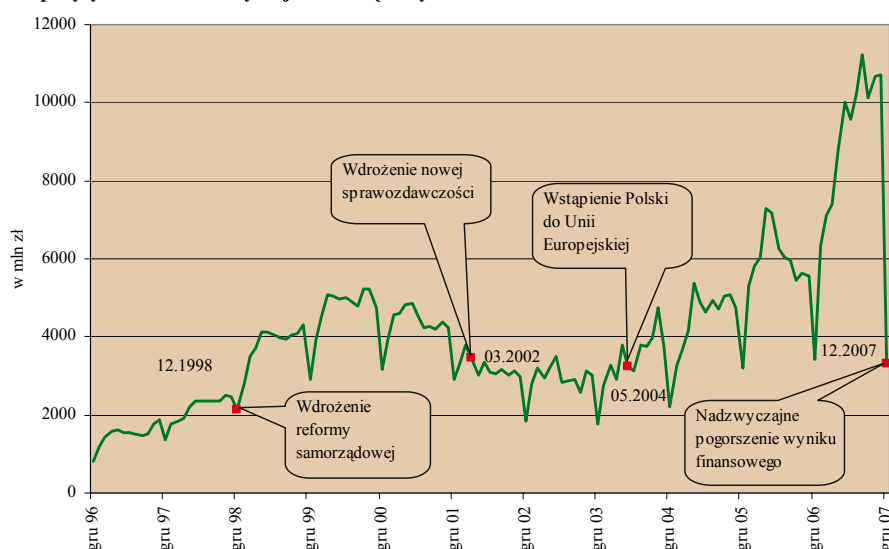
Wyniki przeprowadzonych testów, załączone w aneksie 1, wskazują że w szeregu nie występują efekty sezonowe.

4.20. Depozyty terminowe instytucji samorządowych

Analiza wykresu 71 pozwala na przypuszczenie, że szereg podlega wahaniom sezonowym. Co roku obserwowany jest spadek stanu depozytów terminowych w grudniu⁹⁸, a następnie ich szybkie zwiększenie do wartości, która jest w miarę stabilna w ciągu roku. Zauważalna jest również dodatnia zależność pomiędzy wartością szeregu a wielkością wahań sezonowych.

Podobnie jak w przypadku depozytów bieżących, depozyty terminowe instytucji samorządowych uległy trwałemu zwiększeniu po wprowadzeniu reformy samorządowej, której skutkiem był wzrost dochodów samorządów. Część pozyskanych środków została ulokowana w systemie bankowym w postaci depozytów o charakterze krótkoterminowym, z terminem do 1 roku włącznie. W całym okresie objętym próbą stanowią one ponad 98% ogółu depozytów terminowych instytucji samorządowych wliczanych do agregatu M2.

Wykres 71. Depozyty terminowe instytucji samorządowych



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Regularność wzorca sezonowości została zaburzona przez spadek wartości szeregu w pierwszej połowie 2002 r., związany ze zmianami zasad sprawozdawczości podmiotów. Kolejne zaburzenie wystąpiło w maju 2004 r. i było spowodowane wstąpieniem Polski do Unii Europejskiej. Niespodziewany odpływ środków z lokat terminowych pod koniec badanej próby był prawdopodobnie związany z bardzo wysoką stratą budżetową jednostek samorządu terytorialnego w porównaniu z latami ubiegłymi oraz koniecznością uruchomienia środków na pokrycie tego deficytu.

Zidentyfikowane obserwacje nietypowe silnie oddziaływały na szereg (tabela 19). Wdrożenie reformy samorządowej spowodowało trwałe podniesienie wartości analizowanej kategorii depozytów o 23%. Wejście w życie nowych zasad sprawozdawczości było przyczyną wystąpienia przejściowych zaburzeń obniżających stan depozytów o 17%. Efekt o podobnej skali został wywołany przez przystąpienie Polski do UE. Nieoczekiwany spadek stanu depozytów w grudniu 2007 r. został w procedurze sezonowego wyrównania szeregu zaklasyfikowany jako przejściowy, aczkolwiek ze względu na umiejscowienie obserwacji nietypowej na końcu próby może ulec

⁹⁸ Jest on wywołany obniżaniem się w tym czasie wyniku finansowego jednostek samorządu terytorialnego.

zmianie po wydłużeniu próby o nowe obserwacje. Oszacowania parametrów otrzymane obiema metodami są praktycznie takie same.

Rezultaty diagnostyki reszt wskazują, że na poziomie istotności 1% nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej testu Ljung-Box o występowaniu w nich struktury liniowej. Dla testu Box-Pierce hipoteza zerowa nie jest odrzucana na poziomie istotności 5% dla obu modeli. Hipoteza zerowa testu Jarque-Bera, o tym że składnik losowy ma rozkład normalny nie została odrzucona na poziomie istotności 1% w modelu X-12-ARIMA i na poziomie 5% w modelu TRAMO/SEATS.

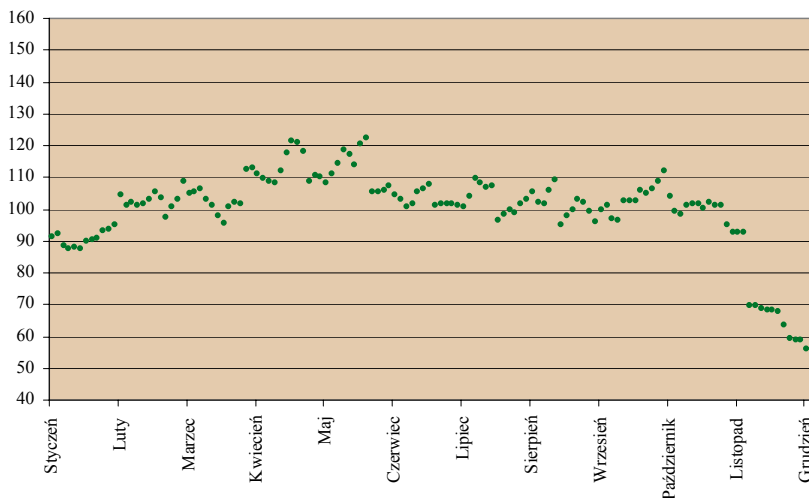
Tabela 19. Depozyty terminowe instytucji samorządowych – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA

Charakterystyka modelu		TRAMO/SEATS	X-12-ARIMA
Transformacja		logarytmiczna	logarytmiczna
Efekt dni roboczych		brak	brak
Efekt Wielkanocy		brak	brak
Efekt roku przestępnego		brak	brak
Obserwacje nietypowe			
LS 12.1998	parametr, odchylenie standardowe	0,21 [0,07]	0,21 [0,066]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	3,12 [-3,253; 3,253]	3,23 [-3,253; 3,253]
TC 04.2002	parametr, odchylenie standardowe	-0,19 [0,06]	-0,19 [0,06]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	-3,09 [-3,253; 3,253]	-3,19 [-3,253; 3,253]
TC 05.2004	parametr, odchylenie standardowe	-0,20 [0,06]	-0,20 [0,06]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	-3,28 [-3,253; 3,253]	-3,38 [-3,253; 3,253]
TC 12.2007	parametr, odchylenie standardowe	-0,71 [0,08]	-0,71 [0,07]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	-9,30 [-3,253; 3,253]	-9,61 [-3,253; 3,253]
Specyfikacja modelu ARIMA			
Parametry modelu		(3 1 0)(0 1 1)	(3 1 0)(0 1 1)
Część niesezonowa			
AR(1)	parametr, odchylenie standardowe	0,08 [0,08]	0,08 [0,07]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	0,82 [-1,972; 1,972] 5%	-0,90 [-1,972; 1,972] 5%
AR(2)	parametr, odchylenie standardowe	0,03 [0,07]	0,03 [0,07]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	0,32 [-1,972; 1,972] 5%	-0,33 [-1,972; 1,972] 5%
AR(3)	parametr, odchylenie standardowe	-0,25 [0,06]	-0,25 [0,06]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-2,65 [-1,972; 1,972] 5%	2,77 [-1,972; 1,972] 5%
Część sezonowa			
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,50 [0,06]	-0,50 [0,06]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-4,99 [-1,972; 1,972] 5%	5,75 [-1,972; 1,972] 5%
Diagnostyka reszt modelu			
Test Ljung-Box na resztach		38,42	42,27
Test Box-Pierce na resztach		2,38	0,66
Test Ljung-Box na kwadratach reszt		16,53	20,57
Test Box-Pierce na kwadratach reszt		0,48	0,89
Test Jarque-Bera na normalność reszt		2,92	7,16
Skośność rozkładu reszt		0,36	0,48
Kurtoza rozkładu reszt		3,29	3,50

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie Demetra. Diagnostyka reszt modelu wykonana w pakietach Stata i EViews.

Komponenty sezonowe dla depozytów terminowych instytucji samorządowych (wykresy 72 i 73) wykazują podobne tendencje do tych, które zostały omówione dla czynnika sezonowego depozytów bieżących tych jednostek. Zauważalna różnica występuje jedynie przy wartości przyjmowanych przez komponent sezonowy w grudniu. Obniżenie poziomu szeregu związane ze wzrostem zadłużenia sektora stopniowo wzrastało w kolejnych latach. Pod koniec próby czynnik sezonowy w grudniu kształtuje się na poziomie poniżej 50% średniej.

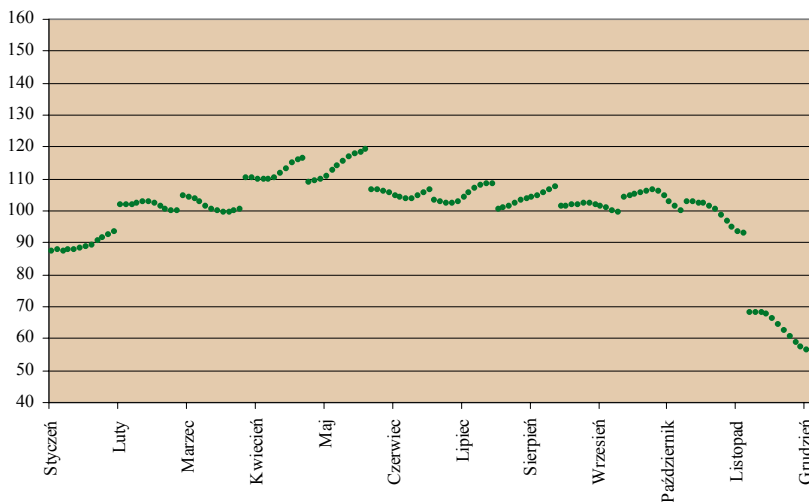
Wykres 72. Depozyty terminowe instytucji samorządowych – komponent sezonowy (metoda TRAMO/SEATS)



Źródło: opracowanie własne.

4

Wykres 73. Depozyty terminowe instytucji samorządowych – komponent sezonowy (metoda X-12-ARIMA)

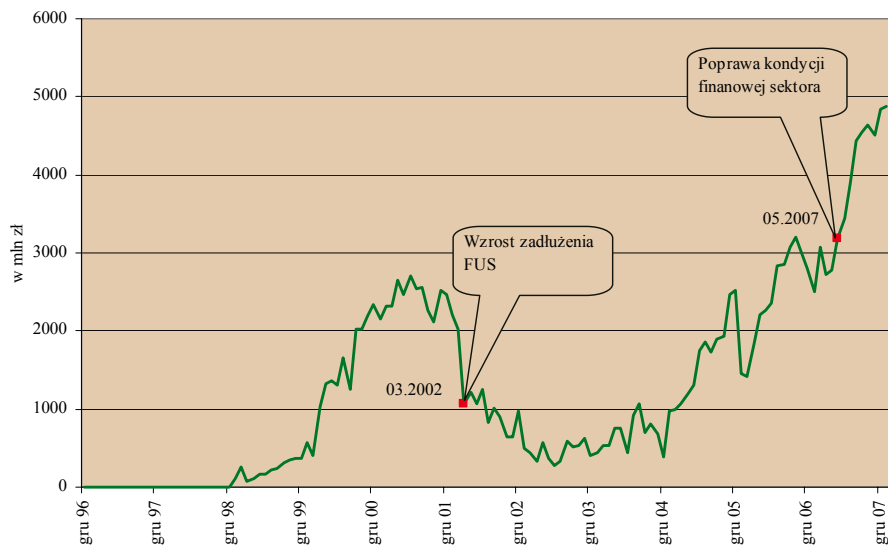


Źródło: opracowanie własne.

4.21. Depozyty terminowe Funduszy Ubezpieczeń Społecznych

Informacje o wartości depozytów terminowych Funduszy Ubezpieczeń Społecznych są dostępne od czasu wprowadzenia reformy służby zdrowia na początku 1999 r. (wykres 74).

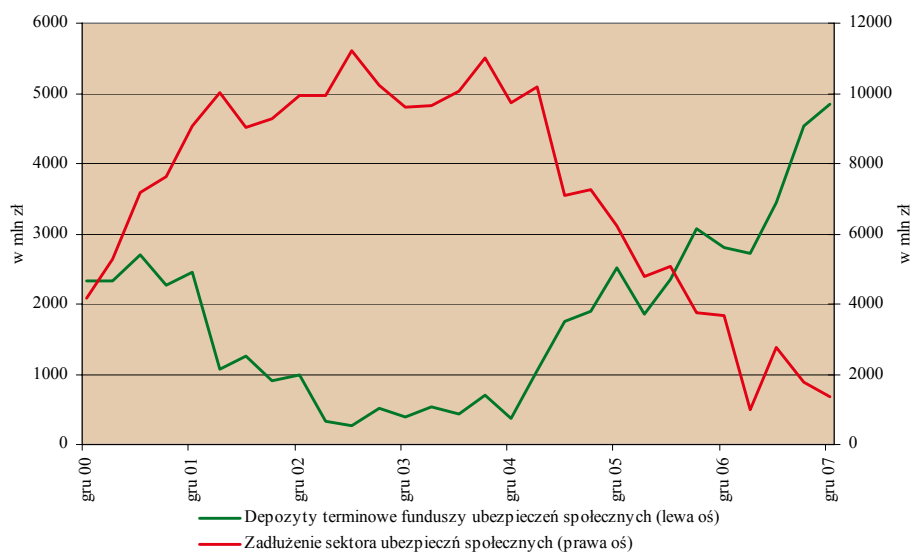
Wykres 74. Depozyty terminowe funduszy ubezpieczeń społecznych



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP

Spadek wartości depozytów, jaki miał miejsce od początku 2002 r., wiązał się najprawdopodobniej ze wzrostem zadłużenia sektora. Dodatkowym czynnikiem pogłębiającym obserwowane zmniejszenie stanu depozytów terminowych FUS było wdrożenie zmian w sprawozdawczości MIF w marcu 2002 r. Wraz ze stopniowym zmniejszeniem zadłużenia sektora stan jego depozytów terminowych ulegał poprawie. Nagłe obniżenie wartości depozytów terminowych na początku 2006 r. odpowiadało wzrostowi zadłużenia sektora (wykres 75).

Wykres 75. Zadłużenie sektora funduszy ubezpieczeń społecznych oraz depozyty terminowe utrzymywane przez sektor MIF



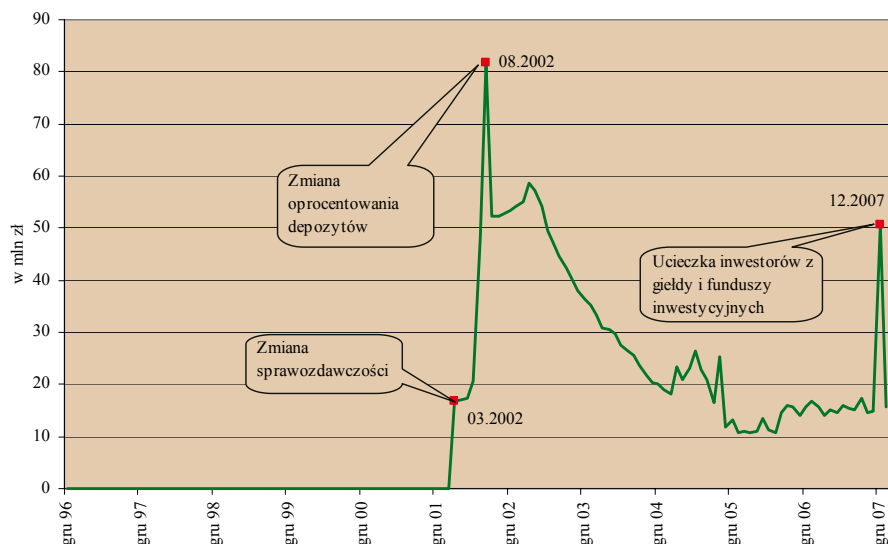
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP i MF.

Zamieszczone w aneksie 1 wyniki przeprowadzonych testów potwierdzają, że w szeregu nie występują efekty sezonowe.

4.22. Depozyty z terminem wypowiedzenia do 3 miesięcy włącznie

Dane dla tej kategorii depozytów są zbierane od marca 2002 r. (wykres 76). Stanowią niewielką część depozytów terminowych, a ich wartość w MIF, po skokowym wzroście w 2002 r., systematycznie maleje.

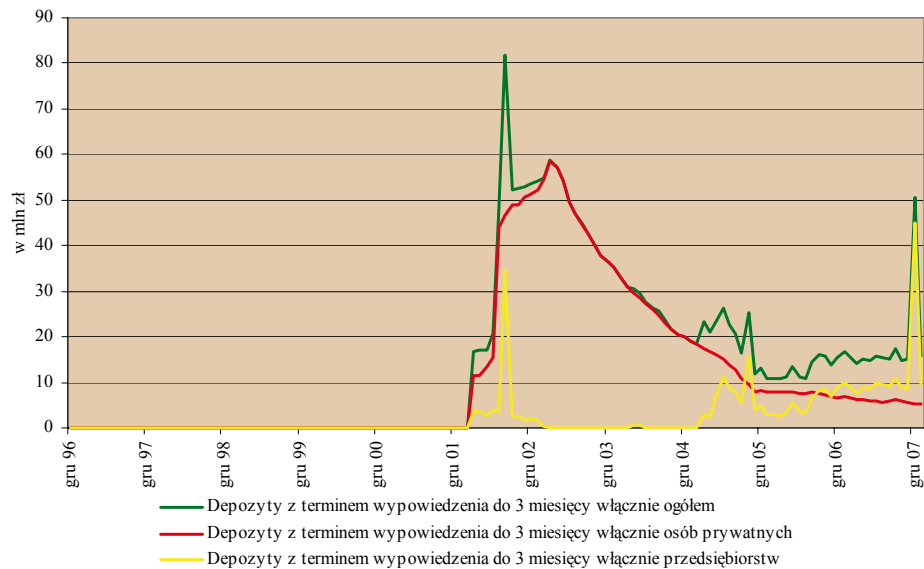
Wykres 76. Depozyty terminowe z terminem wypowiedzenia do 3 miesięcy włącznie



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Blisko 100% depozytów z terminem wypowiedzenia do 3 miesięcy jest utrzymywanych przez osoby prywatne oraz przedsiębiorstwa. Jak wskazuje analiza wykresu 77, za nagłe zmiany stanu tej kategorii depozytów odpowiadają głównie decyzje przedsiębiorstw. Nagły wzrost stanu depozytów zakładanych przez przedsiębiorstwa, zarejestrowany w drugiej połowie 2002 r., był spowodowany przewidywanym przez te podmioty obniżeniem oprocentowania depozytów. Średnie stopy procentowe dla tej kategorii depozytów uległy obniżeniu z 5,5% w sierpniu 2002 r. do 4,3% w grudniu 2002 r.

Wykres 77. Struktura depozytów terminowych z terminem wypowiedzenia do 3 miesięcy włącznie



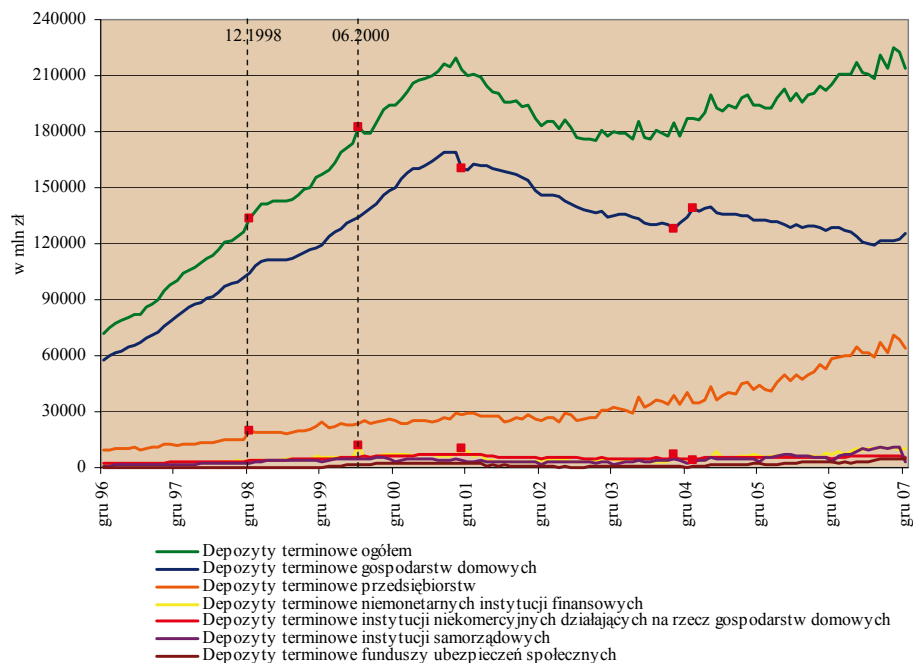
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

W szeregu nie zostały wykryte efekty sezonowe.

4.23. Depozyty terminowe ogółem

Szereg wraz z zaznaczonymi obserwacjami, które mogły mieć nietypowy charakter przedstawiono na wykresie 78.

Wykres 78. Struktura depozytów terminowych ogółem



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP. Linia przerywaną zaznaczono statystycznie istotne obserwacje nietypowe w szeregu *Depozyty terminowe ogółem*.

Zastosowane algorytmy TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA potwierdziły statystyczną istotność dwóch obserwacji nietypowych wybranych we wstępnej analizie szeregu (tabela 20). Spowolnienie gospodarcze spowodowało trwały wzrost stanu depozytów o 6%, natomiast prywatyzacja Orlenu wiązała się z jednorazowym wzrostem stanu depozytów o 4%.

Wszystkie przeprowadzone testy diagnostyczne potwierdziły, że nie ma podstaw do odrzucenia testowanych hipotez zerowych na wszystkich rozważanych poziomach istotności.

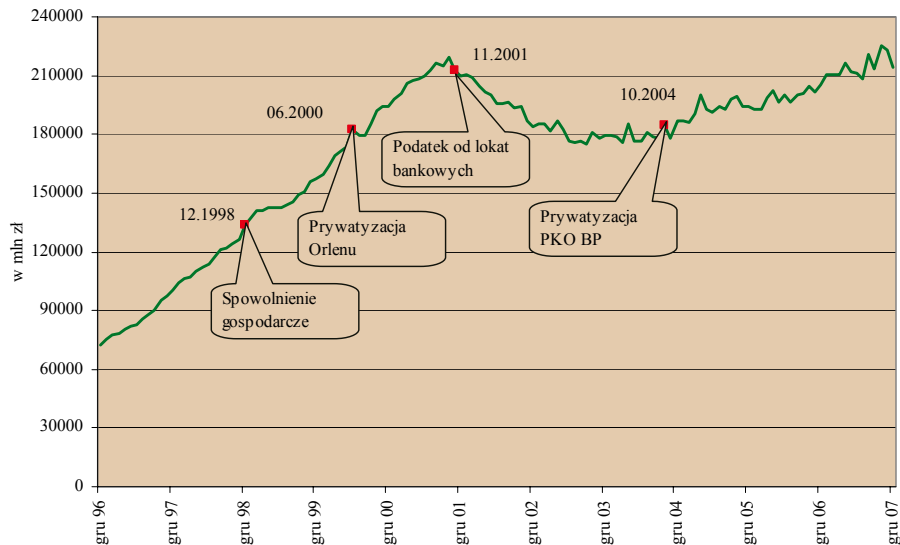
Tabela 20. Depozyty terminowe ogółem – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA

Charakterystyka modelu		TRAMO/SEATS	X-12-ARIMA
Transformacja		logarytmiczna	logarytmiczna
Efekt dni roboczych		brak	brak
Efekt Wielkanocy		brak	brak
Efekt roku przestępnego		brak	brak
Observacje nietypowe			
LS 12.1998	parametr, odchylenie standardowe	0,06 [0,01]	0,06 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	4,06 [-3,210; 3,210]	4,18 [-3,868; 3,868]
AO 06.2000	parametr, odchylenie standardowe	0,04 [0,01]	0,04 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	3,87 [-3,210; 3,210]	4,00 [-3,868; 3,868]
Specyfikacja modelu ARIMA			
Parametry modelu		(3 1 1)(1 1 0)	(3 1 1)(1 1 0)
Część niesezonowa			
AR(1)	parametr, odchylenie standardowe	0,17 [0,06]	0,18 [0,08]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	1,95 [-1,972; 1,972] 5%	-2,16 [-1,972; 1,972] 5%
AR(2)	parametr, odchylenie standardowe	-0,20 [0,09]	-0,21 [0,09]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-2,27 [-1,972; 1,972] 5%	2,50 [-1,972; 1,972] 5%
AR(3)	parametr, odchylenie standardowe	-0,45 [0,09]	-0,45 [0,08]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-5,04 [-1,972; 1,972] 5%	5,36 [-1,972; 1,972] 5%
Część sezonowa			
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,55 [0,10]	-0,57 [0,08]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-5,58 [-1,972; 1,972] 5%	6,71 [-1,972; 1,972] 5%
Diagnostyka reszt modelu			
Test Ljung-Box na resztach	statystyka testowa	27,59	29,65
Test Box-Pierce na resztach		3,54	0,021
Test Ljung-Box na kwadratach reszt		20,90	22,82
Test Box-Pierce na kwadratach reszt		1,99	2,69
Test Jarque-Bera na normalność reszt		5,31	0,81
Skośność rozkładu reszt		0,42	0,10
Kurtoza rozkładu reszt		3,60	3,72

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie Demetra. Diagnostyka reszt modelu wykonana w pakietach Stata i EViews.

Na wykresie 79 zaznaczono obserwacje nietypowe wykryte w szeregu *Depozyty terminowe ogółem* oraz te obserwacje nietypowe w jego składowych, których wpływ na agregat okazał się najsilniejszy. Jak wynika z poniższego zestawienia, obserwacje nietypowe wykryte w analizowanym szeregu mają swoje źródło w depozytach terminowych przedsiębiorstw oraz depozytach terminowych niemonetarnych instytucji finansowych. Wpływ tych składowych sprawił, że pomimo podobieństwa w kształtowaniu się trendu pomiędzy depozytami terminowymi ogółem a depozytami terminowymi gospodarstw domowych obserwacje nietypowe w obu tych szeregach nie pokrywają się.

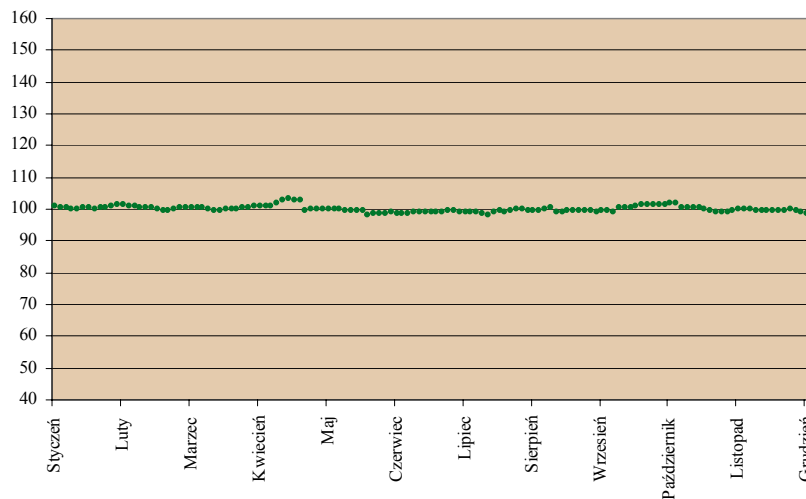
Wykres 79. Depozyty terminowe ogółem



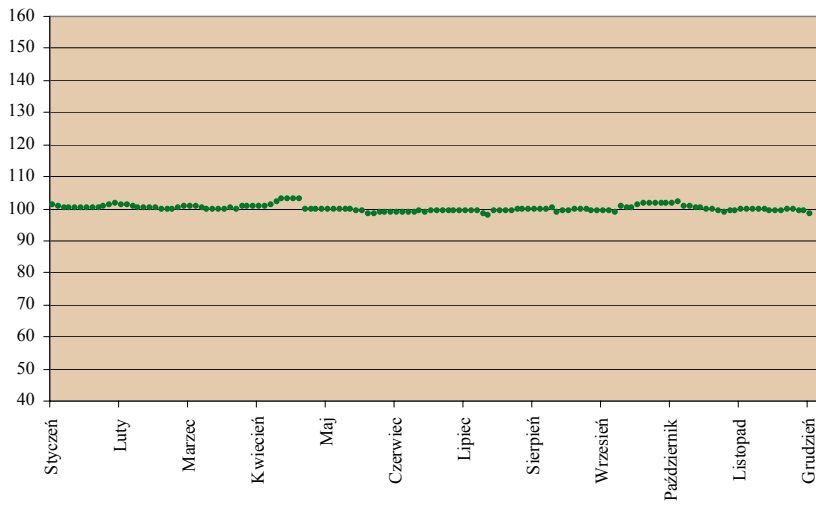
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Na podstawie wykresów 80 i 81 nie można stwierdzić występowania wyraźnych różnic pomiędzy wartościami komponentu sezonowego dla depozytów terminowych ogółem. Czynniki sezonowe dla poszczególnych miesięcy są bardzo stabilne i bliskie 100.

Wykres 80. Depozyty terminowe ogółem – komponent sezonowy (metoda TRAMO/SEATS)



Źródło: opracowanie własne.

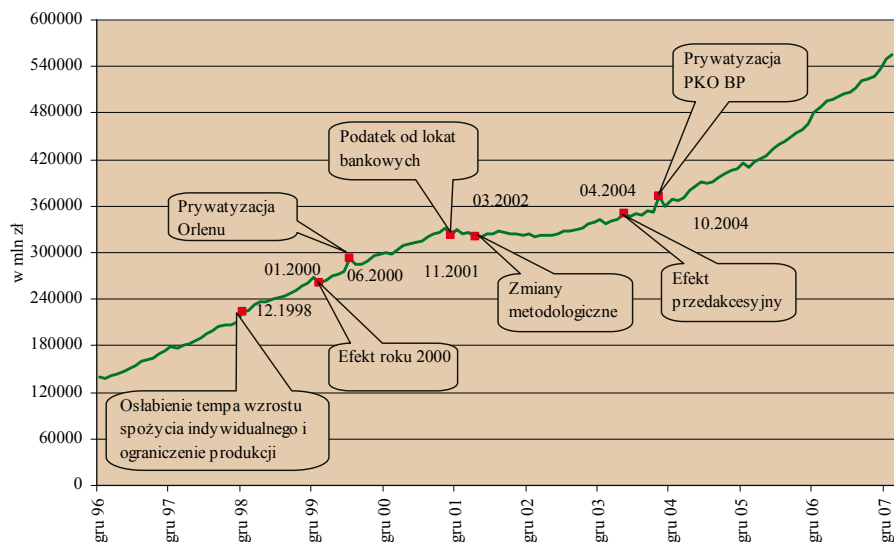
Wykres 81. Depozyty terminowe ogółem – komponent sezonowy (metoda X-12-ARIMA)

Źródło: opracowanie własne.

4.24. Podaż pieniądza M2

Przebieg zmienności szeregu oraz zdarzenia szokowe, jakie mogły wpłynąć na jego kształtowanie się przedstawia wykres 82.

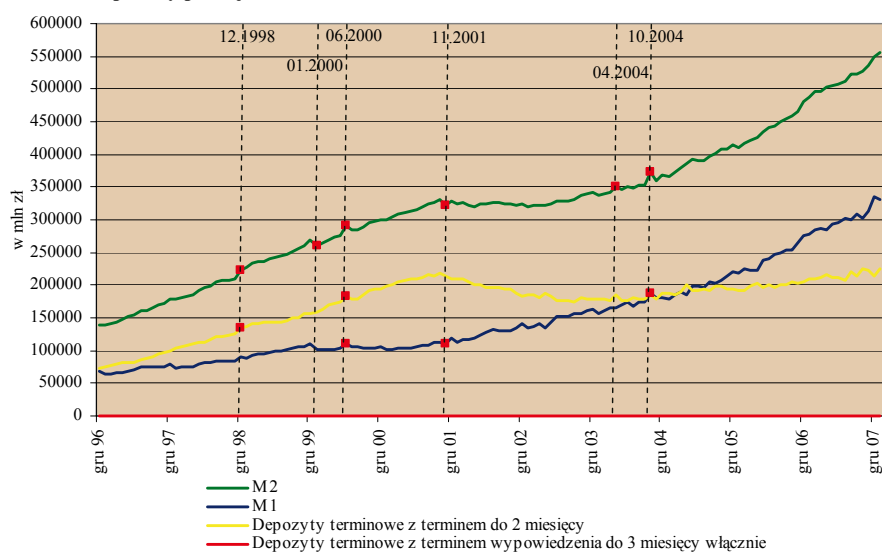
Wykres 82. Podaż pieniądza M2



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

W okresie objętym próbą wpływ dwóch głównych składowych na M2 uległ wyraźnej zmianie, co widoczne jest na wykresie 83. Udział depozytów terminowych w szerszej kategorii pieniądza w całej próbie przekraczał 54% i do momentu wprowadzenia podatku od dochodów z lokat bankowych wykazywał tendencję wzrostową. Po tej dacie trend M2 jest wyznaczany przez zachowanie komponentu M1.

Wykres 83. Struktura podaży pieniądza M2



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP. Linia przerywaną zaznaczono statystycznie istotne obserwacje nietypowe w szeregu *Podaż pieniądza M2*.

Powyższe zależności wpłynęły na identyfikację obserwacji nietypowych w podaży pieniądza M2. Część z nich pokrywa się z tymi, które zostały wykryte dla depozytów terminowych, inne są charakterystyczne dla wąskiej podaży pieniądza M1. Zamieszczone w tabeli 21 wyniki potwierdziły istotność wszystkich wstępnie wytypowanych obserwacji nietypowych. Na jednorazowy wzrost depozytów najsilniej wpłynęły czynniki związane z prywatyzacją przedsiębiorstw. Efekt roku 2000 został zaklasyfikowany jako obserwacja typu LS, a jego wyestymowany wpływ na szereg został przez obie metody oceniony na 4%.

W przypadku testów Ljung-Box oraz Box-Pierce brak jest podstaw do odrzucenia testowanych hipotez zerowych na poziomie istotności 1%. Ze względu na wartość kurtozy reszt pochodzących z modelu X-12-ARIMA hipoteza zerowa testu Jarque-Bera została odrzucona na poziomie istotności 5%, natomiast nie stwierdzono podstaw do jej odrzucenia na poziomie istotności 1%.

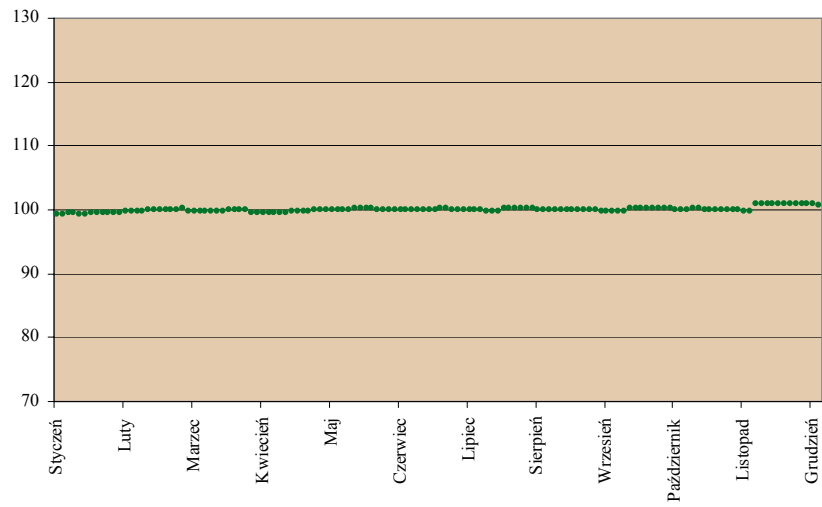
Tabela 21. Podaż pieniądza M2 – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA

Charakterystyka modelu		TRAMO/SEATS	X-12-ARIMA
Transformacja		logarytmiczna	logarytmiczna
Efekt dni roboczych		brak	brak
Efekt Wielkanocy		brak	brak
Efekt roku przestępnego		brak	brak
Obserwacje nietypowe			
LS 12.1998	parametr, odchylenie standardowe	0,03 [0,01]	0,03 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	4,08 [-3,205; 3,205]	4,21 [-3,205; 3,205]
LS 01.2000	parametr, odchylenie standardowe	-0,04 [0,01]	-0,04 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	-4,94 [-3,205; 3,205]	-5,16 [-3,205; 3,205]
AO 06.2000	parametr, odchylenie standardowe	0,04 [0,01]	0,04 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	7,02 [-3,205; 3,205]	7,34 [-3,205; 3,205]
AO 11.2001	parametr, odchylenie standardowe	-0,02 [0,01]	-0,02 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	-3,92 [-3,205; 3,205]	-4,07 [-3,205; 3,205]
AO 04.2004	parametr, odchylenie standardowe	0,02 [0,01]	0,02 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	3,36 [-3,205; 3,205]	3,50 [-3,205; 3,205]
AO 10.2004	parametr, odchylenie standardowe	0,04 [0,01]	0,04 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	7,27 [-3,205; 3,205]	7,57 [-3,205; 3,205]
Specyfikacja modelu ARIMA			
Parametry modelu		(1 1 1)(0 0 1)	(1 1 1)(0 0 1)
Część niesezonowa			
AR(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,95 [0,07]	-0,96 [0,04]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-14,02 [-1,972; 1,972]	24,64 [-1,972; 1,972]
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,84 [0,12]	-0,85 [0,07]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-7,20 [-1,972; 1,972]	12,51 [-1,972; 1,972]
Część sezonowa			
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	0,33 [0,09]	0,35 [0,08]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	3,62 [-1,972; 1,972] 5%	-4,33 [-1,972; 1,972] 5%
Diagnostyka reszt modelu			
Test Ljung-Box na resztach	statystyka testowa	27,89	34,95
Test Box-Pierce na resztach		1,90	0,19
Test Ljung-Box na kwadratach reszt		20,92	22,25
Test Box-Pierce na kwadratach reszt		3,84	2,87
Test Jarque-Bera na normalność reszt		0,98	6,70
Skośność rozkładu reszt		-0,22	-0,42
Kurtoza rozkładu reszt		2,96	3,46

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie Demetra. Diagnostyka reszt modelu wykonana w pakietach Stata i EVIEWS.

Komponent sezonowy M2 praktycznie nie wykazuje zróżnicowania pomiędzy miesiącami (wykresy 84 i 85). Jedynie w grudniu jest wyraźnie wyższy od średniej o około 1%, co wynika z wpływu na analizowany szereg depozytów terminowych osób prywatnych.

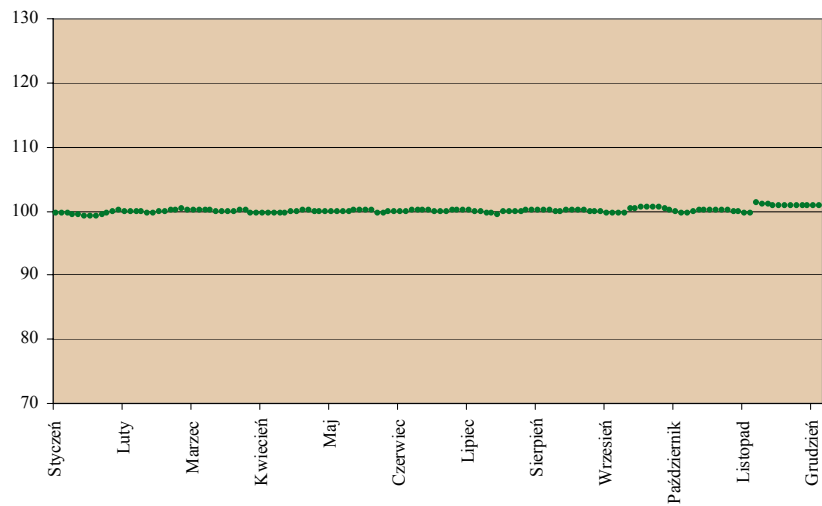
Wykres 84. Podaż pieniądza M2 – komponent sezonowy (metoda TRAMO/SEATS)



Źródło: opracowanie własne.

4

Wykres 85. Podaż pieniądza M2 – komponent sezonowy (metoda X-12-ARIMA)

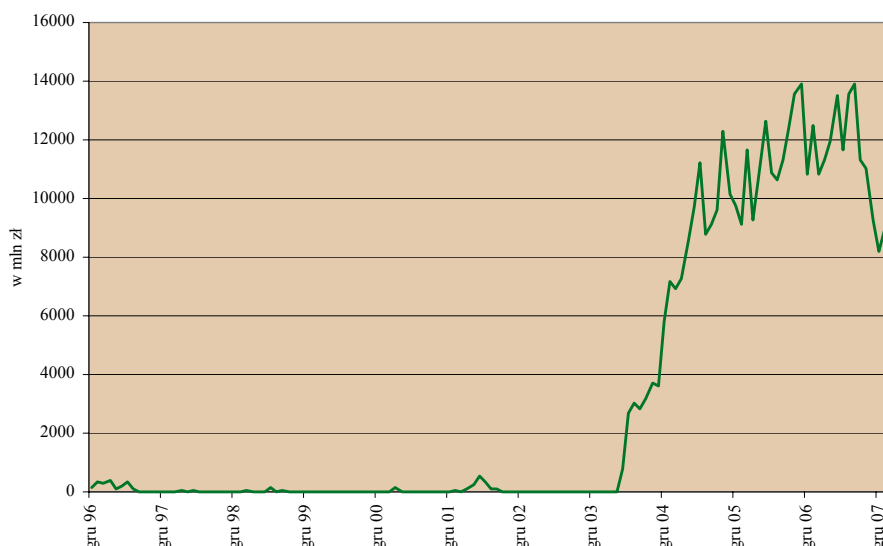


Źródło: opracowanie własne.

4.25. Operacje z przyrzeczeniem odkupu

Kategoria ta obejmuje zobowiązania instytucji podlegających obowiązkowi sprawozdawczemu z tytułu posiadania depozytów będących wynikiem transakcji zabezpieczonych papierami wartościowymi z udzielonym przyrzeczeniem odkupu⁹⁹. Przebieg zmienności szeregu przedstawiono na wykresie 86.

Wykres 86. Operacje z przyrzeczeniem odkupu



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

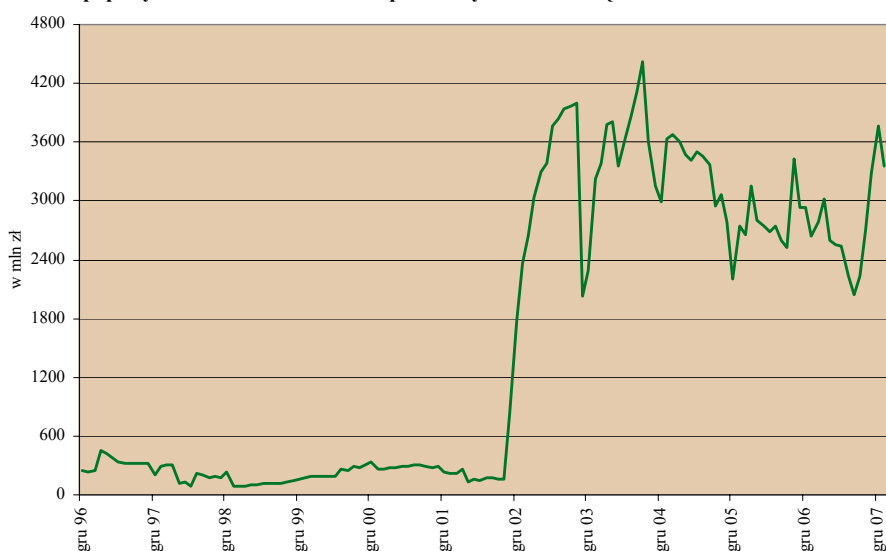
Analiza transakcji z przyrzeczeniem odkupu wskazuje, że główny udział w tej kategorii mają podmioty należące do sektora finansowego. Do połowy 2004 r. wartość transakcji z przyrzeczeniem odkupu była z nielicznymi wyjątkami bliska zeru. Wykorzystanie transakcji repo wzrasta od przystąpienia Polski do Unii Europejskiej i przyjęcia, w wyniku dostosowania przepisów polskich do ustawodawstwa unijnego, zerowej stopy rezerw obowiązkowych od środków uzyskanych z tytułu sprzedaży papierów wartościowych z udzielonym przyrzeczeniem odkupu. Ze względu na istnienie dwóch przedziałów, w których zachowanie szeregu jest wyraźnie różne został on podzielony na dwie podpróby, obejmujące okresy od grudnia 1996 r. do kwietnia 2004 r. oraz od maja 2004 r. do stycznia 2008 r. Wykonane testy (aneks 1) wykazały, że w żadnej z podrób nie istnieją efekty sezonowe, w związku z czym szereg nie został poddany dekompozycji sezonowej.

⁹⁹ Definicja NBP. Transakcja repo zachodzi wtedy, gdy oferent proponuje nabycie papieru wartościowego, którego nie jest emitentem i który po zakończeniu operacji zachowa swą gospodarczą przydatność. Jednocześnie, w ofercie zobowiązuje się on nieodwołalnie do odkupu przedmiotu transakcji w ustalonym terminie i po ustalonej cenie, zaś nabywca przyjmuje te warunki za nieodwołalnie wiążące i jedynie w kwestii ceny ma możliwość przedstawiania własnych propozycji. Przedmiotem tych operacji są zazwyczaj bony skarbowe. Powyższa definicja została zaczerpnięta z: Klosiewicz i Krzyżewski (1999): *Transakcje repo*. Sprawozdawczość NBP przekazywana przez banki stosujące Międzynarodowe Standardy Rachunkowości bazuje na rozporządzeniu Ministra Finansów z dnia 12 grudnia 2001 r. w sprawie zasad uznawania, metod wyceny, zakresu ujawniania i sposobu prezentacji instrumentów finansowych (Dz.U. Nr 149, poz. 1674 z późn. zm.), zgodnie z którym nie stanowi utraty kontroli przez jednostkę wydanie lub sprzedaż aktywów finansowych, jeżeli jednostka ma prawo do odkupu takich aktywów lub jako pierwsza może odmówić odkupu, a cena różni się od wartości godziwej aktywów na dzień odkupu, albo aktywa takie nie są łatwo dostępne na rynku.

4.26. Dłużne papiery wartościowe z terminem pierwotnym do 2 lat włącznie

Pozycja ta obejmuje zbywalne dłużne papiery wartościowe z terminem pierwotnym do dwóch lat włącznie, zbywalne kredyty z terminem pierwotnym do dwóch lat włącznie, papiery zrestrukturyzowane na dużą liczbę jednakowych dokumentów, które mogą być przedmiotem obrotu na rynkach wtórnych oraz zadłużenie podporządkowane w formie dłużnych papierów wartościowych z terminem pierwotnym do dwóch lat włącznie. Wielkość ta jest liczona jako wartość zobowiązań z tytułu emisji własnych papierów wartościowych monetarnych instytucji finansowych pomniejszonych o wartość posiadanych w portfelu przez krajowe MIF papierów wartościowych wyemitowanych przez inne MIF¹⁰⁰. Dłużne papiery wartościowe z terminem pierwotnym do 2 lat włącznie przedstawia wykres 87.

Wykres 87. Dłużne papiery wartościowe z terminem pierwotnym do 2 lat włącznie



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

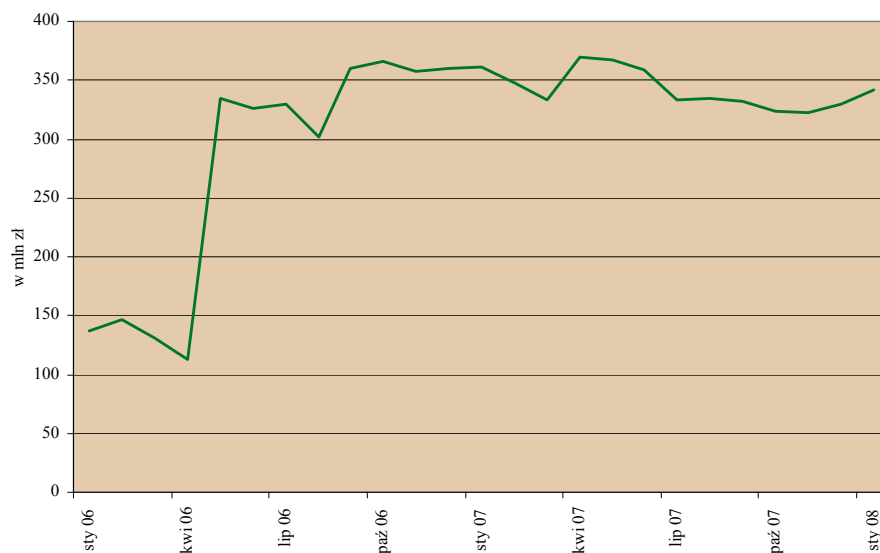
Ze względu na nagły wzrost wartości szeregu w drugiej połowie 2002 r., szereg został podzielony na dwie próby, które następnie analizowano oddzielnie. W żadnej z nich nie stwierdzono obecności czynników sezonowych, wobec czego szereg nie został poddany dekompozycji sezonowej.

¹⁰⁰ Zmiany metodyczne w statystyce pieniężnej i bankowej, NBP, www.nbp.pl.

4.27. Jednostki uczestnictwa w funduszach rynku pieniężnego

Fundusze rynku pieniężnego to grupa funduszy inwestujących głównie w instrumenty rynku pieniężnego, jednostki uczestnictwa funduszy rynku pieniężnego oraz w inne instrumenty dłużne z terminem zapadalności do 1 roku włącznie i w depozyty bankowe. Jednostki uczestnictwa emitowane przez te fundusze są, ze względu na swoją wysoką płynność, substytutami depozytów o oprocentowaniu zbliżonym do oprocentowania instrumentów rynku pieniężnego. Lista funduszy rynku pieniężnego jest publikowana przez NBP. Zasady kwalifikowania podmiotów do grupy funduszy rynku pieniężnego określone zostały w *Rozporządzeniu EBC w sprawie bilansu skonsolidowanego sektora monetarnych instytucji finansowych z 22 listopada 2001 r.* Jednostki uczestnictwa w funduszach rynku pieniężnego są uwzględniane w M3 od stycznia 2006 r. Przebieg zmienności szeregu przedstawiono na wykresie 88.

Wykres 88. Jednostki uczestnictwa w funduszach rynku pieniężnego



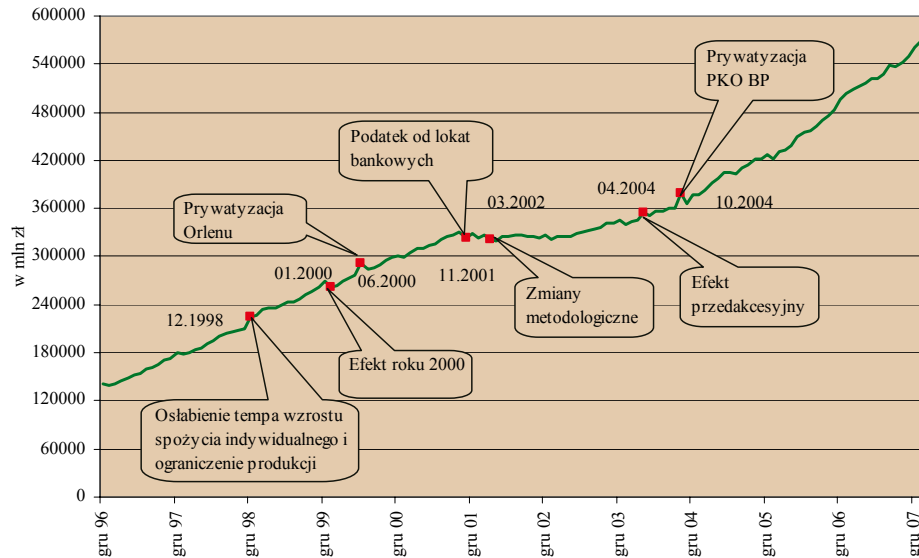
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Szereg ten nie został poddany sezonowemu wyrównaniu ze względu na zbyt małą liczbę obserwacji. TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA wymagają szeregów liczących przynajmniej 36 obserwacji.

4.28. Podaż pieniądza M3

Przebieg zmienności M3 jest niemal identyczny jak M2 (wykres 89). Z tego powodu za potencjalnie nietypowe uznano te same obserwacje co w przypadku M2.

Wykres 89. Podaż pieniądza M3



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Siła wpływu na szereg poszczególnych obserwacji nietypowych (tabela 22) była niemal identyczna z wynikami uzyskanymi dla M2. W przypadku trzech dat nie uzyskano potwierdzenia przypuszczeń, opartych na analizie wykresu M3, o tym, że dana obserwacja jest nietypowa. Jedynie efekt przedakcesyjny, który istotnie wpływał na M2 nie okazał się istotny w przypadku M3.

Pomimo podobieństwa pomiędzy szeregami M2 i M3 postać modelu oszacowana dla obu przypadków jest inna. Na podaż M3 silniej niż na M2 wpływają wartości opóźnione, przy czym oddziaływanie drugiego opóźnienia jest silniejsze niż pierwszego.

Wyniki diagnostyki reszt modelu wskazują, że w obu modelach na podstawie przeprowadzonych testów nie ma podstaw do odrzucenia testowanych hipotez zerowych na poziomach istotności 0,1%, 1%, 5% oraz 10%.

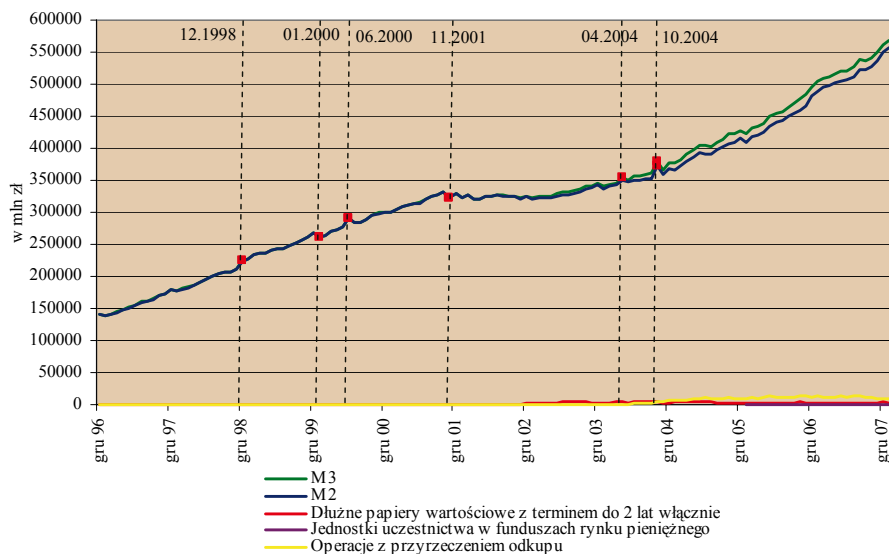
Tabela 22. Podaż pieniądza M3 – wyrównanie sezonowe szeregu metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA

Charakterystyka modelu		TRAMO/SEATS	X-12-ARIMA
Transformacja		logarytmiczna	logarytmiczna
Efekt dni roboczych		brak	brak
Efekt Wielkanocy		brak	brak
Efekt roku przestępnego		brak	brak
Observacje nietypowe			
LS 12.1998	parametr, odchylenie standardowe	0,04 [0,01]	0,04 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	4,00 [-3,210; 3,210]	-3,56 [-3,868; 3,868]
LS 01.2000	parametr, odchylenie standardowe	-0,04 [0,01]	-0,04 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	-4,64 [-3,210; 3,210]	4,13 [-3,868; 3,868]
AO 06.2000	parametr, odchylenie standardowe	0,04 [0,01]	0,04 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	6,64 [-3,210; 3,210]	-4,80 [-3,868; 3,868]
AO 11.2001	parametr, odchylenie standardowe	-0,02 [0,01]	-0,02 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	-3,44 [-3,210; 3,210]	6,87 [-3,868; 3,868]
AO 10.2004	parametr, odchylenie standardowe	0,04 [0,01]	0,04 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne	5,97 [-3,210; 3,210]	6,17 [-3,868; 3,868]
Specyfikacja modelu ARIMA			
Parametry modelu		(2 1 0)(0 0 1)	(2 1 0)(0 0 1)
Część niesezonowa			
AR(1)	parametr, odchylenie standardowe	-0,04 [0,01]	-0,04 [0,01]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-1,07 [-1,972; 1,972] 5%	1,08 [-1,972; 1,972] 5%
AR(2)	parametr, odchylenie standardowe	-0,26 [0,09]	-0,26 [0,08]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	-2,95 [-1,972; 1,972] 5%	3,10 [-1,972; 1,972] 5%
Część sezonowa			
MA(1)	parametr, odchylenie standardowe	0,31 [0,09]	0,31 [0,08]
	statystyka testowa, statystyki krytyczne, poziom istotności	3,50 [-1,972; 1,972] 5%	-3,98 [-1,972; 1,972] 5%
Diagnostyka reszt modelu			
Test Ljung-Box na resztach	statystyka testowa	20,14	20,60
Test Box-Pierce na resztach		0,96	0,05
Test Ljung-Box na kwadratach reszt		16,92	16,96
Test Box-Pierce na kwadratach reszt		0,79	1,46
Test Jarque-Bera na normalność reszt		0,86	1,09
Skośność rozkładu reszt		-0,01	-0,16
Kurtoza rozkładu reszt		2,60	2,59

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie Demetra. Diagnostyka reszt modelu wykonana w pakietach Stata i EViews.

Do końca 2004 r. podaż pieniądza M3 była niemal równa M2, który stanowił wówczas prawie 98% stanu głównej kategorii pieniądza. Z tego względu liczba, typ i lokalizacja obserwacji nietypowych wykrytych w M3 i M2 niemal dokładnie pokrywają się, a trend obu kategorii jest jednakowy (wykres 90). Jedyny wyjątek został odnotowany dla obserwacji nietypowej z kwietnia 2004 r.

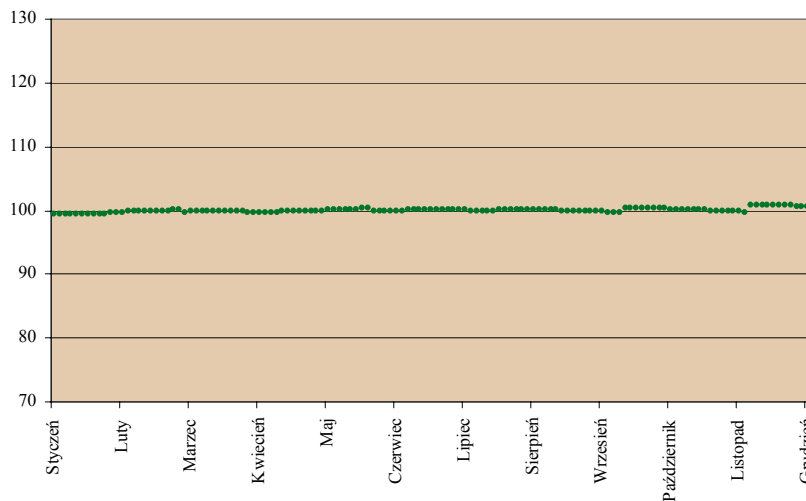
Wykres 90. Podaż pieniądza M3 i jego komponenty



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP. Linia przerywaną zaznaczono statystycznie istotne obserwacje nietypowe w szeregu Podaż pieniądza M3.

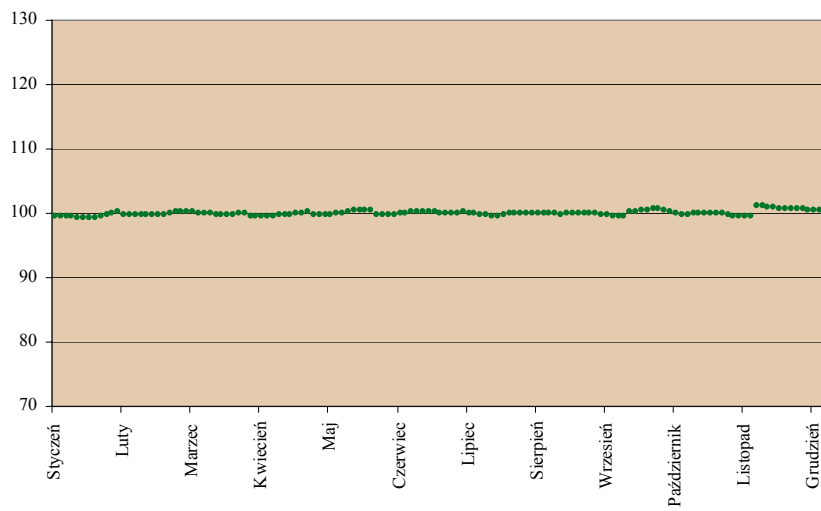
Podobnie jak w przypadku M2, komponent sezonowy oszacowany dla M3 niemal nie wykazuje zróżnicowania pomiędzy miesiącami (wykresy 91 i 92). Wyjątkiem jest tu grudzień, w którym komponent sezonowy jest wyższy od średniej o około 1%. Rezultat ten wynika z obserwowanego dla największych składowych agregatu M3 sezonowego wzrostu wartości w tym miesiącu.

Wykres 91. Podaż pieniądza M3 – komponent sezonowy (metoda TRAMO/SEATS)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 92. Podaż pieniądza M3 – komponent sezonowy (metoda X-12-ARIMA)



Źródło: opracowanie własne.

5

Wyniki

Zastosowanie każdej z metod doprowadziło do pełnego usunięcia efektów sezonowych ze wszystkich szeregów, w których wykryto ich obecność. Oszacowania parametrów uzyskane różnymi metodami okazały się w większości przypadków bardzo zbliżone. Wyestymowane komponenty sezonowe wykazywały zbliżony przebieg.

Ze względu na brak jednej miary, na podstawie której można dokonać wyboru metody sezonowego wyrównania danych, zdecydowano się na porównanie oparte na zestawie wskaźników mierzących zgodność stóp wzrostu danych surowych i wyrównanych sezonowo, gładkości dopasowania danych pozbawionych czynnika sezonowego, błędach rewizji i prognoz.

Analiza stóp wzrostu polega na ocenie zgodności znaków pomiędzy rocznymi stopami wzrostu sezonowo wyrównanych szeregów:

$$S_{_SA_t\%} = \frac{X_{_SA_{t+12}} - X_{_SA_t}}{X_{_SA_t}}, \quad (23)$$

gdzie:

t – numer obserwacji, $t = 1, \dots, T$,

$X_{_SA_t}$ – t – ta obserwacja szeregu wyrównanego sezonowo,

a odpowiednimi stopami wzrostu liczonymi na pierwotnych danych:

$$S_{_X_t\%} = \frac{X_{t+12} - X_t}{X_t}, \quad (24)$$

gdzie:

$X_t - t$ – ta obserwacja szeregu niewyrównanego sezonowo,

oznaczenia jak wyżej.

Obliczono również średnią i maksymalną różnicę stóp wzrostu oraz odchylenie standardowe różnic.

Stopień wygładzenia poszczególnych komponentów szeregu czasowego obliczono na podstawie miar zaproponowanych przez Mazzi i Savio¹⁰¹. Pierwsza z nich (R_1) bazuje na porównaniu sumy kwadratów różnic między wyrównanymi sezonowo wielkościami z okresu bieżącego a tymi samymi wielkościami z okresu poprzedniego, zgodnie ze wzorem:

$$R_1 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T (X_{_SA_t} - X_{_SA_{t-1}})^2, \quad (25)$$

oznaczenia jak we wzorze (23).

¹⁰¹ Mazzi i Savio (2005): *The Seasonal Adjustment of Short Time Series*, s. 4.

Druga z miar – R_2 jest oparta na 13-okresowym filtrze Hendersona¹⁰², przy użyciu którego niwelowane zostają składniki szeregu o małej częstotliwości, odpowiadające za wariancję składnika trend-cykl¹⁰³:

$$R_2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (X_{-}SA_t \square H_{13}X_{-}SA_t)^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T [(I \square H_{13})X_{-}SA_t]^2, \quad (26)$$

gdzie:

$H_{13}X_{-}SA_t$ – wartość t -tej obserwacji szeregu wyrównanego sezonowo po zastosowaniu filtru Hendersona,
 \square – dla $X_{-}SA_t$ pochodzącego z modelu multiplikatywnego oznacza operację mnożenia, dla $X_{-}SA_t$ oszacowanego na podstawie modelu addytywnego oznacza operację dodawania,
 pozostałe oznaczenia jak we wzorze (23).

Filtry zawarte w konstrukcji powyższych statystyk ($I \square H_{13}$ oraz $X_{-}SA_{t-1}$) mają charakter filtrów górnoprzepustowych, co oznacza, że usuwają większość składników szeregu o niskich częstotliwościach, odpowiadających komponentowi trend-cykl. R_1 i R_2 szacują zatem (na dwa różne sposoby) wielkość komponentu nieregularnego. Podobnie skonstruowano miary dla pozostałych komponentów szeregu. Smukłość dopasowania trendu jest mierzona za pomocą statystyki MAR(TC):

$$MAR(TC) = \sum_{t=2}^T (TC_t - TC_{t-1}), \quad (27)$$

gdzie:

TC_t – wartość składnika trend-cykl w okresie t ,
 pozostałe oznaczenia jak we wzorze (23).

W odniesieniu do składnika sezonowego jego regularność jest mierzona statystyką MAR(S):

$$MAR(S) = \sum_{t=1}^T [(1 + B + B^2 + \dots + B^{11})X_{-}SA_t]^2, \quad (28)$$

gdzie:

B – operator opóźnienia,
 pozostałe oznaczenia jak we wzorze (23).

Zgodnie z zaleceniami Eurostatu¹⁰⁴, wybrane dla szeregu parametry modelu wyrównania sezonowego powinny być poddawane reestymacji przynajmniej raz do roku. Z uwagi na tę rekomendację rewizje oraz prognozy obliczono dla sezonowo wyrównanych danych z okresu od lutego 2008 r. do grudnia 2008r. Procedura ich obliczana bazowała na wykorzystaniu postaci modeli opisanych w rozdziale 4 do sezonowego wyrównania szeregu wydłużonego o kolejne obserwacje. Tak dobrany horyzont rewizji pozwalał na ocenę stopnia dopasowania modelu do szeregu po kilku miesiącach od wybrania postaci modelu. Oceny jakości rewizji szeregu wykonano na podstawie statystyki mierzącej względną różnicę poziomów wyrównanego szeregu¹⁰⁵:

¹⁰² 13-okresowy filtr Hendersona wygładza szereg, gdyż minimalizuje sumę kwadratów trzecich różnic szeregu. Konstrukcja i wartości wag dla filtru Hendersona zostały omówione w: Trewin (2003): *A Guide to Interpreting Time Series - Monitoring Trends*.

¹⁰³ W przypadku modelu addytywnego komponent nieregularny obliczany jest jako różnica danych wyrównanych sezonowo i trendu. Natomiast dla modelu multiplikatywnego jest on równy ilorazowi tych wielkości.

¹⁰⁴ Eurostat (2008): *ESS Guidelines on Seasonal Adjustment*.

¹⁰⁵ Hood (2002): *Comparison of Time Series Characteristics for Seasonal Adjustments from SEATS and X-12-Arima*, s. 2.

$$X_SA_n\% = \left(\frac{X_SA_{n/T}}{X_SA_{n/n}} - 1 \right) \times 100\%, \quad (29)$$

gdzie:

$X_SA_{n/t}$ – wyrównana wartość szeregu X_t dla okresu n na podstawie obserwacji X_1, X_2, \dots, X_t , przy czym $n \leq t \leq$

N , a szereg czasowy X_t dostępny jest dla okresów $t = 1, 2, \dots, N$,

$X_SA_{n/n}$ – pierwotna wartość wyrównanego sezonowo szeregu czasowego dla okresu n ,

$X_SA_{n/N}$ – wyestymowana wartość ostateczna dla okresu n na podstawie pełnej próby.

W analizie porównawczej posłużono się średnią z rewizji $X_SA_n\%$ oraz odchyleniem standardowym rewizji $X_SA_n\%$. Obliczono również średnią absolutną wartość rewizji *MAR* (ang. *mean absolute revision*):

$$MAR = \frac{1}{k} \sum_{t=1}^k |X_SA_{n/n} - X_SA_{n/N}|, \quad (30)$$

oznaczenia jak we wzorze (29),

oraz błąd średniokwadratowy rewizji *RMSR* (ang. *root of mean square revision*):

$$RMSR = \sqrt{\frac{1}{k} \sum_{t=i+1}^k (X_SA_{n/n} - X_SA_{n/N})^2}. \quad (31)$$

Pożądaną własnością szeregu jest niska wartość powyższych miar.

Dodatkowo, na podstawie miary stosowanej przez Marin (2003)¹⁰⁶, zbadano szybkość konwergencji rewizji, stosując następującą miarę *MC* (ang. *mean convergence*):

$$MC = \sqrt{\frac{1}{12 - (i+1)} \sum_{j=i+2}^{12} (Sh_{i,j} - \bar{Sh}_{i,j})^2}, \quad (32)$$

gdzie:

$$Sh_{i,j} = \frac{(X_SA_{n/t-1} - X_SA_{n/t-1})^2}{\sum_{j=i-1}^{25} (X_SA_{n/t-1} - X_SA_{n/t-1})^2} - \text{udział } j\text{-tej rewizji dla } i\text{-tej obserwacji w sumie wszystkich istniejących}$$

rewizji dla i -tej obserwacji,

$\bar{Sh}_{i,j}$ – średnia wartość wszystkich dostępnych rewizji dla i -tej obserwacji.

Wysoka wartość miary jest pożądana, gdyż oznacza szybką konwergencję rewizji z wartości początkowej do wartości ostatecznej.

Kryteria związane z rewizjami uznano za najważniejsze wskaźniki jakości ze względu na dążenie do uzyskania modeli cechujących się wysoką stabilnością. Zastosowanie danych wyrównanych sezonowo w badaniach ekonomicznych wymaga, aby rewizje, jakim one podlegają, były minimalizowane. Pamiętać należy, że w przypadku tego rodzaju danych w każdym okresie sprawozdawczym dochodzi do rewizji całego szeregu, a nie jedynie określonej liczby ostatnich obserwacji.

Jakość prognoz *ex post* oceniono na podstawie względnego błędu prognozy *MAPD* (ang. *mean absolute percentage deviation*) obliczonego dla szeregu wyrównanego sezonowo oraz dla komponentu trendu-cykl. Dla tych komponentów statystyka *MAPD* obliczana jest odpowiednio jako¹⁰⁷:

¹⁰⁶ Marin (2003): *Criteria to determine the optima revision policy*.

$$MAPD_{(SA)} = \frac{1}{5} \sum_{t=N_F-4}^{N_F} \left| \frac{X_{SA_t} - X_{SA_t^F}}{X_{SA_t}} \right|, \quad (33)$$

gdzie:

$X_{SA_t^F}$ – prognozowana wartość t -tej obserwacji szeregu wyrównanego sezonowo,

X_{SA_t} – t -ta obserwacja szeregu wyrównanego sezonowo,

N_F – horyzont prognozy.

$$MAPD_{(TC)} = \frac{1}{5} \sum_{t=N_F-4}^{N_F} \left| \frac{TC_t - TC_t^F}{TC_t} \right|. \quad (34)$$

gdzie:

TC_t^F – prognozowana t -ta wartość składnika trend-cykl,

TC_t – t -ta wartość składnika trend-cykl,

N_F – horyzont prognozy.

Na podstawie przedstawionych w niniejszym rozdziale miar dokonano oceny jakości sezonowego wyrównania każdego z szeregów metodą X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS. Miary te posłużyły również do wyboru optymalnego poziomu agregacji danych.

W poniższych tabelach zamieszczono porównanie wyników sezonowego wyrównania danych metodami X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS. Dla każdego szeregu oceniono, dla której z powyższych metod otrzymano lepszy wynik mierzony daną statystyką.

Uzyskanie wyniki nie wskazały na bezwzględną przewagę żadnej z metod. W przypadku miar bazujących na analizie stóp wzrostu dla większości szeregów lepsze rezultaty, z wyjątkiem procentu niezgodności znaków, otrzymano po zastosowaniu metody X-12-ARIMA. Z kolei znacznie wyższą gładkość dopasowania mierzona statystykami R_1 , R_2 i MAR(S) uzyskano stosując metodę TRAMO/SEATS.

Szeregi poddane dekompozycji sezonowej metodą TRAMO/SEATS charakteryzowały się generalnie niższym średnim błędem rewizji, aczkolwiek bardziej miarodajna miara odchylenia standardowego rewizji okazała się średnio większa niż dla X-12-ARIMA. Dla miar MAR i RMSR uzyskano zbliżone wyniki dla obu metod, natomiast tempo konwergencji w 2/3 przypadków było szybsze przy zastosowaniu metody X-12-ARIMA. W przypadku błędów prognozy szeregu pozbawionego komponentu sezonowego oraz trendu-cyklu nie zanotowano przewagi żadnej z metod.

Poziom agregacji danych badano od najniższego do najwyższego stopnia agregacji. Przyjęto, że kryteria rewizji mają znaczenie kluczowe, a pozostałe miary są pomocnicze w wyborze pomiędzy metodami. Przewagę metody oznaczono znakiem \times . Brak rozstrzygnięć lub brak możliwości obliczenia statystyki zaznaczono znakiem minus.

W pierwszym kroku porównano jakość sezonowego wyrównania danych dla pieniądza poza kasami banków otrzymanego w sposób bezpośredni oraz w sposób pośredni, jako różnicę pomiędzy pieniądzem gotówkowym w obiegu a gotówką w kasach banku. Na podstawie zebranych wyników zdecydowano, że zarówno w przypadku TRAMO/SEATS, jak i X-12-ARIMA należy przyjąć bezpośredni model dekompozycji sezonowej. Miary pieniądza M1, M2 i M3 będą zatem uwzględniały sezonowo wyrównany pieniądz gotówkowy w postaci zagregowanej.

¹⁰⁷ Miary te są stosowane przez: Ladiray i Mazzi (2003): *Seasonal Adjustment of European Aggregates: Direct versus Indirect Approach*.

Tabela 23. Pieniądz poza kasami banków – metoda pośrednia i bezpośrednia

Metoda	TRAMO/SEATS		X-12-ARIMA	
	pośrednia	bezpośrednia	pośrednia	bezpośrednia
Miara jakości wyrównania sezonowego				
Analiza stóp wzrostu				
Procent niezgodności znaków	-	-	-	-
Średnia różnica stóp wzrostu r/r	×		×	
Odchylenie standardowe różnic stóp wzrostu r/r	×		×	
Maksymalne odchylenie różnic stóp wzrostu r/r	×		×	
Gładkość dopasowania				
R_1		×		×
R_2		×		×
MAR (TC)		×		×
Rewizje				
Średni błąd rewizji		×	×	
Odchylenie standardowe rewizji		×		×
MAR		×		×
RMSR		×		×
Tempo konwergencji	×		×	
Prognoza <i>out-of-sample</i>				
MAPD(SA)	×			×
MAPD(TC)		×		×

Źródło: opracowanie własne.

Taką samą decyzję podjęto odnośnie wyboru stopnia agregacji depozytów bieżących gospodarstw domowych składających się z depozytów bieżących osób prywatnych oraz depozytów bieżących rolników i przedsiębiorców indywidualnych. W przypadku metody TRAMO/SEATS wybór ten znajduje silne uzasadnienie, gdyż oprócz kryteriów związanych ze stopami wzrostu wartości wszystkich pozostałych statystyk wskazywały na tę metodę. Dla X-12-ARIMA również zdecydowano się na metodę bezpośrednią, mimo że kryterium konwergencji oraz część pozostałych miar wskazywały na rozwiązanie przeciwne. Wyrównane sezonowo depozyty gospodarstw domowych zostaną zatem uwzględnione w depozytach bieżących ogółem w postaci zagregowanej.

Tabela 24. Depozyty bieżące gospodarstw domowych – metoda pośrednia i bezpośrednia

Metoda	TRAMO/SEATS		X-12-ARIMA	
	pośrednia	bezpośrednia	pośrednia	bezpośrednia
Miara jakości wyrównania sezonowego				
Analiza stóp wzrostu				
Procent niezgodności znaków	-	-	-	-
Średnia różnica stóp wzrostu r/r	×		×	
Odchylenie standardowe różnic stóp wzrostu r/r	×		×	
Maksymalne odchylenie różnic stóp wzrostu r/r	×		×	
Gładkość dopasowania				
R_1		×	×	
R_2		×	×	
MAR (TC)		×		×
Rewizje				
Średni błąd rewizji		×	×	
Odchylenie standardowe rewizji		×		×
MAR		×		×
RMSR		×		×
Tempo konwergencji		×	×	
Prognoza <i>out-of-sample</i>				
MAPD(SA)		×		×
MAPD(TC)		×		×

Źródło: opracowanie własne.

Metoda TRAMO/SEATS wskazała jednoznacznie na zastosowanie metody bezpośredniej dla depozytów bieżących ogółem. Przeciwną decyzję, na podstawie kryteriów rewizji podjęto po wyrównaniu szeregu metodą X-12-ARIMA.

Tabela 25. Depozyty bieżące ogółem – metoda pośrednia i bezpośrednia

Metoda	TRAMO/SEATS		X-12-ARIMA	
	pośrednia	bezpośrednia	pośrednia	bezpośrednia
Miara jakości wyrównania sezonowego				
Analiza stóp wzrostu				
Procent niezgodności znaków	-	-	-	-
Średnia różnica stóp wzrostu r/r		×	×	
Odchylenie standardowe różnic stóp wzrostu r/r		×		×
Maksymalne odchylenie różnic stóp wzrostu r/r		×		×
Gładkość dopasowania				
R_1		×		×
R_2		×		×
MAR (TC)		×		×
Rewizje				
Średni błąd rewizji		×	×	
Odchylenie standardowe rewizji		×	×	
MAR		×	×	
RMSR		×	×	
Tempo konwergencji		×		×
Prognoza <i>out-of-sample</i>				
MAPD(SA)	-	-	-	-
MAPD(TC)	-	-	-	-

Źródło: opracowanie własne.

Ze względu na powyższy wynik, wyrównany sezonowo w sposób pośredni metodą TRAMO/SEATS szereg M1 składa się z dwóch szeregów: pieniądza gotówkowego poza kasami banków oraz depozytów bieżących ogółem. W przypadku metody X-12-ARIMA, wyrównany sezonowo w sposób pośredni szereg M1 został złożony z wyrównanego sezonowo pieniądza gotówkowego poza kasami oraz wyrównanych sezonowo składowych depozytów bieżących¹⁰⁸. Po analizie jakości dekompozycji sezonowej M1 dla obu metod na podstawie kryteriów rewizji, zdecydowano się na wybór podejścia pośredniego.

¹⁰⁸ Depozyty niemonetarnych instytucji finansowych zostały włączone w postaci surowej, gdyż w szeregu nie wykryto efektów sezonowych.

Tabela 26. M1 – metoda pośrednia i bezpośrednia

Metoda	TRAMO/SEATS		X-12-ARIMA	
	pośrednia	bezpośrednia	pośrednia	bezpośrednia
Miara jakości wyrównania sezonowego				
Analiza stóp wzrostu				
Procent niezgodności znaków	-	-	-	-
Średnia różnica stóp wzrostu r/r	×			×
Odchylenie standardowe różnic stóp wzrostu r/r	×			×
Maksymalne odchylenie różnic stóp wzrostu r/r		×		×
Gładkość dopasowania				
R_1		×		×
R_2		×		×
MAR (TC)	×			×
Rewizje				
Średni błąd rewizji	×		×	
Odchylenie standardowe rewizji	×		×	
MAR	×		×	
RMSR	×		×	
Tempo konwergencji		×	×	
Prognoza <i>out-of-sample</i>				
MAPD(SA)		×	×	
MAPD(TC)		×	×	

Źródło: opracowanie własne.

Taki sam wybór podjęto w przypadku depozytów terminowych gospodarstw domowych, gdzie większość miar, włącznie z miarami rewizji wskazywało na zastosowanie podejścia pośredniego. Do sezonowo wyrównanych depozytów terminowych ogółem depozyty terminowe gospodarstw domowych zostały włączone w sposób pośredni, jako suma dwóch wyrównanych sezonowo składowych.

Tabela 27. Depozyty terminowe gospodarstw domowych – metoda pośrednia i bezpośrednia

Metoda	TRAMO/SEATS		X-12-ARIMA	
	pośrednia	bezpośrednia	pośrednia	bezpośrednia
Miara jakości wyrównania sezonowego				
Analiza stóp wzrostu				
Procent niezgodności znaków	-	-	-	-
Średnia różnica stóp wzrostu r/r	×			×
Odchylenie standardowe różnic stóp wzrostu r/r	×		×	
Maksymalne odchylenie różnic stóp wzrostu r/r	×		×	
Gładkość dopasowania				
R_1		×		×
R_2		×	×	
MAR (TC)		×	×	
Rewizje				
Średni błąd rewizji	×			×
Odchylenie standardowe rewizji	×		×	
MAR	×		×	
RMSR	×		×	
Tempo konwergencji	×			×
Prognoza <i>out-of-sample</i>				
MAPD(SA)	×		×	
MAPD(TC)		×	×	

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie wyników zebranych w tabeli 28, w przypadku depozytów terminowych ogółem zdecydowano się na zastosowanie podejścia bezpośredniego dla obu metod sezonowego wyrównania danych. Wybór ten

w przypadku X-12-ARIMA nie jest tak jednoznaczny jak dla TRAMO/SEATS. Decydujące znaczenia miały jednak wskazania miar rewizji.

Tabela 28. Depozyty terminowe ogółem – metoda pośrednia i bezpośrednia

Metoda	TRAMO/SEATS		X-12-ARIMA	
	pośrednia	bezpośrednia	pośrednia	bezpośrednia
Miara jakości wyrównania sezonowego				
Analiza stóp wzrostu				
Procent niezgodności znaków		×		×
Średnia różnica stóp wzrostu r/r		×		×
Odchylenie standardowe różnic stóp wzrostu r/r		×		×
Maksymalne odchylenie różnic stóp wzrostu r/r		×		×
Gładkość dopasowania				
R_1		×	×	
R_2		×	×	
MAR (TC)		×	×	
Rewizje				
Średni błąd rewizji		×		×
Odchylenie standardowe rewizji		×		×
MAR		×		×
RMSR		×		×
Tempo konwergencji	×		×	
Prognoza <i>out-of-sample</i>				
MAPD(SA)	-	-	-	-
MAPD(TC)	-	-	-	-

Źródło: opracowanie własne.

W przypadku M2 zdecydowano się na opcję pośrednią dla obu metod, mimo że w przypadku X-12-ARIMA przemawiają na jej korzyść jedynie kryteria rewizji.

Tabela 29. M2 – metoda pośrednia i bezpośrednia

Metoda	TRAMO/SEATS		X-12-ARIMA	
	pośrednia	bezpośrednia	pośrednia	bezpośrednia
Miara jakości wyrównania sezonowego				
Analiza stóp wzrostu				
Procent niezgodności znaków		×	-	-
Średnia różnica stóp wzrostu r/r		×		×
Odchylenie standardowe różnic stóp wzrostu r/r		×		×
Maksymalne odchylenie różnic stóp wzrostu r/r		×		×
Gładkość dopasowania				
R_1	×			×
R_2	×			×
MAR (TC)	×			×
Rewizje				
Średni błąd rewizji	×		×	
Odchylenie standardowe rewizji	×		×	
MAR	×		×	
RMSR	×		×	
Tempo konwergencji	×			×
Prognoza <i>out-of-sample</i>				
MAPD(SA)	-	-	-	-
MAPD(TC)	-	-	-	-

Źródło: opracowanie własne.

Po dołączeniu do M2 pozostałych szeregów wchodzących w skład M3, które ze względu na wyniki testów diagnostycznych nie zostały poddane dekompozycji sezonowej uzyskano rezultaty bardzo zbliżone do tych, które zostały otrzymane na poprzednim etapie. Dla obu metod wybrano wyrównanie sezonowe M3 metodą pośrednią.

Tabela 30. M3 – metoda pośrednia i bezpośrednia

Metoda Miara jakości wyrównania sezonowego	TRAMO/SEATS		X-12-ARIMA	
	pośrednia	bezpośrednia	pośrednia	bezpośrednia
Analiza stóp wzrostu				
Procent niezgodności znaków	-	-	-	-
Średnia różnica stóp wzrostu r/r		×		×
Odchylenie standardowe różnic stóp wzrostu r/r		×		×
Maksymalne odchylenie różnic stóp wzrostu r/r		×		×
Gładkość dopasowania				
R_1	×			×
R_2	×			×
MAR (TC)	×			×
Rewizje				
Średni błąd rewizji	×		×	
Odchylenie standardowe rewizji	×		×	
MAR	×		×	
RMSR	×		×	
Tempo konwergencji	×			×
Prognoza out-of-sample				
MAPD(SA)	-	-	-	-
MAPD(TC)	-	-	-	-

Zródło: opracowanie własne.

Podsumowanie

Jak zaznaczono na wstępie niniejszej pracy, wyniki dotychczasowych badań empirycznych zawartych w literaturze przedmiotu nie wskazują w sposób jednoznaczny kryteriów wyboru metody sezonowego wyrównania danych i optymalnej strategii stosowanej do szeregów czasowych mających postać agregatu. Istnieją jedynie pewne przesłanki, sformułowane na podstawie obecnego stanu doświadczeń, które są wskazówkami doboru właściwej procedury. Z tego względu w przedstawionym opracowaniu wskazywano na konieczność dogłębnej i wszechstronnej analizy szeregów poddawanych wyrównaniu sezonowemu. Pomimo że procedura ta jest czasochłonna, to powinna być przeprowadzana w takiej formie dla kategorii uznanych za kluczowe z punktu widzenia polityki gospodarczej. Należy podkreślić użyteczność analizy funkcji gęstości spektralnej i testów bazujących na periodogramie szeregu do identyfikacji efektów sezonowych. Jest ona szczególnie pomocna w modelowaniu szeregów problematycznych, dla których standardowe techniki okazują się zawodne, jak zostało to pokazane w przypadku depozytów bieżących Funduszy Ubezpieczeń Społecznych.

W niniejszej pracy wykazano, że wyniki odpowiednio otrzymane metodami TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA są do siebie bardzo zbliżone w przypadku doboru parametrów modelu na podstawie szczegółowego badania charakterystyki szeregu. Obie procedury pozwoliły na uzyskanie danych pozbawionych efektów sezonowych. Jakość modeli otrzymana za ich pomocą została oceniona na bardzo podobnym poziomie. Z tego względu stosowanie każdej z nich do usuwania efektów sezonowych z szeregów podaży pieniądza M3 należy uznać za efektywne.

Optymalny sposób agregacji danych wyrównanych sezonowo każdą z metod różni się w niewielkim stopniu. Zarówno TRAMO/SEATS, jak i X-12-ARIMA wskazały na zasadność zastosowania podejścia bezpośredniego dla danych na niskim poziomie agregacji, tj. dla pieniądza gotówkowego poza kasami banków, depozytów bieżących gospodarstw domowych i depozytów terminowych ogółem. Otrzymane wyniki wskazały, że depozyty terminowe gospodarstw domowych powinny zostać wyrównane sezonowo w sposób pośredni, najprawdopodobniej ze względu na znaczne różnice charakterystyk składowych. Różnice w doborze poziomu agregacji pojawiły się dla depozytów bieżących ogółem. Zastosowanie TRAMO/SEATS doprowadziło do wyboru metody bezpośredniej, a X-12-ARIMA – pośredniej. Dla agregatów pieniężnych M1, M2 i M3 wybrano metodę pośrednią wyrównania sezonowego. Oprócz wyników testów przeprowadzonych w rozdziale 5, czynnikiem przemawiającym na korzyść tego rozwiązania było stwierdzenie w szeregach tworzących M1, M2 i M3 różnych wzorców sezonowości. W części z nich obecność efektów sezonowych nie została w ogóle wykryta na przyjętym poziomie istotności. Należy jednakże podkreślić, że wybrany poziom agregacji danych podaży pieniądza M3 może ulec zmianie w wyniku ewentualnych rewizji danych oraz dalszej ewolucji zachowania się badanych szeregów.

W toku analiz stwierdzono, że wpływ komponentu sezonowego i efektów kalendarzowych na szeregi maleje wraz ze wzrostem poziomu agregacji kategorii pieniądza. Przykładowo, dla pieniądza gotówkowego w kasach banków wszystkie częstości sezonowe okazały się istotne, natomiast w przypadku M2 i M3 efekty sezonowe były dużo słabsze i mniej regularne. Podobnie, efekt Świąt Wielkanocy występował jedynie dla szeregów na poziomie M0.

Obserwowano również znaczne różnice w sile oddziaływania wydarzeń gospodarczych na poszczególne kategorie. Wpływ danej obserwacji nietypowej na niektóre szeregi był bardzo silny, podczas gdy w przypadku innych kategorii okazywał się on statystycznie nieistotny. Wynik ten wskazuje na znaczne zróżnicowanie czynników kształtujących poszczególne kategorie pieniądza. Z tego względu niezbędne jest przeprowadzanie

szczegółowej analizy przebiegu zmienności badanych szeregów przed wykonaniem procedury wyrównania sezonowego, tak jak to zaproponowano w niniejszej pracy.

Przedstawione wyniki wskazują, że dla analityka podstawowe znaczenie powinno mieć zgromadzenie i właściwe wykorzystanie wiedzy o czynnikach wpływających na badane przez niego szeregi, natomiast wybór metody wyrównania danych spośród algorytmów X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS ma znaczenie drugorzędne. Europejski Bank Centralny podkreśla również konieczność krytycznej oceny wyników sezonowego wyrównania danych¹⁰⁹. Ponieważ dane te mogą być podstawą do podejmowania decyzji gospodarczych, to niezbędna jest weryfikacja otrzymanych wyników zarówno pod względem statystycznym, jak i zgodności interpretacji otrzymanych oszacowań parametrów z rzeczywistością ekonomiczną.

Jak wskazano we wstępie, sezonowa korekta danych jest przydatnym narzędziem analitycznym, jednakże stosowanie jej w sposób automatyczny prowadzi niejednokrotnie do otrzymania danych nadmiernie wygładzonych lub takich, z których komponent sezonowy nie został w pełni usunięty. Eurostat i Europejski Bank Centralny przestrzegają również przed uwzględnianiem w procedurze wyrównania sezonowego takich efektów kalendarzowych jak kumulacje świąt, wakacje szkolne czy czynniki pogodowe. Nie mają one charakteru czysto kalendarzowego, gdyż związane są również z czynnikami sezonowymi. Czysto kalendarzowe efekty dla tej grupy zjawisk są na tyle nieregularne a stabilność wyestymowanych parametrów przeważnie tak niska, że uwzględnianie ich w modelu prowadzi do otrzymywania rewizji danych o nadmiernej wysokości¹¹⁰.

Modele stosowane przez różne kraje mogą być cenną wskazówką do opracowania krajowej metodologii sezonowego wyrównania danych, jednakże automatyczne przenoszenie gotowych rozwiązań nie jest zalecane. Czynniki wpływające na występowanie efektów sezonowych i kalendarzowych wykazują bowiem znaczne różnice pomiędzy krajami. Przykładowo, Święto Pracy zmniejsza liczbę dni wolnych od pracy w Niemczech tylko wtedy, gdy przypada ono na poniedziałek lub piątek, natomiast w Belgii, Hiszpanii i Wielkiej Brytanii redukcja dni wolnych od pracy występuje zawsze ze względu na funkcjonowanie systemu kompensowania pracownikom dni świątecznych przypadających w weekendy¹¹¹.

Analiza nieprawidłowo wyrównanych szeregów prowadzi do otrzymania błędnych wniosków, a publikacja takich danych skutkuje obniżeniem zaufania odbiorców do ich źródła. Jak zaznacza Eurostat, sezonowa korekta danych może być przeprowadzana tylko dla szeregów, w których komponent sezonowy jest statystycznie istotny i możliwy do zinterpretowania¹¹².

¹⁰⁹ European Central Bank (2000): *Seasonal Adjustment of Monetary Aggregates and HICP for Euro Area*.

¹¹⁰ Committee on Monetary, Financial and Balance of Payment Statistics (2008): *Task Force on Seasonal Adjustment of Quarterly National Accounts*.

¹¹¹ Jw., s. 8.

¹¹² Eurostat (2008): *ESS Guidelines on Seasonal Adjustment*.

Bibliografia

Akdi Y., Dickey D. (1998): *Periodograms for Unit Root Time Series: Distributions and Tests*. „Communications in Statistics”, Vol. 27.

Akdi Y., Dickey D., Ucar N.: *Stochastic Seasonality and Habit in US Consumption of Nondurables*, <http://www.pglobal.com.tr/prl/resource/habit.pdf>.

Atuk O., Ural B. (2002): *Seasonal Adjustment in Economic Time Series*. Discussion Paper No. 2002/1, Central Bank of Turkey.

Bank of England (1992): *Report of the Seasonal Adjustment Working Party*. Occasional Paper No. 2, Bank of England, London.

Basu S. (1995): *Intermediate Goods and Business Cycles: Implications for Productivity and Welfare*. „American Economic Review”, Vol. 85 (1995), s. 512–531.

Beaulieu J., Miron J. (1993): *Seasonal Unit Roots in Aggregate U.S. Data*. „Journal of Econometrics”, Vol. 55, s. 305–328.

Berument H., Akdi Y., Atakan C. (2005): *An Empirical Analysis of Istanbul Stock Exchange Sub-indexes*, „Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics”, Bilkent University Working Papers No. 0602.

Bloem A., Dippelsman R., Maehle N. (2001): *Quarterly National Accounts Manual - Concepts, Data Sources, and Compilation*. International Monetary Fund.

Box G., Jenkins G. (1976): *Time Series Analysis - Forecasting and Control*. Holden-Day, San Francisco.

Bratickoviene N. (2006): *The Influence on Changes in Model on Seasonal Adjusted Data*. Conference on Seasonality, Seasonal Adjustment and Their Implications for Short-Term Analysis and Forecasting, Luxembourg 10–12 May 2006.

Bruce A., Jurke S. (1992): *Non-Gaussian Seasonal Adjustment: X-12-ARIMA Versus Robust Structural Models*. Research Report No. 92/14, Statistical Research Division, Bureau of the Census, Washington, D.C.

Bruno G. (2001): *Seasonal Adjustment of Italian Industrial Production Index using TRAMO-SEATS*. ISAE Working Papers No. 18, Institute for Studies and Economic Analyses Rome.

Burke S. (1994): *Confirmatory Data Analysis: The Joint Application of Stationarity and Unit Root Tests*. „Discussion Papers in Quantitative Economics and Computing”, No. 20, University of Reading.

- Burman J. (1980): *Seasonal Adjustment by Signal Extraction*. „Journal of the Royal Statistical Society”, Banco de España Working Papers No. 9809, Banco de España.
- Butter F., Fase M. (1992): *Seasonal Adjustment as a Practical Problem*. International Journal of Forecasting, No. 8, s. 271–274.
- Cabra C., Esteban C., Afonso A. (2003): *Monthly Re-estimation of the Parameters of once-a-year Fixed Model: an Assessment*. Seasonal Adjustment, European Central Bank, s. 109–127.
- Cabrero A. (2000): *Seasonal Adjustment In Economic Time Series: The Experience of the Banco de Espana*. Banco de España Working Papers, No. 0002, Banco de España.
- Canova F., Ghysels E. (1993): *Changes in Seasonal Patterns*. „Journal of Economic Dynamics and Control”, 18, s. 1143–1171.
- Charemza W., Deadman D. (1997): *Nowa Ekonometria*. Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Cheung Y., Westermann F. (2003): *Sectoral Trends and Cycles in Germany*. „Empirical Economics”, Vol. 28, s. 141–156.
- Clark T. (1999): *The Response of Prices at Different Stages of Production to Monetary Policy Shocks*. „The Review of Economics and Statistics”, Vol. 81, s. 420–433.
- Cleveland W., Develin S. (1980): *Calendar Effects in Monthly Time Series: Detection by Spectrum Analysis and Graphical Methods*. „Journal of the American Statistical Association”, Vol. 16, s. 487–496.
- Cleveland S., Terpenning I. (1982): *Graphical Methods for Seasonal Adjustment*. „Journal of the American Statistical Association”, Vol. 77.
- Committee on Monetary, Financial and Balance of Payment Statistics (2008): *Task Force on Seasonal Adjustment of Quarterly National Accounts*.
- Cristadoro R., Sabbatini R. (2000): *The Seasonal Adjustment of the Harmonised Index of Consumer Prices for the Euro Area: a Comparison of Direct and Indirect Methods*. Banca Italia Papers No. 371, Banca Italia.
- Cubadda G. (1999): *Common Cycles in Seasonal Non-stationary Time Series*. „Journal of Applied Econometrics”, Vol. 14 (1999), s. 273–291.
- Dickey D., Hasza D., Fuller W. (1994): *Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series*. „Journal of Econometrics”, Vol. 62, s. 355–367.

Dickey D., Fuller W. (1979): *Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*. „Journal of the American Statistical Association”, Vol. 74, s. 427–431.

Dickey D., Hasza D., Fuller W. (1984): *Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series*. „Journal of the American Statistical Association”, Vol. 79, s. 355–367.

Doroodian K., Boyd R. (2003): *The Linkage between Oil Price Shocks and Economic Growth with Inflation in the Presence of Technological Advances: a CGE model*. „Energy Policy”, Vol. 31, s. 989–1006.

Dossé J., Planas C. (1996): *Pre-adjustment in Seasonal Adjustment Models: A Comparison of REGARIMA and TRAMO*. Eurostat Working Group Document, No. D3/SA/07.

Dossé J., Planas C. (1996): *Revisions in Seasonal Adjustment Models: An Empirical Comparison*. Eurostat Working Group Document, No. D3/SA/08.

Dosse J., Planas C. (1996): *Pre-adjustment in Seasonal Adjustment Methods: A Comparison of REGARMA & TRAMO*. Eurostat Working Group Document, No. D3/SA/07.

Engle R., Granger C. (1987): *Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*. „Econometrica”, Vol. 55, s. 251–76.

Engle R., Granger C., Hallman J. (1989): *Merging Short- and Long-Run Forecasts*. „Journal of Econometrics”, Vol. 40, s. 45–62.

European Central Bank (2000): *Seasonal Adjustment of Monetary Aggregates and HICP for Euro Area*. Statistical Press Release.

Eurostat (2008): *ESS Guidelines on Seasonal Adjustment*.

Feldpausch R., Hood C., Wills K. (2004): *Diagnostics for Model-Based Seasonal Adjustment*. US Census Bureau, Washington, D. C. 20233–6200.

Ferenczi B., Jakab Z. (2002): *Manual to Hungarian Economic Statistics*. Magyar Nemzeti Bank.

Findley D. (1999): *On the Spectrum Diagnostics used by X-12-ARIMA to Indicate the Presence of Trading Day Effects after Modeling or Adjustment*. ASA proceedings.

Findley D., Monsell B., Bell W., Otto M., Bor-Chung C. (1998): *New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal Adjustment Program*. „Journal of Business and Economic Statistics”, Vol. 16, s. 127–52.

Findley D., Monsell B., Shulman H., Pugh M. (1990): *Sliding Spans Diagnostics for Seasonal and Related Adjustments*. „International Journal of Forecasting”, Vol. 20, s. 551–556.

- Fiorentini G., Planas C. (1997): *Non-Admissibility and The Specification of Unobserved Component Models*. Eurostat Working Paper No. 9/1997/A/3.
- Fiorentini G., Planas C. (1998): *From Auto-covariances to Moving Average: an Algorithm Comparison*. Eurostat Working Group Document.
- Fischer B. (1995): *Decomposition of Time Series Comparing Different Methods in Theory and Practice*. Eurostat Working Paper, No 9/1998/A/8.
- Fischer B., Planas C. (1998): *Large-Scale Fitting of ARIMA Models and Stylized Facts of Economic Time Series*. Eurostat Working Paper, No. 9/1998/A/8.
- Franses P., Hobijn B. (1997): *Critical Values for Unit Root Tests in Seasonal Time Series*. „Journal of Applied Statistics”, Vol. 24, s. 25–47.
- Franses P. (1991a): *Model Selection and Seasonality in Time Series*. Tinbergen Institute Series, No. 18.
- Franses P. (1991b): *Seasonality, Non-stationarity and the Forecasting of Monthly Time Series*. „International Journal of Forecasting”, Vol. 7, s. 199–208.
- Frances P., Paap R., Fok D. (2005): *Performance of Seasonal Adjustment Procedures: Simulation and Empirical Results*, Erasmus University Rotterdam, Econometric Institute.
- Fuller W. (1976): *Introduction to Statistical Time Series*, New York: John Wiley & Sons, Inc, 1976.
- Gatto R. (2006): *Series Revision and Seasonal Adjustment of Short Time Series in Presence of a Major Methodological Break*. Conference on Seasonality, Seasonal Adjustment and their Implications for Short-Term Analysis and Forecasting, Luxembourg 2006.
- Gomez V., Maravall A. (1998): *Seasonal Adjustment and Signal Extraction in Economic Time Series*. Banco de España, Working Paper, No. 9809.
- Gomez V., Maravall A. (1996): *Programs Tramo and Seats. Instructions for the User*. Banco de Espana, Working Paper No. 9628.
- Granger C., Newbold P. (1974): *Spurious Regressions in Econometrics*. „Journal of Econometrics”, Vol. 2, s. 111–120.
- Greene W. (2008): *Econometric Analysis*. Prentice Hall.
- Grudkowska S., Pańnicka E. (2007): *X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS - Empiryczne porównanie metod wyrównania sezonowego w kontekście długości próby*. „Materiały i Studia”, nr 220, Narodowy Bank Polski.

- Ghysels E., Osborn D. (2001): *The Econometric Analysis of Seasonal Time Series*. Cambridge University Press.
- Główny Urząd Statystyczny (2004): *Ewolucja gospodarstw rolnych w latach 1996–2002*.
- Hecq A. (1998): *Does Seasonal Adjustment Induce Common Cycles?* „Economic Letters”, No. 59, s. 289–297.
- Hasza D., Fuller W. (1982): *Testing for Nonstationary Parameter Specifications in Seasonal Time Series Models*. „The Annals of Statistics”, Princeton University Press, Vol. 10, No. 4, s. 1209–1216.
- Hood C. (2002): *Comparison of Time Series Characteristics for Seasonal Adjustments from SEATS and X-12-Arima*. US Census Bureau, Washington, DC 20233.
- Hood C., Findley D. (2003): *Comparing Direct and Indirect Seasonal Adjustments of Aggregate Series*. US Census Bureau, Washington, DC 20233.
- Hylleberg S. (editor) (1992): *Modelling Seasonality*. Oxford University Press, Oxford.
- Hylleberg S. (1994): *Modeling Seasonal Variation*. w: Hargreaves, C.P. (ed.) *Non-stationary Time Series Analysis and Cointegration*, Oxford University Press Inc., New York, s. 153–178.
- Hylleberg S. (1986): *Seasonality in Regression*. Academic Press Inc.
- Hylleberg S., Engle R., Granger C., Yoo B. (1990): *Seasonal Integration and Cointegration*. „Journal of Econometrics”, Vol. 44, s. 215–238.
- Johansen S. (1988): *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*, Journal of Economic Dynamics and Control 12, 231–254.
- Kaiser R., Maravall A. (2000a): *A. An Application of TRAMO/SEATS: Changes in Seasonality and Current Trend-Cycle Assessment*, Banco de Espana Working Papers, No. 0011, Banco de España.
- Kaiser R., Maravall A. (2000b): *Notes on Time Series Analysis, ARIMA Models and Signal Extraction*, Banco de Espana Working Papers, No. 0012, Banco de España.
- Karlsen T., Pham D., Skjerpen T. (2004): *Seasonal Adjustment and Smoothing of Manufacturing Investments Series from Quarterly Norwegian National Accounts*. Statistics Norway.
- Kim J. (2004): *Short Run Real Exchange Rate Dynamics: A SUR approach*. „Applied Economics Letters”, Vol. 11, s. 909–913.
- Kłósiewicz P., Krzyżewski J. (1999): *Transakcje repo*. Narodowy Bank Polski, „Bank i Kredyt”, nr 9/1999.

Kwiatkowski D., Phillips P., Schmidt P. (1992): *Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root : How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?*. „Journal of Econometrics”, Vol. 54, s. 159–178.

Ladiray D., Quenneville B. (2004): *Seasonal Adjustment with the X-11 Method*. Springer, New York.

Ladiray D., Mazzi G. (2003): *Seasonal Adjustment of European Aggregates: Direct versus Indirect Approach*. Seminar on Seasonal Adjustment, European Central Bank, November 2003.

Maravall A., Planas C. (1998): *Signal Extraction in Non-invertible ARIMA Models*. Eurostat Working Paper No. 9/1998/A/6.

Maravall A. (1995): *Unobserved Components in Econometric Time Series*, w: Pesaran M., Wickens M. (ed.) *Handbook of Applied Econometrics*. Blackwell, Massachusetts, Vol. 1, s. 12–72.

Maravall A., Sanchez F. (2000): *An Application of TRAMO-SEATS: Model Selection and Out-of-Sample Performance: The Swiss CPI Series*, Banco de España Working Papers, No 0014. No. 0012, Banco de España.

Maravall A. (1997): *Two Discussions on New Seasonal Adjustment Methods*, Banco de España Working Papers, No 9704, Banco de España.

Maravall A. (2005): *An Application of the Automatic Procedure of TRAMO and SEATS; Direct versus Indirect Adjustment*. Banco de España Working Papers, No. 0524, Banco de España.

Maurin L. (2003): *Criteria to Determine the Optimal Revision Policy: a case based on Euro Zone Monetary Aggregates Data*, w: *Seasonal Adjustment*, European Central Bank, November 2003, s. 67–84.

Mazzi G., Savio G. (2005): *The Seasonal Adjustment of Short Time Series*. European Commission, Luxemburg.

McDonald-Johnson K., Harvill-Hood C., Monsell B., Li C. (2007): *Comparing Automatic Modeling Procedures of TRAMO and X-12-ARIMA, an Update*. U. S. Census Bureau.

McNulty M., Huffman W. (1989): *The Sample Spectrum of Time Series with Trading Day Variation*. „Economic Letters”, Vol. 31, s. 367–370.

Muirhead C. (1986): *Distinguishing Outlier Types in Time Series*. „Journal of Royal Statistical Society”, Series B (Methodological), Vol. 48, No. 1, s. 39–47.

Murphy K., Shleifer A., Vishny R. (1989): *Building Blocks of Market Clearing Business Cycle Models*. NBER Working Papers, No. 3004.

Ongan M. (2002): *The Seasonal Adjustment of the Consumer and Wholesale Prices: a Comparison of Census X-11, X-12 ARIMA and TRAMO/SEATS*. The Central Bank of the Republic of Turkey Working Papers, No. 0205.

Peronaci R. (2003): *The Seasonal Adjustment of Euro Area Monetary Aggregates: Direct versus Indirect Approach, w: Seasonal Adjustment*. European Central Bank, s. 91–108.

Planas C. (1996): *Short-Term Variability in Seasonally Adjusted Time Series*. Eurostat Working Paper No. 9/1997/A/2, Eurostat.

Planas C. (1997a): *Estimation of AutoRegressive Moving Average Models: A Comparative Study*. Eurostat Working Group Document.

Planas C. (1997b): *The Analysis of Seasonality in Economic Statistics: A Survey of Recent Developments*. Eurostat Working Group Document.

Planas, C. (1997c): *Applied Time Series Analysis: Modelling, Forecasting, Unobserved Components Analysis and the Wiener-Kolmogorov Filter*. Eurostat Working Group Document.

Planas C. (1998): *Linear Signal Extraction with Intervention Techniques in Non-Linear Time Series*. Eurostat Working Paper No. 9/1997/A/1.

Quenneville B., Fortier S., Chenzad Z., Latendresse E. (2006): *Recent Developments in Benchmarking to Annual Totals in X-12-ARIMA and Statistics Canada, Seasonal Adjustment and Their Implications for Short-Term Analysis and Forecasting*. Luxembourg 10–12 May 2006.

Soukup R., Findley D. (1999): *On the Spectrum Diagnostics Used by X-12-ARIMA to Indicate the Presence of Trading Day Effects After Modeling or Adjustment*. „American Statistical Association 1999 Proceedings of the Business and Economics Section”, s. 144–149.

Syczewska E. (2002): *Niestacjonarność nominalnego i realnego kursu wymiany dla danych sezonowych*. Narodowy Bank Polski, „Bank i Kredyt”, nr 3.

Täht M. (2006): *Seasonal Adjustment and Forecasting of Quarterly Gross Domestic Product: Estonian Experience, Conference on Seasonality, Seasonal Adjustment and Their Implications for Short-Term Analysis and Forecasting*. Luxembourg 10–12 May 2006.

Tolvi J. (1998): *Outliers in Time Series: A review*. University of Turkey, Department of Economics, Research Reports, No. 76.

Trewin D. (2003): *A Guide to Interpreting Time Series - Monitoring Trends*. Australian Bureau of Statistics, Information Paper 1349.

Tsay R. (1988): *Outliers, Level Shifts, and Variance Changes in Time Series*. Journal of Forecasting, Vol. 7.

Tunali İ. (2000): *An Application to the Seasonal Adjusted Series: CPI and WPI*. Unpublished Document.

Willoughby D. (2003): *The Seasonal Adjustment of Euro Area Monetary Aggregates: Direct versus Indirect Approach*, w: *Seasonal Adjustment*, European Central Bank, s. 91–107.

Aneks 1

Aneks zawiera wyniki analizy szeregów opisanej w rozdziale 4. Wartości krytyczne zastosowanych testów zebrano w tabeli A.

Tabela A. Wartości krytyczne testów wykorzystanych w opracowaniu.

Wersja testu	Poziom istotności	ADF	KPSS	PP	HF	DHF
Ze stałą	1%	-3,499	0,739	-3,499	18,47	- 2,73
	5%	-2,888	0,463	-2,888	15,13	- 2,01
	10%	-2,578	0,347	-2,578	13,49	-1,65
Ze stałą i trendem	1%	-4,033	0,216	-4,033	-	- 2,73
	5%	-3,447	0,146	-3,447	-	- 2,01
	10%	-3,147	0,119	-3,147	-	-1,65

Źródło: wartości krytyczne zaczerpnięto z literatury przedmiotu¹¹³.

¹¹³ Kwiatkowski, Phillips i Schmidt (1992): *Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?*;
Dickey, Hasza i Fuller (1984): *Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series*;
Hasza i Fuller (1982): *Testing for Nonstationary Parameter Specifications in Seasonal Time Series Models*;
Greene (2007): *Econometric Analysis*.

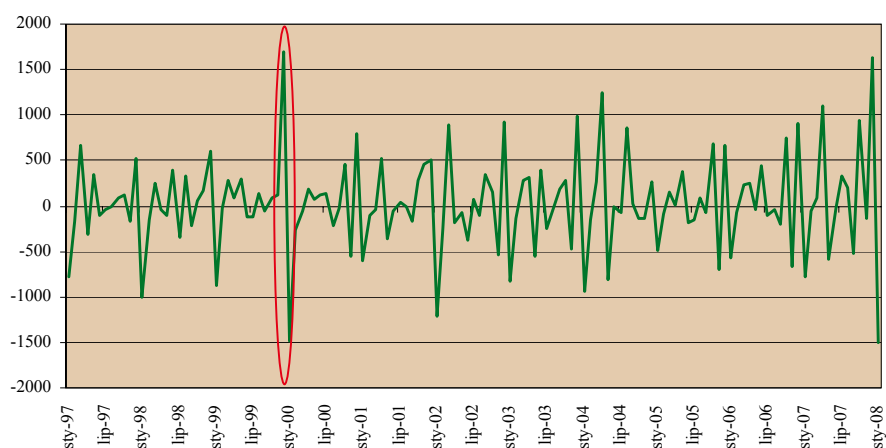
A.1. Gotówka w kasach banków

Na podstawie analizy badanego szeregu zidentyfikowano potencjalną obserwację nietypową w grudniu 1999 r., którą zaznaczono na wykresie 1A. W celu wyeliminowania zmieniającej się w czasie wariancji przed różnicowaniem zastosowano logarytmowanie szeregu, którego zasadność potwierdza wynik testu zamieszczonego w tabeli 1A. Wyniki testów zebrane w tabeli 2A wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego na poziomie istotności 5%. Wynik testu HF wskazuje, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o tym, że różnicowanie jednokrotne oraz sezonowe szeregu prowadzi do uzyskania procesu stacjonarnego. Hipoteza o występowaniu pierwiastka jednostkowego oraz sezonowego nie jest również odrzucana przez test Akdi-Dickey (tabela 3A). Przebiegi funkcji ACF i PACF wskazują na występowanie regularnej, wyraźnej sezonowości (wykres 3A), wobec czego szereg poddano różnicowaniu sezonowemu (wykres 4A).

Dla danych wyrównanych sezonowo wyniki testów HF (tabela 4A) oraz Akdi-Dickey (tabela 5A) wskazują, że szeregi te nie zawierają pierwiastków sezonowych. Na wykresach funkcji ACF i PACF również nie zaobserwowano sezonowych opóźnień wykraczających poza przedział ufności (wykresy 5A i 6A).

Na wykresie 7A zamieszczono funkcje gęstości widmowych danych surowych i wyrównanych sezonowo obiema metodami. Na podstawie wykresu widma można przypuszczać, że w szeregu surowym występuje sezonowość o częstotliwości rocznej, półrocznej i kwartalnej. Porównanie widm otrzymanych po wyrównaniu szeregu metodami X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS wskazuje, że w obu przypadkach efekty sezonowe i kalendarzowe zostały usunięte.

Wykres 1A. Gotówka w kasach banków – szereg pierwszych różnic



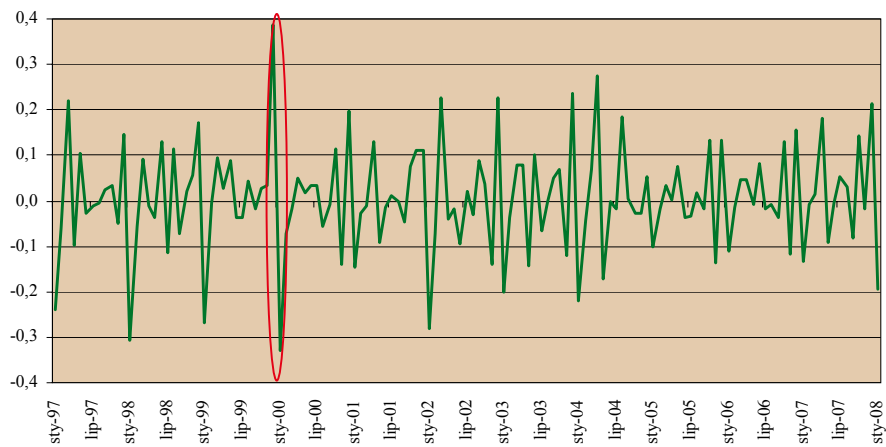
Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1A. Gotówka w kasach banków – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-887,77	1785,54	1799,52
Logarytmiczna	-884,69	1779,37	1793,35

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 2A. Gotówka w kasach banków – logarytmowany szereg pierwszych różnic



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2A. Gotówka w kasach banków – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	HF
Z stałą	1,52	1,32	0,50	-1,42	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-3,71	0,18	-34,66	-	9,45

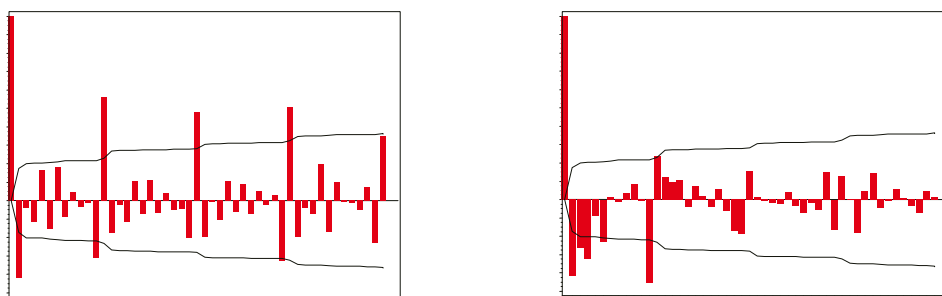
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3A. Gotówka w kasach banków – test Akdi-Dickey

Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	3,04	0,01	0,51	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	0,00	0,11	0,00	0,368	0,178	0,035	I(0)
Δy	12	0,02	0,01	0,60	0,373	0,186	0,036	SI(1)
$\Delta\Delta_{12}y$	12	0,00	0,01	0,06	0,373	0,186	0,036	SI(0)

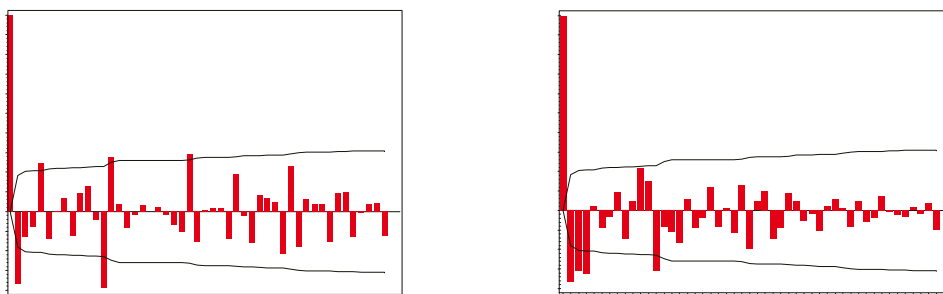
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 3A. Gotówka w kasach banków – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic logarytmowanego szeregu



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4A. Gotówka w kasach banków – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic i różnicowania sezonowego logarytmowanego szeregu



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4A. Gotówka w kasach banków (szereg wyrównany sezonowo) – testy pierwiastka jednostkowego

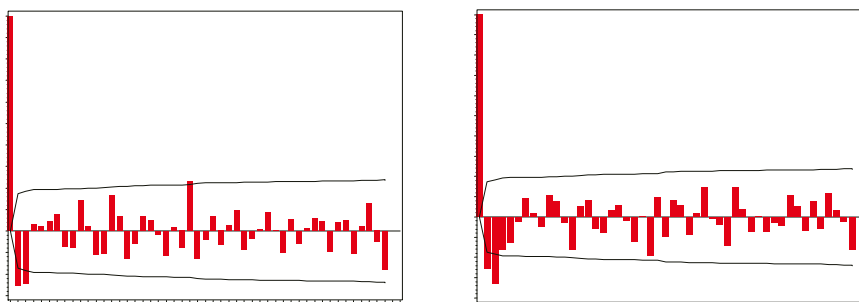
Wersja testu	Metoda	ADF	KPSS	PP	HF
Ze stałą	TRAMO/SEATS	0,55	1,32	0,22	-
	X-12-ARIMA	1,19	1,32	0,21	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	TRAMO/SEATS	-12,62	0,31	-18,47	49,99
	X-12-ARIMA	-10,08	0,23	-17,71	47,46

Źródło: obliczenia własne.

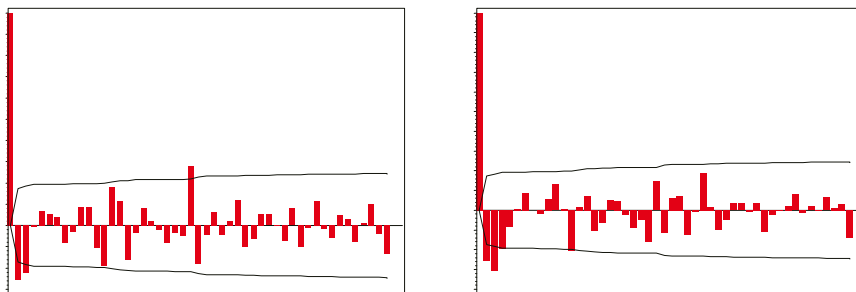
Tabela 5A. Gotówka w kasach banków (szereg wyrównany sezonowo) – test Akdi-Dickey

Metoda	Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\sigma}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
						10%	5%	1%	
TRAMO/SEATS	y	1	3,030	0,004	1,813	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,001	0,003	0,001	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,001	0,036	0,010	0,373	0,186	0,036	SI(0)
X-12-ARIMA	y	1	3,019	0,003	1,943	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,001	0,003	0,001	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,001	0,001	0,078	0,373	0,186	0,036	SI(0)

Źródło: obliczenia własne.

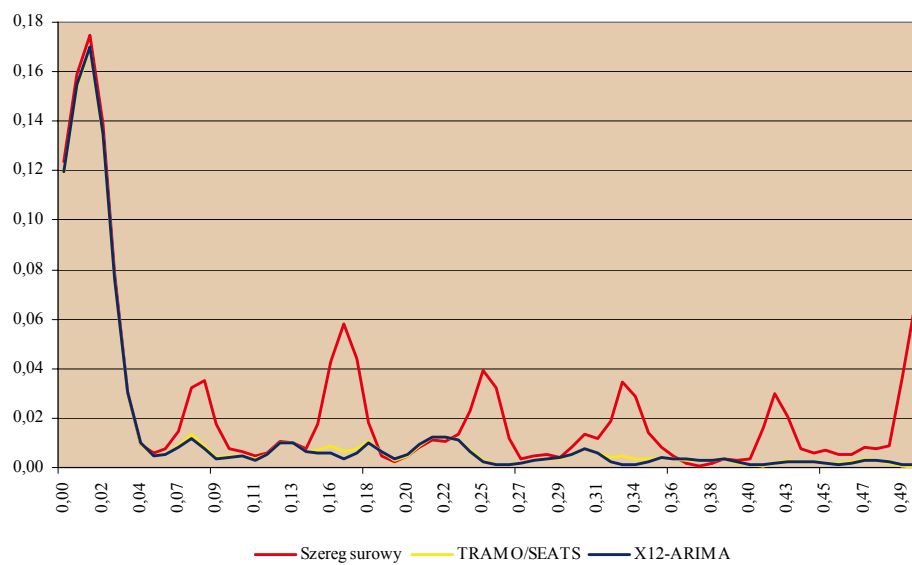
Wykres 5A. Gotówka w kasach banków (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda TRAMO/SEATS)

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 6A. Gotówka w kasach banków (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda X-12-ARIMA)

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 7A. Gotówka w kasach banków – gęstość widmowa



Źródło: opracowanie własne.

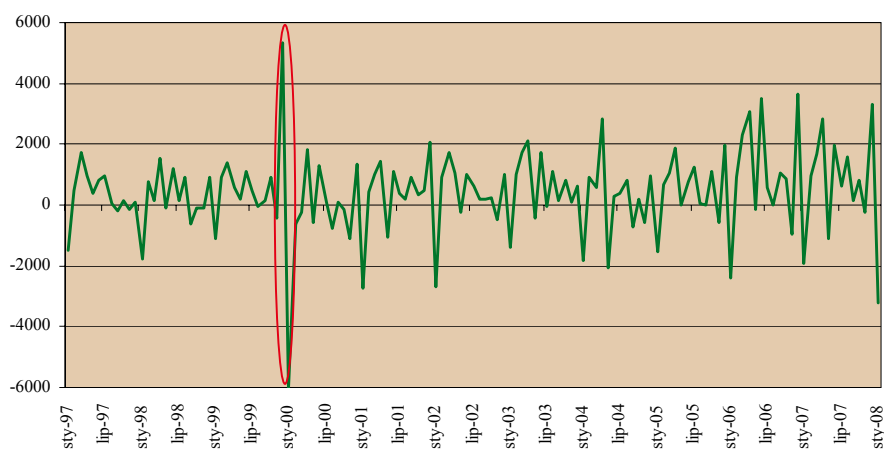
A.2. Pieniądz gotówkowy w obiegu łącznie z kasami banków

Na podstawie analizy badanego szeregu zidentyfikowano potencjalną obserwację nietypową w grudniu 1999 r., którą zaznaczono na wykresie 1B. Wartości kryteriów informacyjnych wskazują na brak zasadności logarytmowania szeregu (tabela 1B). Wyniki testów zebrane w tabeli 2B wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego. Wynik testu HF wskazuje, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o tym, że różnicowanie jednokrotne oraz sezonowe szeregu prowadzi do uzyskania procesu stacjonarnego. Hipoteza o występowaniu pierwiastka jednostkowego oraz sezonowego nie jest również odrzucana przez test Akdi-Dickey (tabela 3B). Przebiegi funkcji ACF i PACF wskazują na występowanie regularnej sezonowości (wykres 2B), wobec czego szereg poddano różnicowaniu sezonowemu (wykres 3B).

Dla danych wyrównanych sezonowo wyniki testów HF (tabela 4B) oraz Akdi-Dickey (tabela 5B) wskazują, że szeregi te nie zawierają pierwiastków sezonowych. Na wykresach funkcji ACF i PACF również nie zaobserwowano sezonowych opóźnień wykraczających poza przedział ufności (wykresy 4B i 5B).

Na wykresie 6B zamieszczono funkcje gęstości widmowych danych surowych i wyrównanych sezonowo obiema metodami. Na podstawie wykresu widma można przypuszczać, że w próbie występuje sezonowość o częstotliwości rocznej. Porównanie widm otrzymanych po wyrównaniu szeregu metodami X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS wskazuje, że w obu przypadkach efekty sezonowe i kalendarzowe zostały usunięte.

Wykres 1B. Pieniądz gotówkowy w obiegu łącznie z kasami banków – szereg pierwszych różnic



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1B. Pieniądz gotówkowy w obiegu łącznie z kasami banków – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-1019,04	2048,07	2062,05
Logarytmiczna	-1030,81	2071,62	2085,60

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2B. Pieniądz gotówkowy w obiegu łącznie z kasami banków – testy pierwiastka jednostkowego

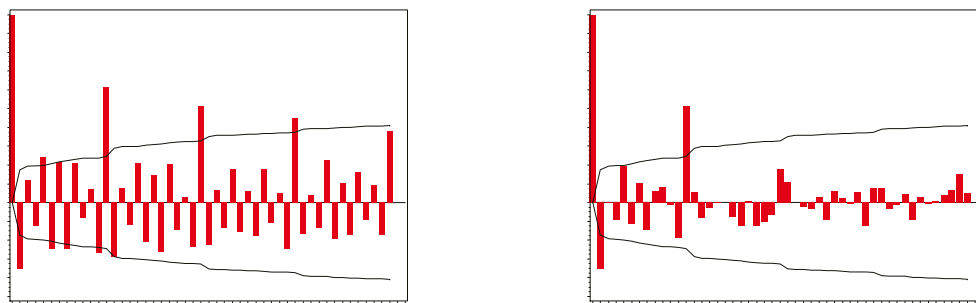
Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	HF
Ze stałą	1,86	1,37	1,78	0,94	-
Ze stałą i trendem	-0,56	0,30	-1,0	-2,04	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-5,19	0,41	-16,36	-	5,47

Źródło: obliczenia własne.

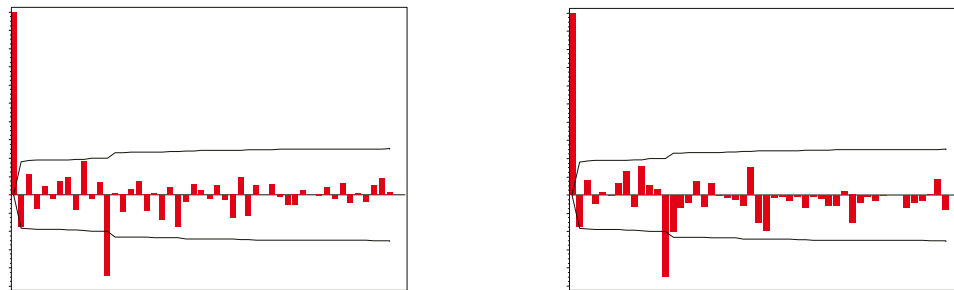
Tabela 3B. Pieniądz gotówkowy w obiegu łącznie z kasami banków – test Akdi-Dickey

Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	17370889357	2672233	14,290	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	4114317	1696953	0,005	0,368	0,178	0,035	I(0)
Δy	12	12602240	1086274	3,626	0,373	0,186	0,036	SI(1)
$\Delta\Delta_{12}y$	12	288906	1013510	0,107	0,373	0,186	0,036	SI(0)

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 2B. Pieniądz gotówkowy w obiegu łącznie z kasami banków – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 3B. Pieniądz gotówkowy w obiegu łącznie z kasami banków – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic i różnicowania sezonowego

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4B. Pieniądz gotówkowy w obiegu łącznie z kasami banków (szereg wyrównany sezonowo) – testy pierwiastka jednostkowego

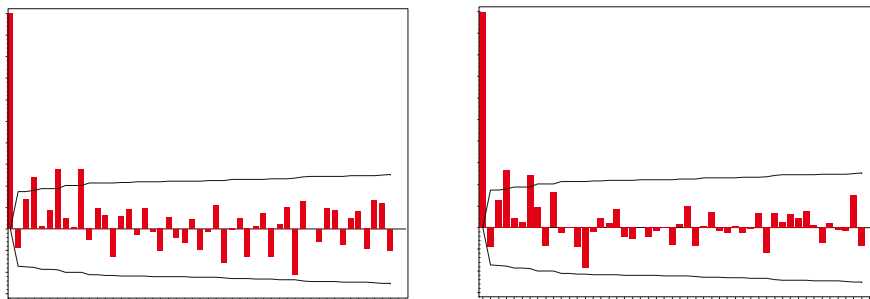
Wersja testu	Metoda	ADF	KPSS	PP	HF
Ze stałą	TRAMO/SEATS	3,65	1,37	3,45	-
	X-12-ARIMA	3,55	1,37	2,81	-
Ze stałą i trendem	TRAMO/SEATS	0,87	0,30	0,33	-
	X-12-ARIMA	0,85	0,30	0,56	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	TRAMO/SEATS	-12,81	0,83	-13,74	36,70
	X-12-ARIMA	-13,01	0,75	-12,95	31,82

Źródło: obliczenia własne.

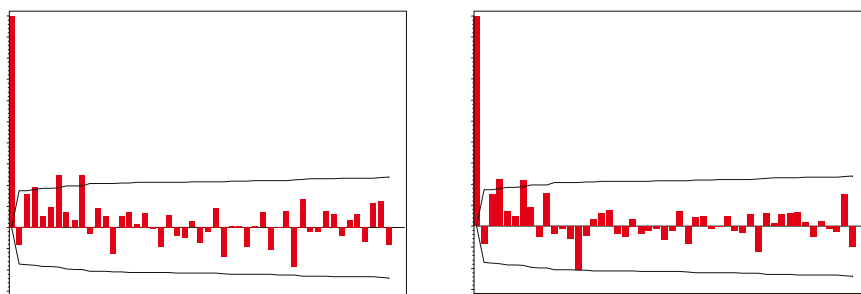
Tabela 5B. Pieniądz gotówkowy w obiegu łącznie z kasami banków (szereg wyrównany sezonowo) – test Akdi-Dickey

Metoda	Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
						10%	5%	1%	
TRAMO/SEATS	y	1	15425337787	1254000	27,013	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	3841160	430207	0,020	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	159101	577747	0,086	0,373	0,186	0,036	SI(0)
X-12-ARIMA	y	1	17377551949	1555191	24,538	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	4737400	611658	0,017	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	180324	618283	0,091	0,373	0,186	0,036	SI(0)

Źródło: obliczenia własne.

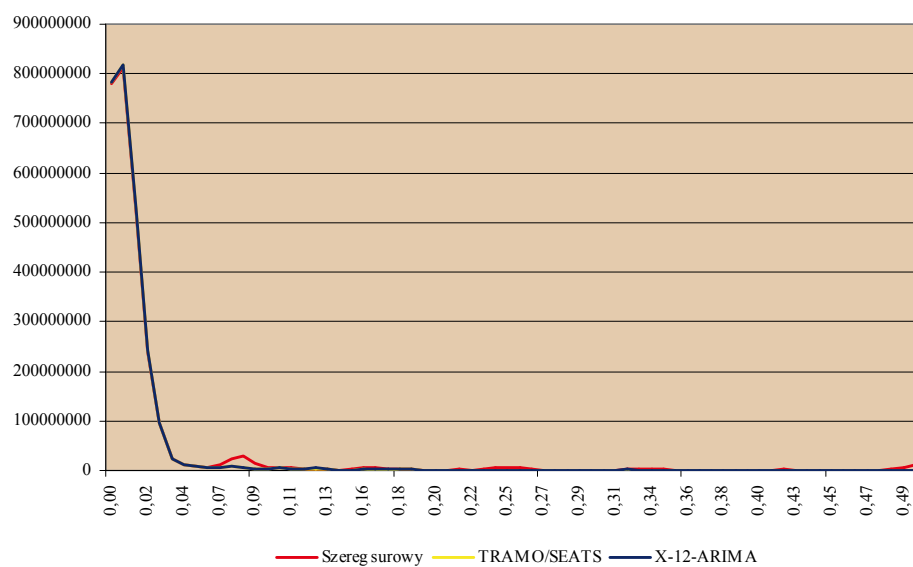
Wykres 4B. Pieniądz gotówkowy w obiegu łącznie z kasami banków (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda TRAMO/SEATS)

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 5B. Pieniądz gotówkowy w obiegu łącznie z kasami banków (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda X-12-ARIMA)

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 6B. Pieniądz gotówkowy w obiegu łącznie z kasami banków – gęstość widmowa



Źródło: opracowanie własne.

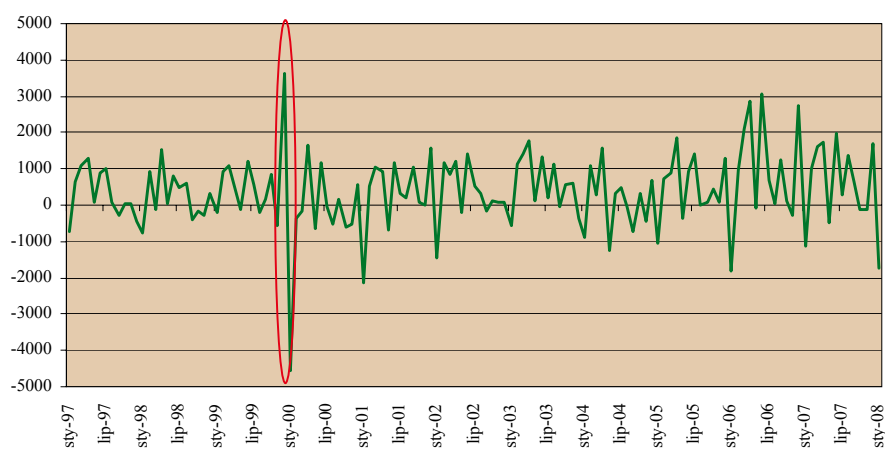
A.3. Pieniądz gotówkowy w obiegu poza kasami banków

Na podstawie analizy badanego szeregu zidentyfikowano potencjalną obserwację nietypową w grudniu 1999 r. (wykres 1C). Wartości kryteriów informacyjnych wskazują na brak zasadności logarytmowania szeregu (tabela 1C). Wyniki testów zebrane w tabeli 2C wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego. Wynik testu HF wskazuje, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o tym, że różnicowanie jednokrotne oraz sezonowe szeregu prowadzi do uzyskania procesu stacjonarnego. Hipoteza o występowaniu pierwiastka jednostkowego nie jest również odrzucana przez test Akdi-Dickey (tabela 3C). Przebieg funkcji ACF i PACF wskazuje na występowanie sezonowości (wykres 3C), wobec czego szereg poddano różnicowaniu sezonowemu (wykres 4C).

Dla danych wyrównanych sezonowo wyniki testów HF (tabela 4C) oraz Akdi-Dickey (tabela 5C) wskazują, że te szeregi nie zawierają pierwiastków sezonowych. Na wykresach funkcji ACF i PACF również nie zaobserwowano sezonowych opóźnień wykraczających poza przedział ufności (wykresy 4C i 5C).

Na podstawie wykresu funkcji gęstości widmowych (wykres 6C) można przypuszczać, że w badanej próbie występuje sezonowość o częstotliwości rocznej. Porównanie widm otrzymanych po wyrównaniu szeregu metodami X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS z widmem surowego szeregu potwierdza, że w obu przypadkach efekty sezonowe i kalendarzowe zostały usunięte.

Wykres 1C. Pieniądz gotówkowy w obiegu poza kasami banków – szereg pierwszych różnic



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1C. Pieniądz gotówkowy w obiegu poza kasami banków – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-997,60	2005,21	2019,19
Logarytmiczna	-1013,31	2036,62	2050,60

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2C. Pieniądz gotówkowy w obiegu poza kasami banków – testy pierwiastka jednostkowego

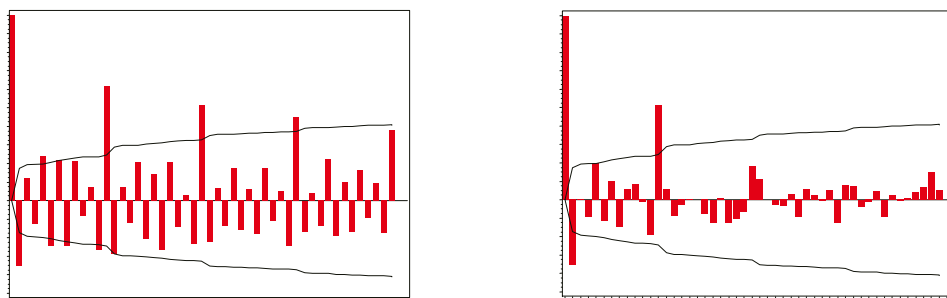
Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	HF
Ze stałą	0,84	1,37	1,60	0,80	-
Ze stałą i trendem	-1,73	0,29	-0,89	-2,35	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-14,62	0,37	-14,28	-	7,90

Źródło: obliczenia własne.

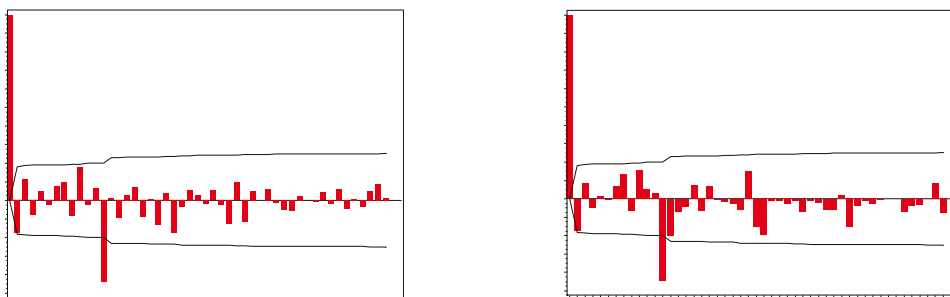
Tabela 3C. Pieniądz gotówkowy w obiegu poza kasami banków – test Akdi-Dickey

Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	15414014878	1795412	18,872	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	3499744	1015369	0,008	0,368	0,178	0,035	I(0)
Δy	12	12269734	707558	5,420	0,373	0,186	0,036	SI(1)
$\Delta\Delta_{12}y$	12	128316	722934	0,067	0,373	0,186	0,036	SI(0)

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 2C. Pieniądz gotówkowy w obiegu poza kasami banków – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 3C. Pieniądz gotówkowy w obiegu poza kasami banków – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic i różnicowania sezonowego

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4C. Pieniądz gotówkowy w obiegu poza kasami banków (szereg wyrównany sezonowo) – testy pierwiastka jednostkowego

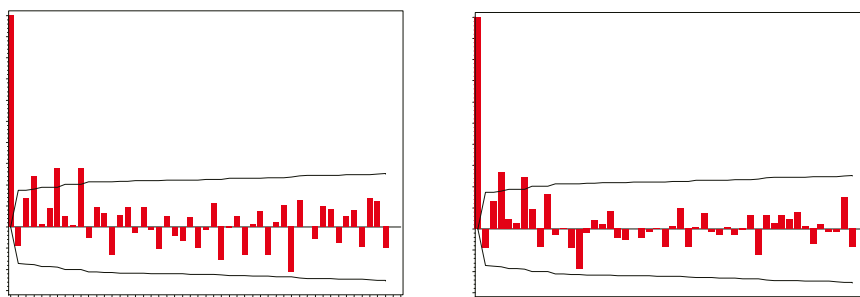
Wersja testu	Metoda	ADF	KPSS	PP	HF
Ze stałą	TRAMO/SEATS	2,91	1,37	3,1	-
	X-12-ARIMA	3,00	1,37	3,21	-
Ze stałą i trendem	TRAMO/SEATS	0,27	0,29	0,38	-
	X-12-ARIMA	0,33	0,29	0,40	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	TRAMO/SEATS	-4,61	0,67	-12,61	34,76
	X-12-ARIMA	-12,39	0,69	-12,7	35,27

Źródło: obliczenia własne.

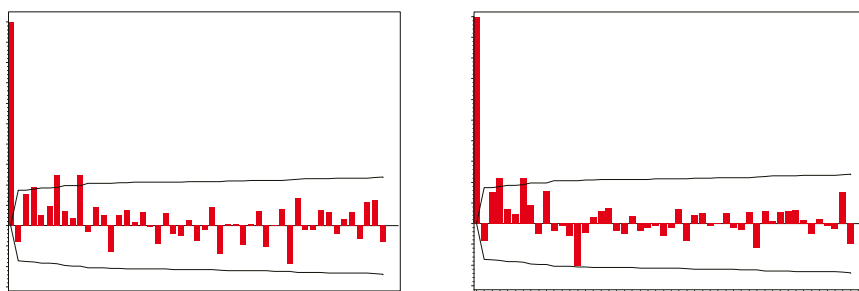
Tabela 5C. Pieniądz gotówkowy w obiegu poza kasami banków (szereg wyrównany sezonowo) – test Akdi-Dickey

Metoda	Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
						10%	5%	1%	
TRAMO/SEATS	y	1	15425337787	1254000	27,01	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	3841160	430207	0,02	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	85452	431680	0,06	0,373	0,186	0,036	SI(0)
X-12-ARIMA	y	1	1542893651	1247986	2,71	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	3850896	425343	0,02	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	57370	57370	0,04	0,373	0,186	0,036	SI(0)

Źródło: obliczenia własne.

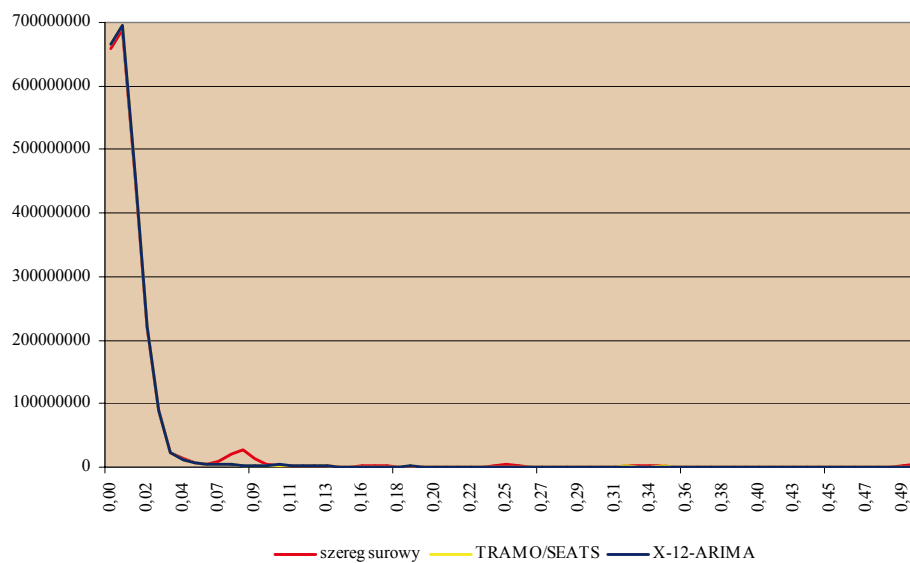
Wykres 4C. Pieniądz gotówkowy w obiegu poza kasami banków (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda TRAMO/SEATS)

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 5C. Pieniądz gotówkowy w obiegu poza kasami banków (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda X-12-ARIMA)

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 6C. Pieniądz gotówkowy w obiegu poza kasami banków – gęstość widmowa



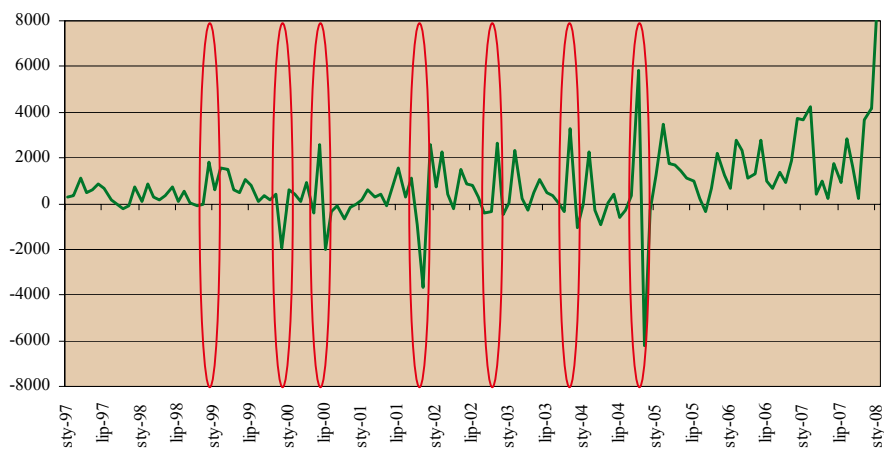
Źródło: opracowanie własne.

A.4. Depozyty bieżące osób prywatnych

Na podstawie analizy badanego szeregu zidentyfikowano potencjalne obserwacje nietypowe. Na wykresie 1D zaznaczono daty, które zostały uwzględnione w trakcie procedury wyrównania sezonowego. W celu wyeliminowania zmieniającej się w czasie wariancji, zastosowano logarytmowanie szeregu przed różnicowaniem, którego zasadność potwierdza wynik testu zamieszczonego w tabeli 1D. Wyniki testów zebrane w tabeli 2D wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego na poziomie istotności 5%. Brak istotnych regularnych sezonowych opóźnień funkcji ACF i PACF (wykres 4D) wskazuje, że szereg nie powinien być różnicowany rzędu 12. Obserwację tę potwierdza wynik testu HF (tabela 2D). Jak wynika z wykresu 4D, wykonanie takiego różnicowania doprowadziłoby do sztucznego wprowadzenia do szeregu sezonowości. Hipoteza o występowaniu pierwiastka jednostkowego nie jest również odrzucana przez test Akdi-Dickey, natomiast odrzucono hipotezę o występowaniu pierwiastka sezonowego (tabela 3D).

Na wykresach funkcji ACF i PACF dla danych wyrównanych sezonowo przy zastosowaniu obu metod nie zaobserwowano sezonowych opóźnień wykraczających poza przedział ufności (wykresy 5D i 6D). Wyniki testów HF (tabela 4D) oraz Akdi-Dickey (tabela 5D) potwierdzają, że wyrównane szeregi nie zawierają pierwiastków sezonowych.

Na wykresie 7D zamieszczono funkcje gęstości widmowych danych surowych i wyrównanych sezonowo obiema metodami. Na podstawie wykresu widma można przypuszczać, że w badanej próbie występuje sezonowość o częstotliwości rocznej. Porównanie widm otrzymanych po wyrównaniu szeregu metodami X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS wskazuje, że w obu przypadkach efekty sezonowe i kalendarzowe zostały usunięte.

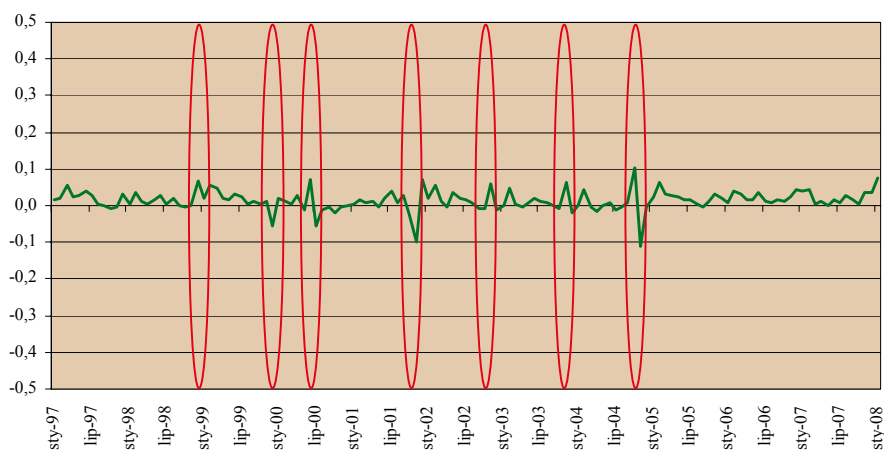
Wykres 1D. Depozyty bieżące osób prywatnych – pierwsze różnice szeregu

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1D. Depozyty bieżące osób prywatnych – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-1163,37	2336,74	2351,19
Logarytmiczna	-1135,35	2280,70	2295,15

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 2D. Depozyty bieżące osób prywatnych – pierwsze różnice szeregu zlogarytmowanego

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2D. Depozyty bieżące osób prywatnych – testy pierwiastka jednostkowego

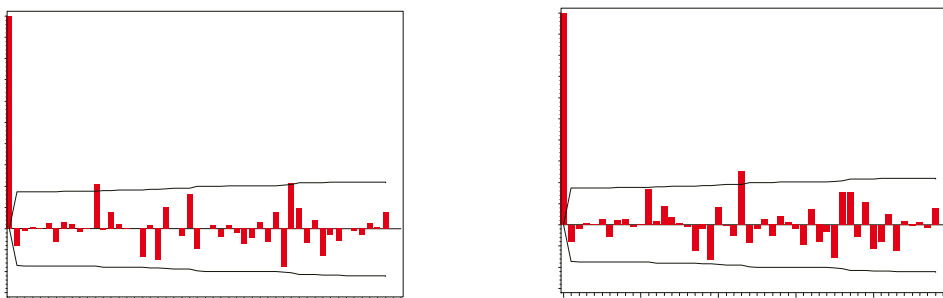
Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	HF
Ze stałą	0,48	1,40	0,55	0,75	-
Ze stałą i trendem	-1,14	0,18	-1,05	-3,64	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-12,15	0,21	-12,15	-	33,71

Źródło: obliczenia własne.

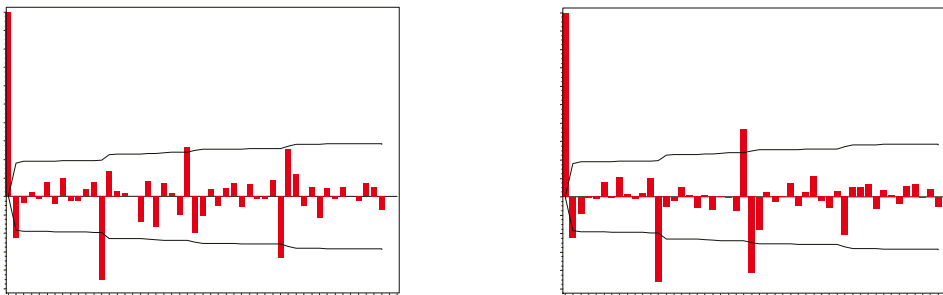
Tabela 3D. Depozyty bieżące osób prywatnych – test Akdi-Dickey

Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	13,422	0,0019	15,645	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	0,0042	0,00077	0,012	0,368	0,178	0,035	I(0)
y	12	0,1803	0,1803	0,313	0,373	0,186	0,036	SI(1)
$\Delta_{12}y$	12	0,0008	0,0074	0,040	0,373	0,186	0,036	SI(0)
$\Delta_{12}y$	1	0,3499	0,00156	0,5960	0,373	0,186	0,036	I(1)
Δy	12	0,001	0,001	0,233	0,373	0,186	0,036	SI(0)

Źródło: obliczenia własne

Wykres 3D. Depozyty bieżące osób prywatnych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic dla szeregu zlogarytmowanego

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4D. Depozyty bieżące osób prywatnych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic i różnicowania sezonowego dla szeregu zlogarytmowanego

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4D. Depozyty bieżące osób prywatnych (szereg wyrównany sezonowo) – testy pierwiastka jednostkowego

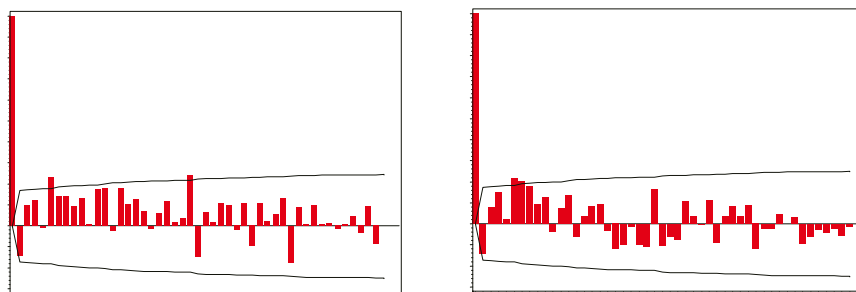
Wersja testu	Metoda	ADF	KPSS	PP	HF
Ze stałą	TRAMO/SEATS	1,05	1,40	0,78	-
	X-12-ARIMA	0,79	1,40	0,93	-
Ze stałą i trendem	TRAMO/SEATS	-0,73	0,18	-0,38	-
	X-12-ARIMA	-0,71	0,18	-0,47	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	TRAMO/SEATS	-13,55	0,30	-13,54	47,90
	X-12-ARIMA	-13,28	0,25	-13,27	49,55

Źródło: obliczenia własne.

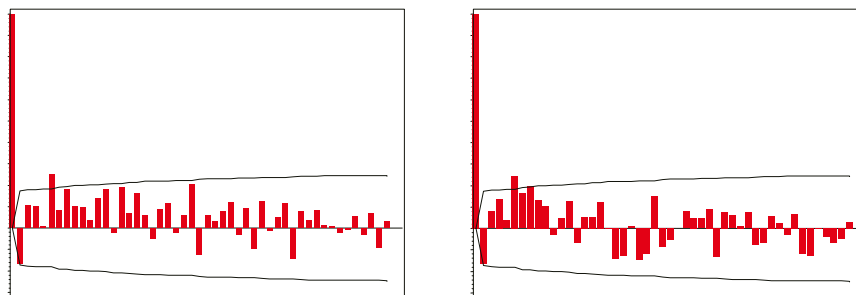
Tabela 5D. Depozyty bieżące osób prywatnych (szereg wyrównany sezonowo) – test Akdi-Dickey

Metoda	Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
						10%	5%	1%	
TRAMO/SEATS	y	1	13,436	0,002	17,175	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,004	0,001	0,014	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,001	0,001	0,003	0,373	0,186	0,036	SI(0)
X-12-ARIMA	y	1	13,434	0,002	16,752	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,004	0,001	0,014	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,001	0,001	0,003	0,373	0,186	0,036	SI(0)

Źródło: obliczenia własne.

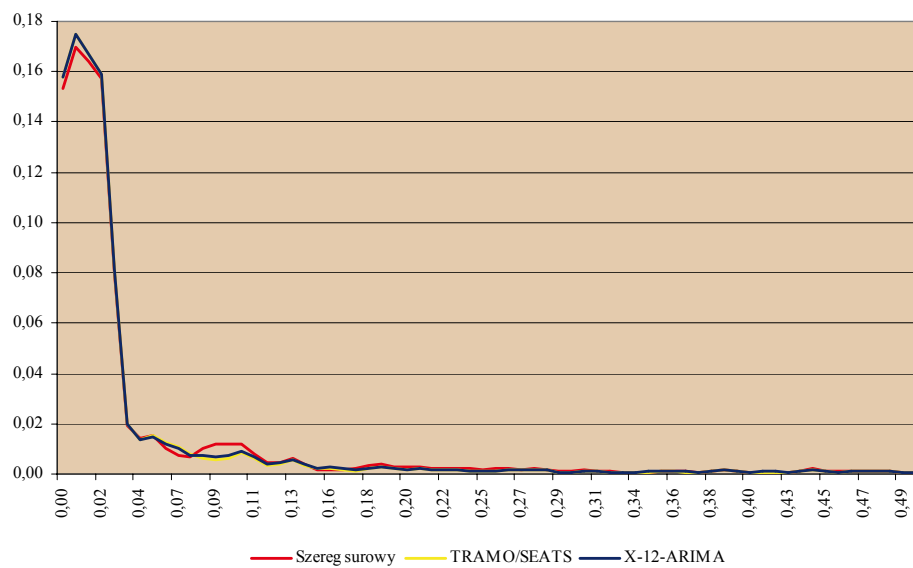
Wykres 5D. Depozyty bieżące osób prywatnych (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda TRAMO/SEATS)

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 6D. Depozyty bieżące osób prywatnych (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda X-12-ARIMA)

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 7D. Depozyty bieżące osób prywatnych – gęstość widmowa



Źródło: opracowanie własne.

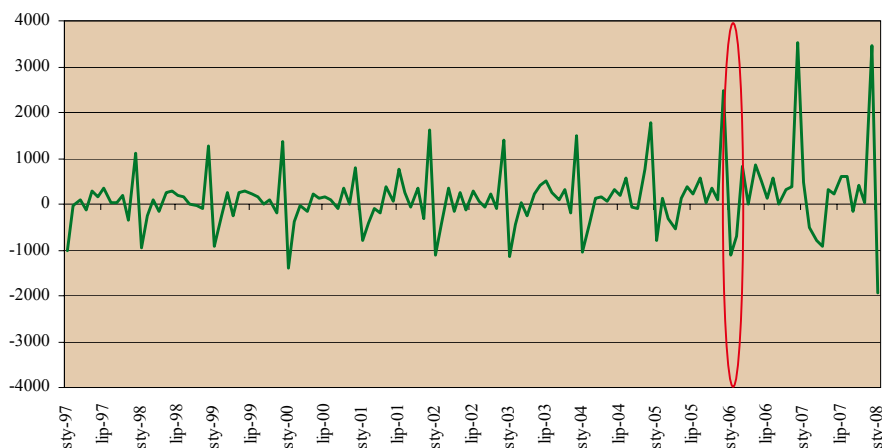
A.5. Depozyty bieżące przedsiębiorców i rolników indywidualnych

Na podstawie analizy badanego szeregu zidentyfikowano potencjalną obserwację nietypową w styczniu 2007 r., którą zaznaczono na wykresie 1E. W celu wyeliminowania zmieniającej się w czasie wariancji przed różnicowaniem zastosowano logarytmowanie szeregu, którego zasadność potwierdza wynik testu zamieszczonego w tabeli 1E. Wyniki testów zebrane w tabeli 2E wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego na poziomie istotności 5%. Wynik testu HF wskazuje na konieczność wykonania różnicowania sezonowego w celu otrzymania szeregu stacjonarnego. Hipoteza o występowaniu pierwiastka jednostkowego i sezonowego nie jest również odrzucana przez test Akdi-Dickey (tabela 3E). Przebieg funkcji ACF i PACF również wskazuje na występowanie wyraźnej sezonowości (wykres 3E), wobec czego szereg poddano różnicowaniu sezonowemu (wykres 4E).

Dla danych wyrównanych sezonowo wyniki testów HF (tabela 5E) oraz Akdi-Dickey (tabela 6E) wskazują, że szeregi te nie zawierają pierwiastków sezonowych. Na wykresach funkcji ACF i PACF również nie zaobserwowano sezonowych opóźnień wykraczających poza przedział ufności (wykresy 5E i 6E).

Na wykresie 7E zamieszczono funkcje gęstości widmowych danych surowych i wyrównanych sezonowo obiema metodami. Na podstawie wykresu widma można przypuszczać, że w próbie występuje sezonowość o częstotliwości rocznej, półrocznej i kwartalnej. Porównanie widm otrzymanych po wyrównaniu szeregu metodami X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS wskazuje, że w obu przypadkach efekty sezonowe i kalendarzowe zostały usunięte.

Wykres 1E. Depozyty bieżące przedsiębiorców i rolników indywidualnych – szereg pierwszych różnic

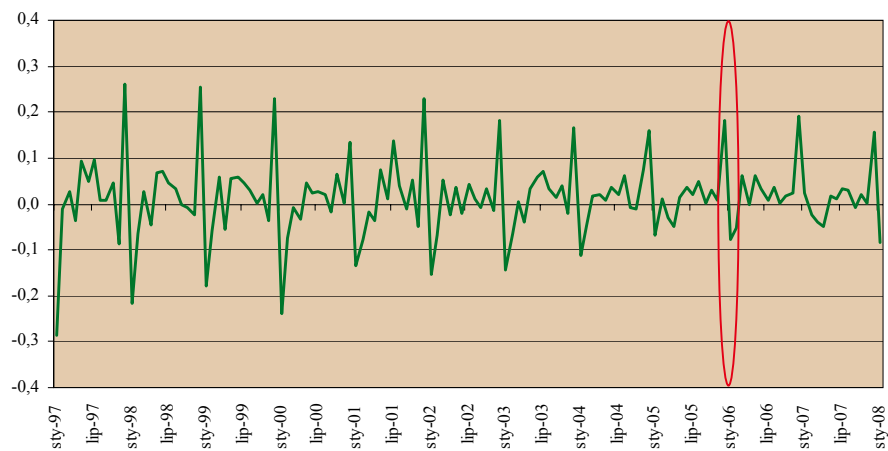


Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1E. Depozyty bieżące przedsiębiorców i rolników indywidualnych – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-875,85	1777,70	1814,05
Logarytmiczna	-847,77	1721,54	1757,80

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 2E. Depozyty bieżące przedsiębiorców i rolników indywidualnych – pierwsze różnice szeregu zlogarytmowanego

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2E. Depozyty bieżące przedsiębiorców i rolników indywidualnych – testy pierwiastka jednostkowego

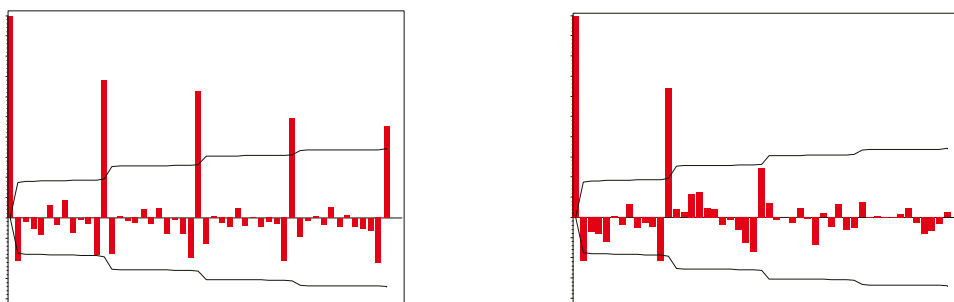
Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	HF
Ze stałą	0,93	1,39	1,15	0,14	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-2,42	0,40	-25,17	-	8,47

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3E. Depozyty bieżące przedsiębiorców i rolników indywidualnych – test Akdi-Dickey

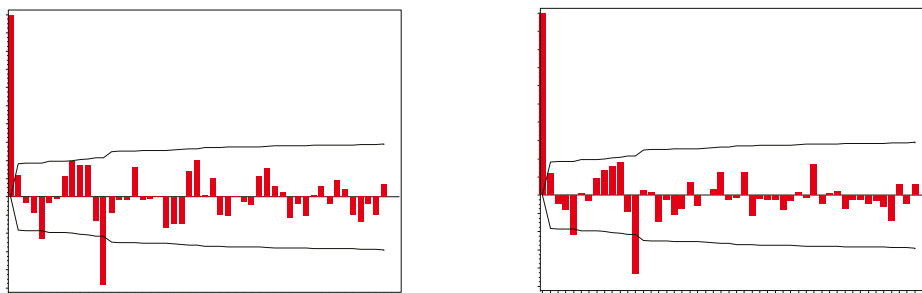
Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	20,873	0,007	6,289	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	0,002	0,007	0,001	0,368	0,178	0,035	I(0)
Δy	12	0,078	0,003	8,903	0,373	0,186	0,036	SI(1)
$\Delta\Delta_{12}y$	12	0,001	0,001	0,209	0,373	0,186	0,036	SI(0)

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 3E Depozyty bieżące przedsiębiorców i rolników indywidualnych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic dla szeregu zlogarytmowanego

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4E. Depozyty bieżące przedsiębiorców i rolników indywidualnych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic i różnicowania sezonowego dla szeregu zlogarytmowanego



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4E. Depozyty bieżące przedsiębiorców i rolników indywidualnych (szereg wyrównany sezonowo) – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	Metoda	ADF	KPSS	PP	HF
Ze stałą	TRAMO/SEATS	1,20	1,40	1,37	-
	X-12-ARIMA	1,057	1,39	1,34	-
Ze stałą i trendem	TRAMO/SEATS	-1,05	0,31	-0,94	-
	X-12-ARIMA	-1,23	0,31	-1,08	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	TRAMO/SEATS	-12,49	0,35	-12,45	67,12
	X-12-ARIMA	-13,22	0,32	-13,15	58,00

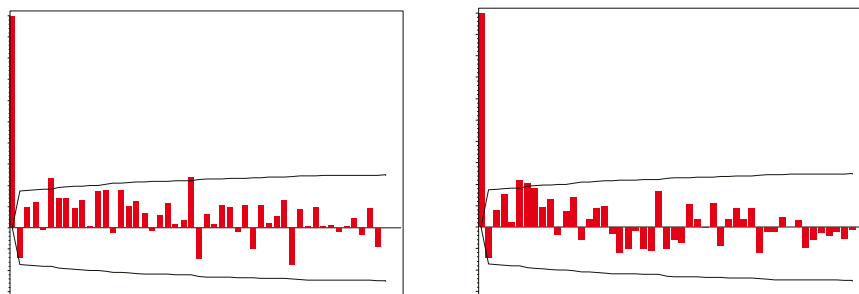
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5E. Depozyty bieżące przedsiębiorców i rolników indywidualnych (szereg wyrównany sezonowo) – test Akdi-Dickey

Metoda	Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\sigma}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
						10%	5%	1%	
TRAMO/SEATS	y	1	20,842	0,002	27,522	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,003	0,001	0,010	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,003	0,001	0,011	0,373	0,186	0,036	SI(0)
X-12-ARIMA	y	1	20,761	0,002	25,845	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,003	0,001	0,008	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,000	0,000	0,001	0,373	0,186	0,036	SI(0)

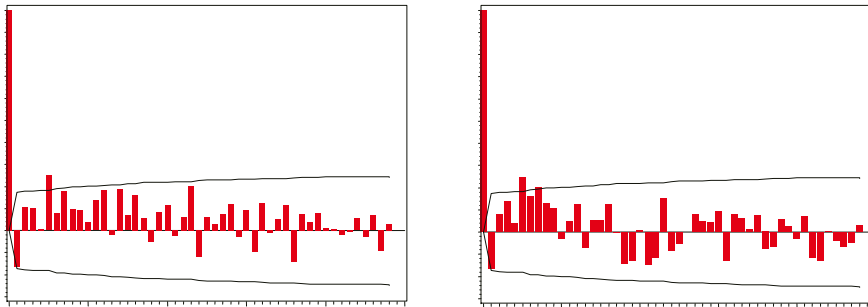
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 5E. Depozyty bieżące przedsiębiorców i rolników indywidualnych (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda TRAMO/SEATS)



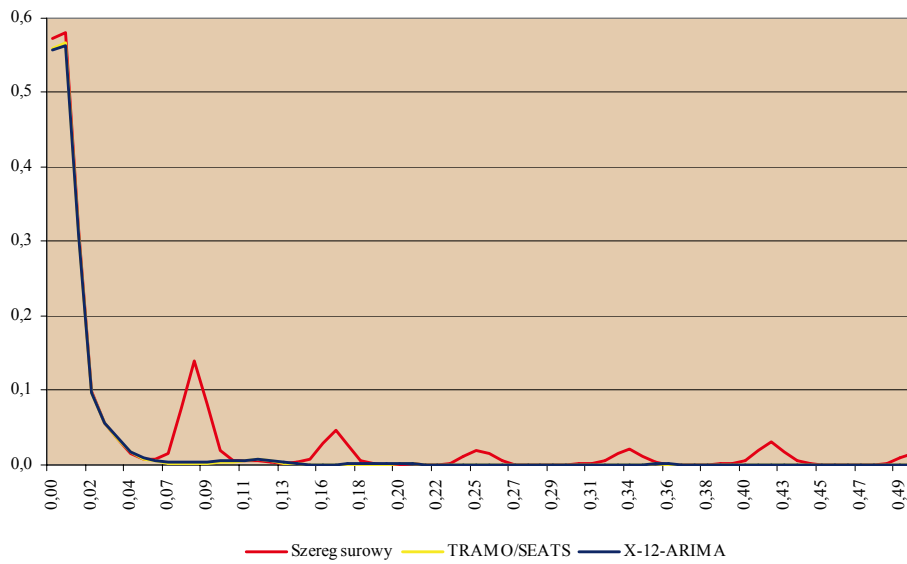
Źródło: opracowanie własne.

Wykres 6E. Depozyty bieżące przedsiębiorców i rolników indywidualnych (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda X-12-ARIMA)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 7E. Depozyty bieżące przedsiębiorców i rolników indywidualnych – gęstość widmowa



Źródło: opracowanie własne.

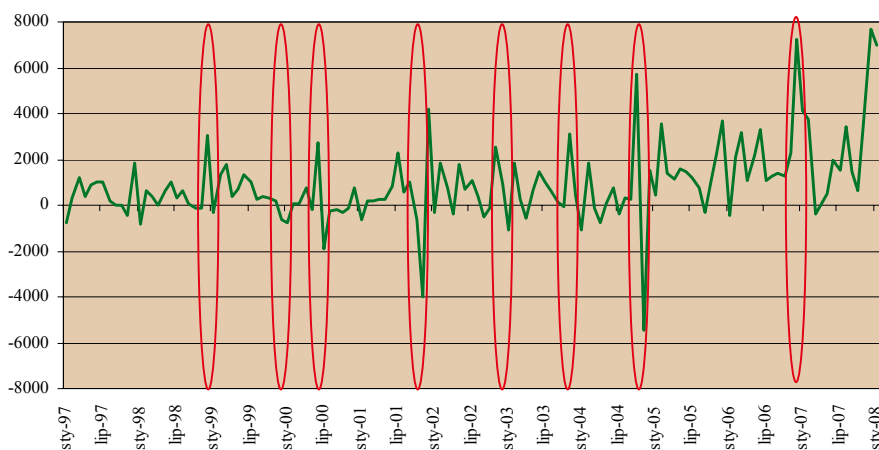
A.6. Depozyty bieżące gospodarstw domowych

Na podstawie analizy badanego szeregu zidentyfikowano potencjalne obserwacje nietypowe. Na wykresie 1F zaznaczono daty, które zostały uwzględnione w trakcie procedury wyrównania sezonowego. W celu wyeliminowania zmieniającej się w czasie wariancji przed różnicowaniem zastosowano logarytmowanie szeregu, którego zasadność potwierdza wynik testu zamieszczonego w tabeli 1F. Wyniki testów zebrane w tabeli 2F wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego na poziomie istotności 5%. Brak istotnych regularnych sezonowych opóźnień funkcji ACF i PACF (wykres 3F) wskazuje, że szereg nie powinien być różnicowany rzędu 12. Obserwację tę potwierdza wynik testu HF (tabela 2F). Jak wynika z wykresu 4F, wykonanie takiego różnicowania doprowadziłoby do sztucznego wprowadzenia do szeregu sezonowości. Hipoteza o występowaniu pierwiastka jednostkowego nie jest również odrzucana przez test Akdi-Dickey, natomiast odrzucono hipotezę o występowaniu pierwiastka sezonowego (tabela 3F).

Na wykresach funkcji ACF i PACF dla danych wyrównanych sezonowo przy zastosowaniu obu metod nie zaobserwowano sezonowych opóźnień wykraczających poza przedział ufności (wykresy 5F i 6F). Wyniki testów HF (tabela 4F) oraz Akdi-Dickey (tabela 5F) potwierdzają, że wyrównane sezonowo szeregi nie zawierają pierwiastków sezonowych.

Na wykresie 7F zamieszczono funkcje gęstości widmowych danych surowych i wyrównanych sezonowo obiema metodami. Na podstawie wykresu widma można przypuszczać, że w badanej próbie występuje sezonowość o częstotliwości rocznej. Porównanie widm otrzymanych po wyrównaniu szeregu metodami X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS wskazuje, że w obu przypadkach efekty sezonowe i kalendarzowe zostały usunięte.

Wykres 1F Depozyty bieżące gospodarstw domowych – szereg pierwszych różnic

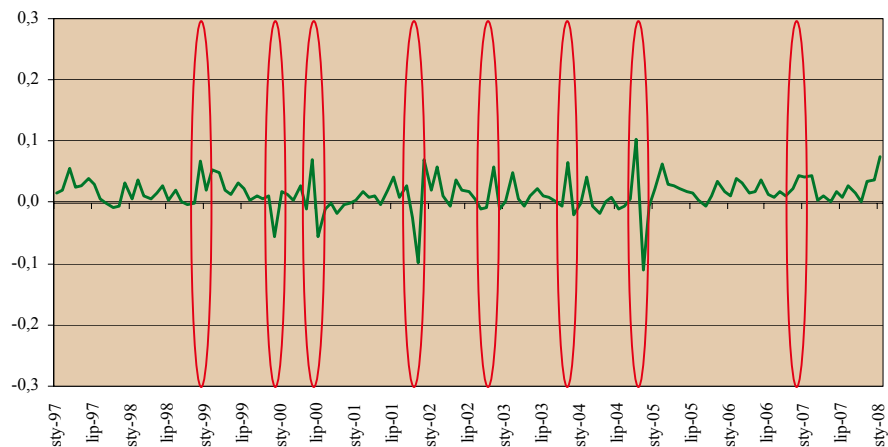


Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1F. Depozyty bieżące gospodarstw domowych – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-1174,29	2358,58	2373,04
Logarytmiczna	-1149,26	2308,52	2322,97

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 2F. Depozyty bieżące gospodarstw domowych – pierwsze różnice szeregu logarytmowanego

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2F. Depozyty bieżące gospodarstw domowych – testy pierwiastka jednostkowego

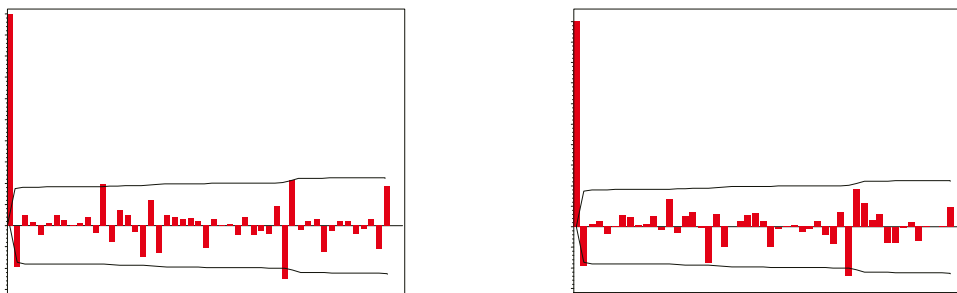
Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	HF
Ze stałą	0,86	1,41	1,14	0,77	-
Ze stałą i trendem	-0,49	0,21	-0,59	-3,80	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-13,99	0,29	-13,99	-	29,77

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3F. Depozyty bieżące gospodarstw domowych – test Akdi-Dickey

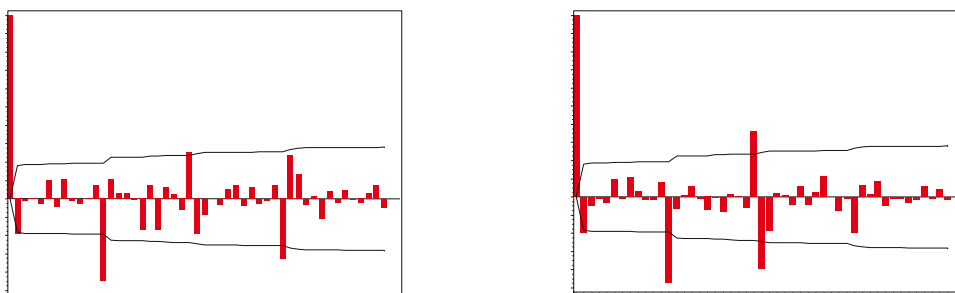
Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	14,362	0,002	17,727	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	0,003	0,001	0,010	0,368	0,178	0,035	I(0)
y	12	0,219	0,049	1,412	0,373	0,186	0,036	SI(1)
$\Delta_{12} y$	12	0,001	0,007	0,038	0,373	0,186	0,036	SI(0)
$\Delta_{12} y$	1	0,3499	0,00156	0,5960	0,373	0,186	0,036	I(1)
Δy	12	0,001	0,001	0,212	0,373	0,186	0,036	SI(0)

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 3F. Depozyty bieżące gospodarstw domowych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic dla szeregu zlogarytmowanego

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4F. Depozyty bieżące gospodarstw domowych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic i różnicowania sezonowego dla szeregu zlogarytmowanego



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4F. Depozyty bieżące gospodarstw domowych (szereg wyrównany sezonowo) – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	Metoda	ADF	KPSS	PP	HF
Ze stałą	TRAMO/SEATS	1,21	1,41	1,13	-
	X-12-ARIMA	1,22	1,41	1,24	-
Ze stałą i trendem	TRAMO/SEATS	-0,10	0,21	-0,26	-
	X-12-ARIMA	-0,10	0,21	-0,57	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	TRAMO/SEATS	-14,10	0,36	-14,00	43,91
	X-12-ARIMA	-13,67	0,34	-13,66	42,91

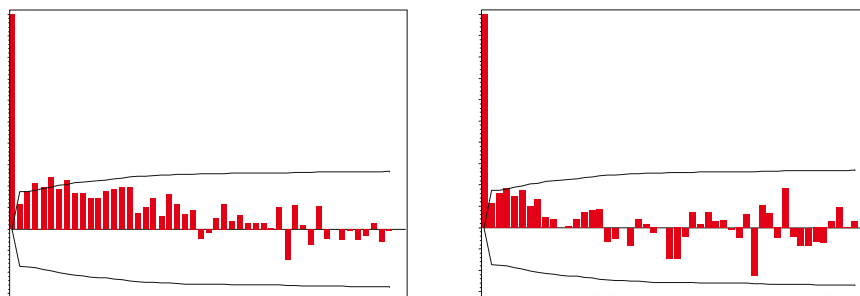
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5F. Depozyty bieżące gospodarstw domowych (szereg wyrównany sezonowo) – test Akdi-Dickey

Metoda	Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\sigma}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
						10%	5%	1%	
TRAMO/SEATS	y	1	14,376	0,002	20,083	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,003	0,001	0,014	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,001	0,001	0,004	0,373	0,186	0,036	SI(0)
X-12-ARIMA	y	1	14,372	0,002	19,339	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,003	0,001	0,014	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,001	0,001	0,005	0,373	0,186	0,036	SI(0)

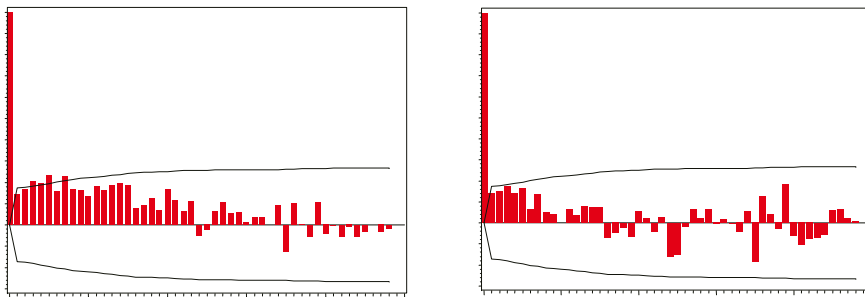
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 5F. Depozyty bieżące gospodarstw domowych (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda TRAMO/SEATS)



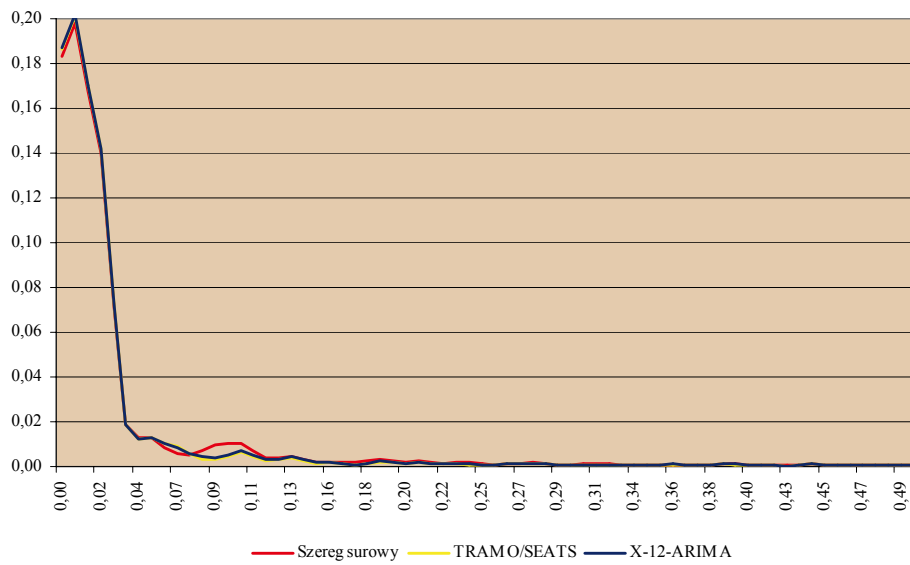
Źródło: opracowanie własne.

Wykres 6F. Depozyty bieżące gospodarstw domowych (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda X-12-ARIMA)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 7F. Depozyty bieżące gospodarstw domowych – gęstość widmowa



Źródło: opracowanie własne.

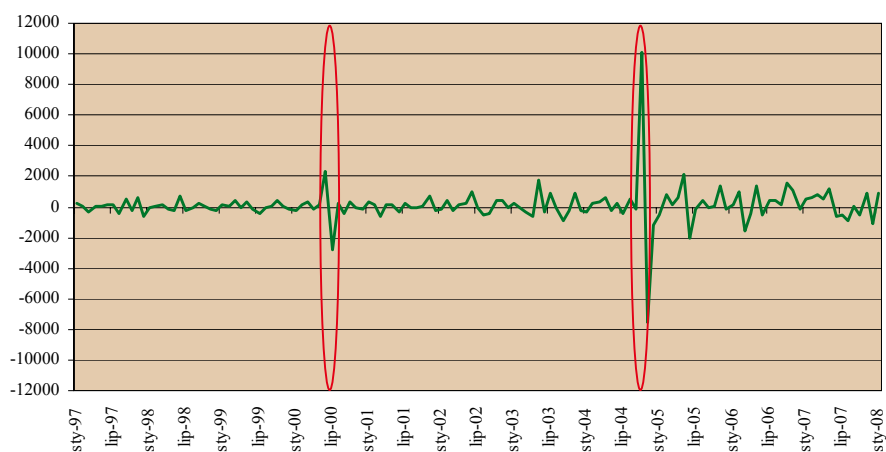
A.7. Depozyty bieżące niemonetarnych instytucji finansowych

Na podstawie analizy szeregu zidentyfikowano potencjalne obserwacje nietypowe, które zaznaczono na wykresie 1G. W celu wyeliminowania zmieniającej się w czasie wariancji przed różnicowaniem zastosowano logarytmowanie szeregu, którego zasadność potwierdza wynik testu zamieszczonego w tabeli 1G. Wyniki testów zebrane w tabeli 2G wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego na poziomie istotności 5%. Brak istotnych sezonowych opóźnień funkcji ACF i PACF (wykres 3G) wskazuje, że szereg nie powinien być różnicowany rzędu 12. Obserwację tę potwierdza wynik testu HF (tabela 2G). Jak wynika z wykresu 4G, wykonanie takiego różnicowania doprowadziłoby do sztucznego wprowadzenia do szeregu sezonowości. Wyniki testu Akdi-Dickey (tabela 3G) wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego na poziomie istotności 5%, natomiast odrzucono hipotezę o występowaniu pierwiastka sezonowego.

Na wykresie 5G zamieszczono funkcję gęstości widmowej danych surowych. Na podstawie wykresu widma można przypuszczać, że w badanej próbie nie występuje sezonowość.

Ze względu na brak zidentyfikowania efektów sezonowych szereg nie został poddany wyrównaniu.

Wykres 1G. Depozyty bieżące niemonetarnych instytucji finansowych – szereg pierwszych różnic

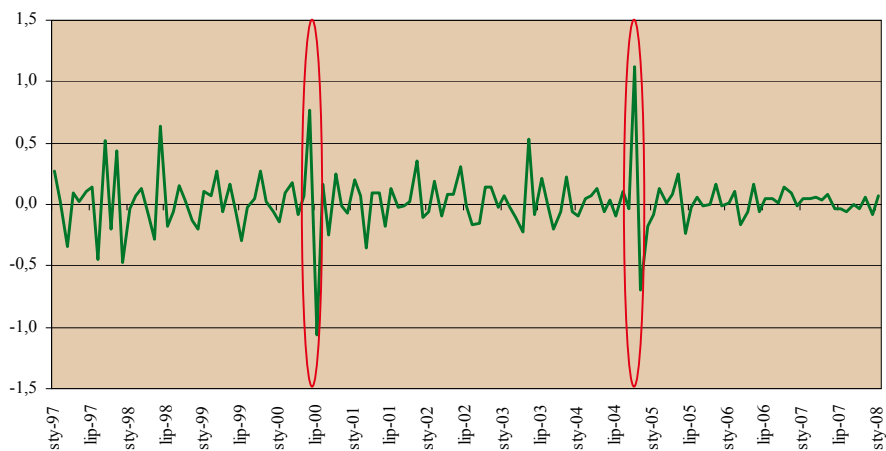


Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1G. Depozyty bieżące niemonetarnych instytucji finansowych – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-1122,53	2255,06	2269,51
Logarytmiczna	-1049,02	2108,03	2122,48

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 2G. Depozyty bieżące niemonetarnych instytucji finansowych – pierwsze różnice szeregu zlogarytmowanego

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2G. Depozyty bieżące niemonetarnych instytucji finansowych – testy pierwiastka jednostkowego

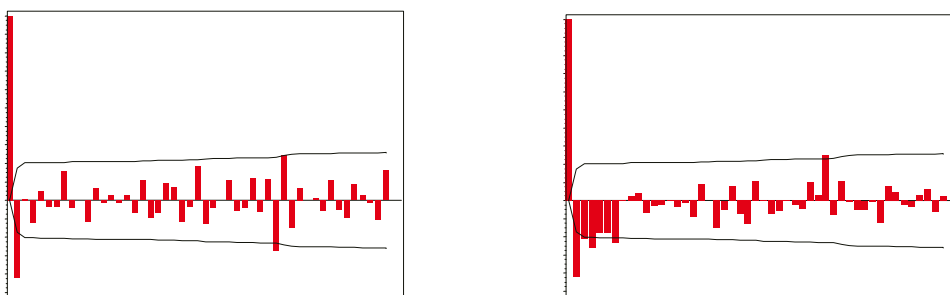
Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	HF
Ze stałą	0,37	1,40	-0,78	-0,87	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-55,54	0,26	-55,64	-	44,27

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3G. Depozyty bieżące niemonetarnych instytucji finansowych – test Akai-Dickey

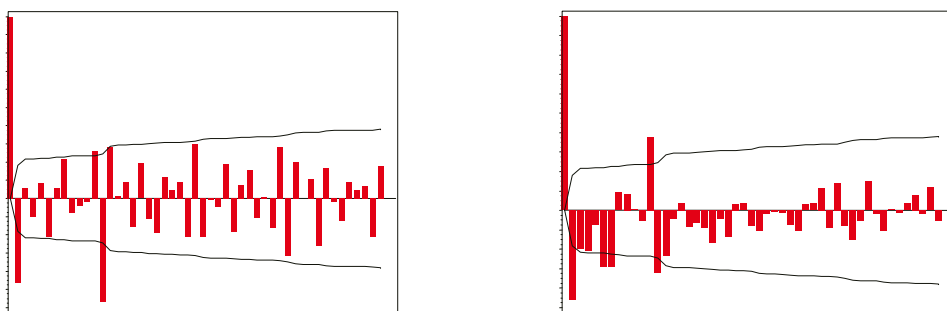
Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	63,603	0,055	2,525	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	0,006	0,045	0,000	0,368	0,178	0,035	I(0)
Δy	12	0,001	0,055	0,004	0,373	0,186	0,036	SI(0)

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 3G. Depozyty bieżące niemonetarnych instytucji finansowych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic dla szeregu zlogarytmowanego

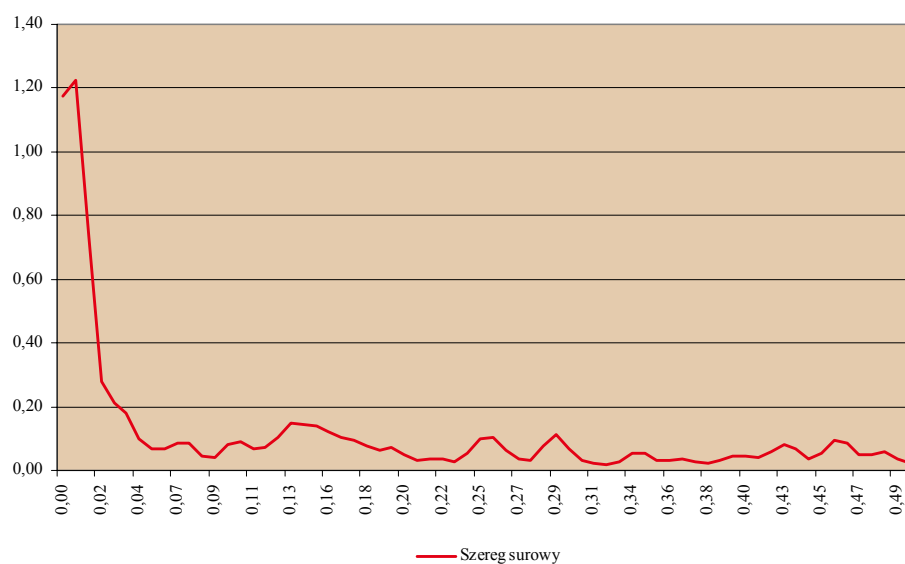
Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4G. Depozyty bieżące niemonetarnych instytucji finansowych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic i różnicowania sezonowego dla szeregu zlogarytmowanego



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 5G. Depozyty bieżące niemonetarnych instytucji finansowych – gęstość widmowa



Źródło: opracowanie własne.

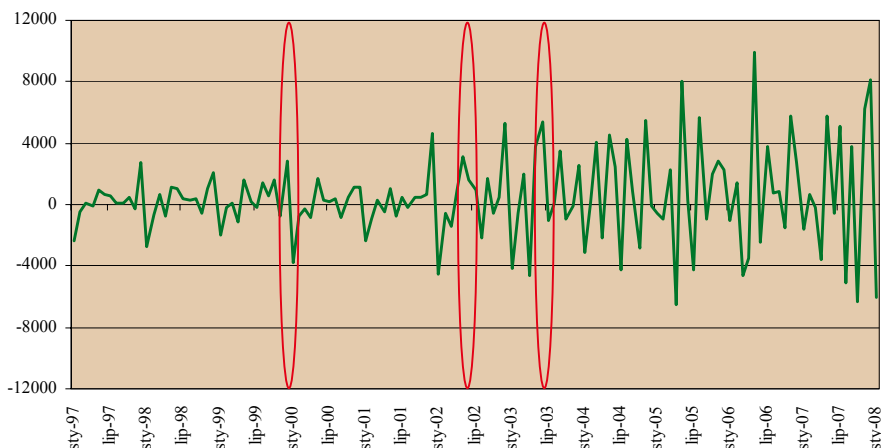
A.8. Depozyty bieżące przedsiębiorstw

Na podstawie analizy badanego szeregu zidentyfikowano potencjalne obserwacje nietypowe. Na wykresie 1H zaznaczono daty, które zostały uwzględnione w trakcie procedury wyrównania sezonowego. W celu wyeliminowania zmieniającej się w czasie wariancji przed różnicowaniem zastosowano logarytmowanie szeregu, którego zasadność potwierdza wynik testu zamieszczonego w tabeli 1H. Wyniki testów zebrane w tabeli 2H wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego. Wynik testu HF wskazuje, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, o tym, że różnicowane jednokrotnie oraz sezonowe szeregi prowadzi do uzyskania procesu stacjonarnego. Hipoteza o występowaniu pierwiastka jednostkowego i sezonowego nie jest również odrzucana przez test Akdi-Dickey (tabela 3H). Przebieg funkcji ACF i PACF wskazuje na występowanie sezonowości (wykres 3H), wobec czego szereg został zróżnicowany sezonowo.

Dla danych wyrównanych sezonowo wyniki testów HF (tabela 4H) oraz Akdi-Dickey (tabela 5H) wskazują, że szeregi te nie zawierają pierwiastków sezonowych. Na wykresach funkcji ACF i PACF również nie zaobserwowano sezonowych opóźnień wykraczających poza przedział ufności (wykresy 5H i 6H).

Na wykresie 7H zamieszczono funkcje gęstości widmowych danych surowych i wyrównanych sezonowo obiema metodami. Na podstawie wykresu widma można przypuszczać, że w próbie występuje sezonowość o częstotliwości rocznej, półrocznej i kwartalnej. Porównanie widm otrzymanych po wyrównaniu szeregu metodami X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS wskazuje, że w obu przypadkach efekty sezonowe i kalendarzowe zostały usunięte.

Wykres 1H. Depozyty bieżące przedsiębiorstw – szereg pierwszych różnic



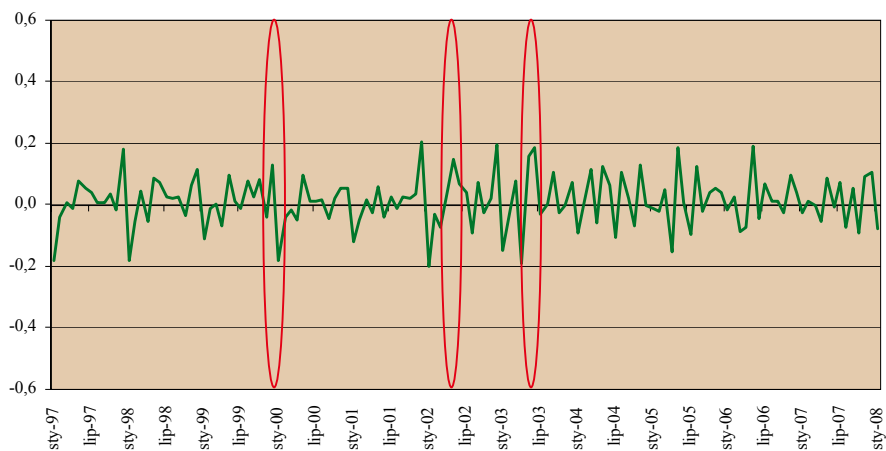
Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1H. Depozyty bieżące przedsiębiorstw – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-1078,92	2183,83	2220,18
Logarytmiczna	-1064,52	2155,05	2191,39

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 2H. Depozyty bieżące przedsiębiorstw – pierwsze różnice szeregu zlogarytmowanego



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2H. Depozyty bieżące przedsiębiorstw – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	HF
Ze stałą	1,04	1,40	0,52	-1,45	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-2,51	0,28	-25,19	-	8,99

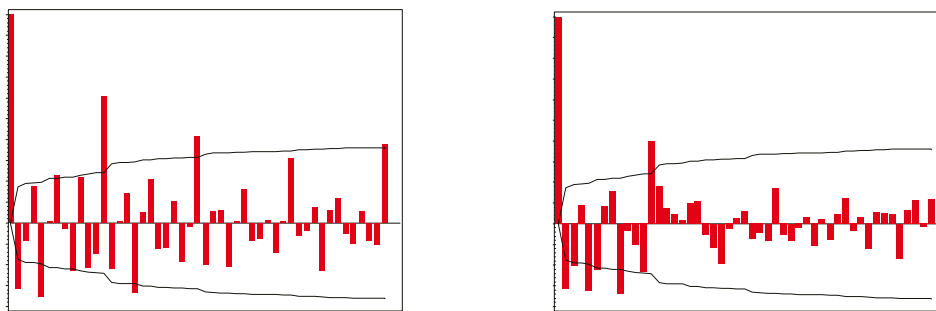
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3H. Depozyty bieżące przedsiębiorstw – test Akdi-Dickey

Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	25,440	0,007	7,976	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	0,003	0,006	0,001	0,368	0,178	0,035	I(0)
Δy	12	0,604	0,053	3,534	0,373	0,186	0,036	SI(1)
$\Delta\Delta_{12}y$	12	0,001	0,009	0,052	0,373	0,186	0,036	SI(0)

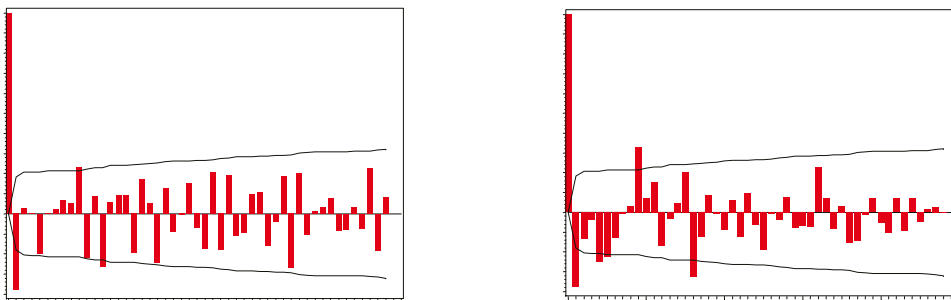
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 3H. Depozyty bieżące przedsiębiorstw – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic dla szeregu logarytmowanego



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4H. Depozyty bieżące przedsiębiorstw – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic i różnicowania sezonowego dla szeregu zlogarytmowanego



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4H. Depozyty bieżące przedsiębiorstw (szereg wyrównany sezonowo) – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	Metoda	ADF	KPSS	PP	HF
Ze stałą	TRAMO/SEATS	0,41	1,41	0,58	-
	X-12-ARIMA	0,34	1,41	0,68	-
Ze stałą i trendem	TRAMO/SEATS	-1,78	0,29	-1,64	-
	X-12-ARIMA	-1,72	0,29	-2,44	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	TRAMO/SEATS	-12,65	0,18	-12,76	44,42
	X-12-ARIMA	-17,92	0,25	-18,75	25,30

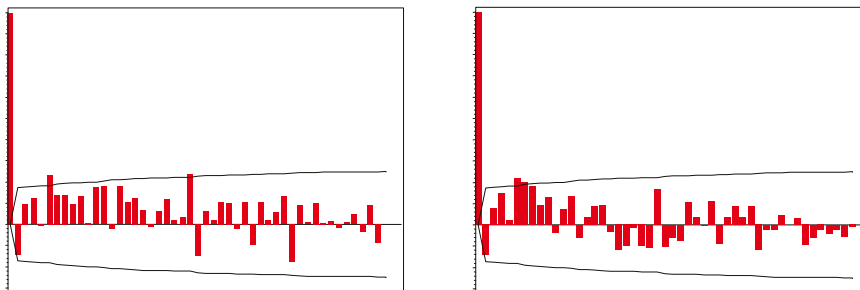
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5H. Depozyty bieżące przedsiębiorstw (szereg wyrównany sezonowo) – test Akdi-Dickey

Metoda	Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
						10%	5%	1%	
TRAMO/SEATS	y	1	25,414	0,002	29,235	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,003	0,001	0,006	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,001	0,001	0,206	0,373	0,186	0,036	SI(0)
X-12-ARIMA	y	1	25,374	0,003	21,051	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,001	0,002	0,001	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,001	0,001	0,124	0,373	0,186	0,036	SI(0)

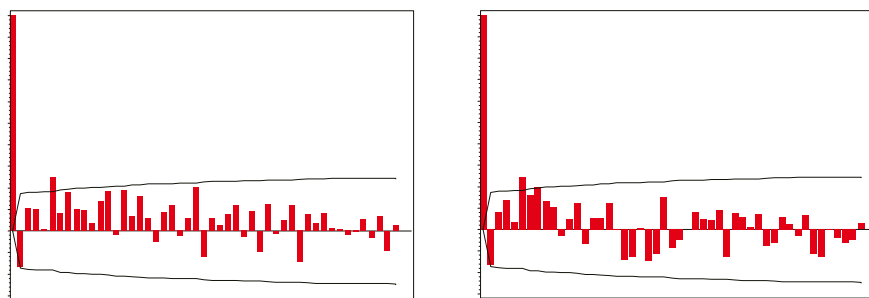
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 5H. Depozyty bieżące przedsiębiorstw (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda TRAMO/SEATS)



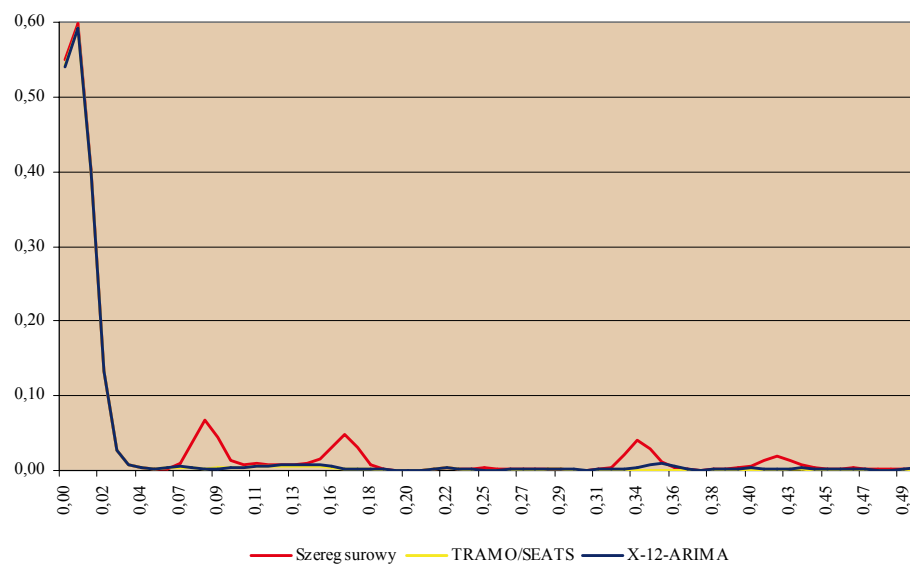
Źródło: opracowanie własne.

Wykres 6H. Depozyty bieżące przedsiębiorstw (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda X-12-ARIMA)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 7H. Depozyty bieżące przedsiębiorstw (szereg wyrównany sezonowo) – gęstość widmowa



Źródło: opracowanie własne.

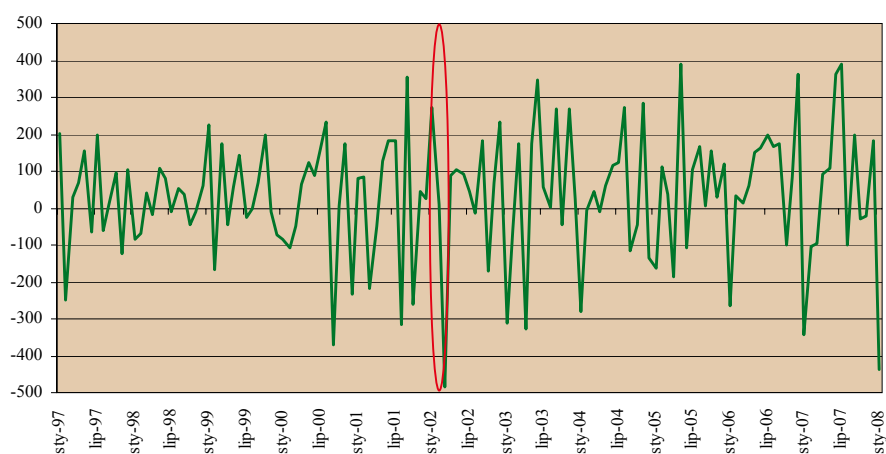
A.9. Depozyty bieżące instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych

Na podstawie analizy szeregu zidentyfikowano i zaznaczono na wykresie 1I potencjalną obserwację nietypową, która wystąpiła w marcu 2002 r. Wyniki testu przedstawionego w tabeli 1I nie wskazują na zasadność logarytmowania szeregu. Wyniki testów zebrane w tabeli 2I potwierdzają, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego na poziomie istotności 5%. Wynik testu HF wskazuje, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, o tym, że różnicowane jednokrotnie oraz sezonowe szeregu prowadzi do uzyskania procesu stacjonarnego. Hipoteza o występowaniu pierwiastka jednostkowego oraz sezonowego nie jest również odrzucana przez test Akdi-Dickey (tabela 3I). Przebiegi funkcji ACF i PACF wskazują na występowanie wyraźnej sezonowości (wykres 2I), wobec czego szereg poddano różnicowaniu sezonowemu (wykres 3I).

Dla danych wyrównanych sezonowo wyniki testów HF (tabela 5I) oraz Akdi-Dickey (tabela 6I) wskazują, że szeregi te nie zawierają pierwiastków sezonowych. Na wykresach funkcji ACF i PACF również nie zaobserwowano sezonowych opóźnień wykraczających poza przedział ufności (wykresy 4I i 5I).

Na wykresie 6I zamieszczono funkcje gęstości widmowych danych surowych i wyrównanych sezonowo obiema metodami. Na podstawie wykresu widma można przypuszczać, że w próbie występuje sezonowość o częstotliwości rocznej i półrocznej. Porównanie widm otrzymanych po wyrównaniu szeregu metodami X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS wskazuje, że w obu przypadkach efekty sezonowe i kalendarzowe zostały usunięte.

Wykres 1I. Depozyty bieżące instytucji niekomercyjnych – szereg pierwszych różnic



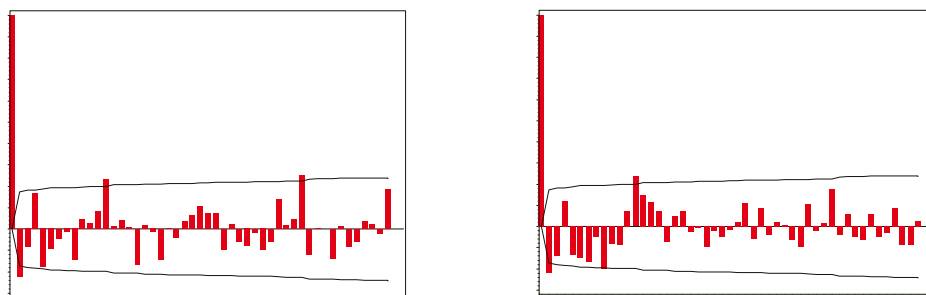
Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1I. Depozyty bieżące instytucji niekomercyjnych – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-783,571	1593,14	1629,49
Logarytmiczna	-797,669	1621,34	1657,68

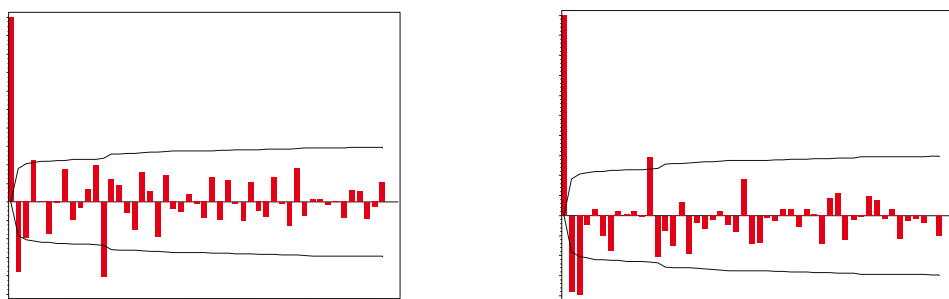
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 2I. Depozyty bieżące instytucji niekomercyjnych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic szeregu



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 3I. Depozyty bieżące instytucji niekomercyjnych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic i różnicowania sezonowego szeregu



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2I. Depozyty bieżące instytucji niekomercyjnych – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	HF
Ze stałą	0,69	1,36	1,12	0,76	-
Ze stałą i trendem	-2,47	0,32	-2,23	-8,51	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-14,07	0,33	-16,36	-	12,47

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3I. Depozyty bieżące instytucji niekomercyjnych – test Akdi-Dickey

Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	117592115	30758	8,396	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	31962	27458	0,003	0,368	0,178	0,035	I(0)
Δy	12	5193051	338906	4,789	0,373	0,186	0,036	SI(1)
$\Delta\Delta_{12}y$	12	29196	76847	0,143	0,373	0,186	0,036	SI(0)

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 4I. Depozyty bieżące instytucji niekomercyjnych (szereg wyrównany sezonowo) – testy pierwiastka jednostkowego

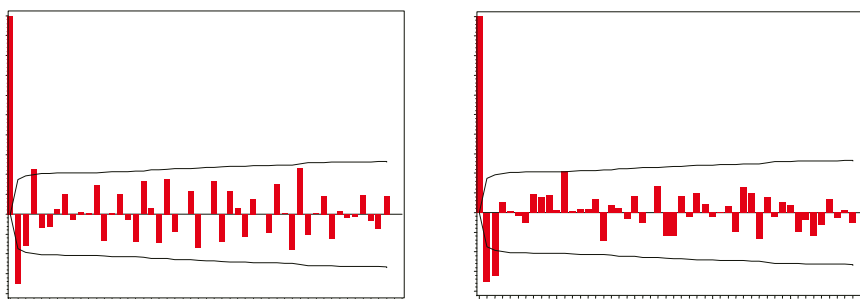
Wersja testu	Metoda	ADF	KPSS	PP	HF
Ze stałą	TRAMO/SEATS	-0,20	1,41	-0,65	-
	X-12-ARIMA	-0,22	1,42	-0,66	-
Ze stałą i trendem	TRAMO/SEATS	-2,11	0,18	-4,92	-
	X-12-ARIMA	-2,12	0,18	-5,06	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	TRAMO/SEATS	-13,68	0,09	-23,05	34,21
	X-12-ARIMA	-14,31	0,11	-24,34	30,72

Źródło: obliczenia własne.

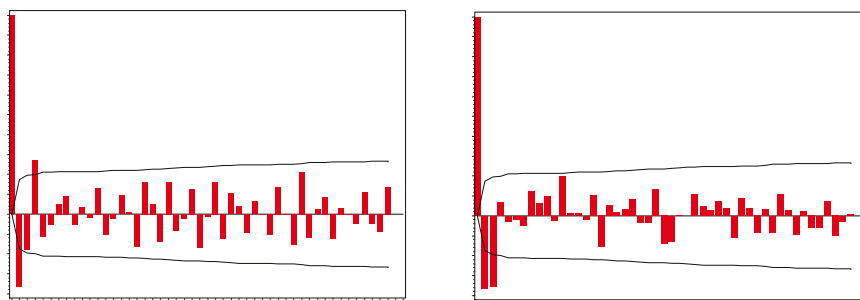
Tabela 5I. Depozyty bieżące instytucji niekomercyjnych (szereg wyrównany sezonowo) – test Akdi-Dickey

Metoda	Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
						10%	5%	1%	
TRAMO/SEATS	y	1	117303983	21167	12,170	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	34191	14150	0,005	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	2450	15820	0,048	0,373	0,186	0,036	SI(0)
X-12-ARIMA	y	1	117301493	23227	11,090	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	33780	16012	0,005	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	3485	3485	0,060	0,373	0,186	0,036	SI(0)

Źródło: obliczenia własne.

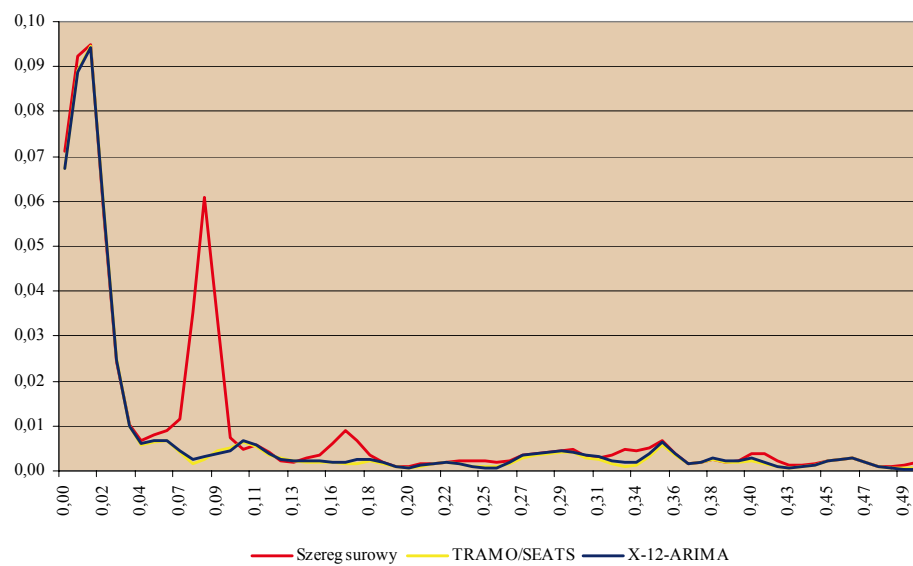
Wykres 4I. Depozyty bieżące instytucji niekomercyjnych (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda TRAMO/SEATS)

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 5I. Depozyty bieżące instytucji niekomercyjnych (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda X-12-ARIMA)

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 6I. Depozyty bieżące instytucji niekomercyjnych (szereg wyrównany sezonowo) – gęstość widmowa



Źródło: opracowanie własne.

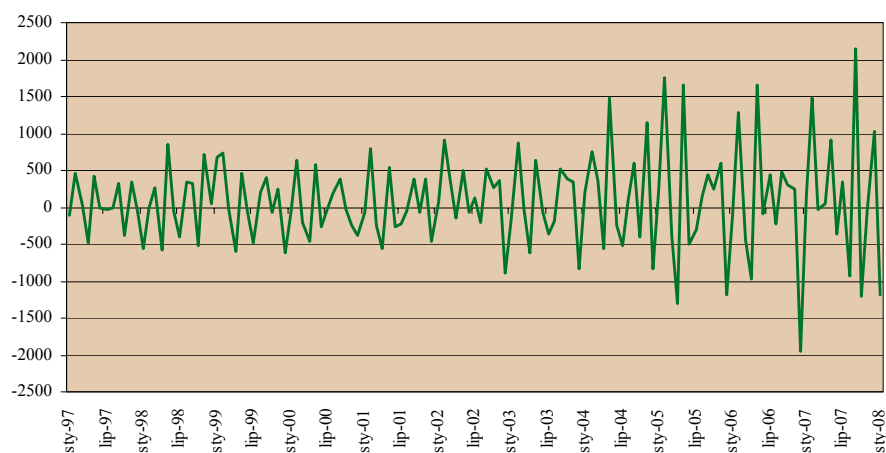
A.10. Depozyty bieżące instytucji samorządowych

Na podstawie analizy badanego szeregu zidentyfikowano potencjalne obserwacje nietypowe, które zaznaczono na wykresie 1J. W celu wyeliminowania zmieniającej się w czasie wariancji przed różnicowaniem zastosowano logarytmowanie szeregu, którego zasadność potwierdza wynik testu zamieszczonego w tabeli 1J. Wyniki testów zebrane w tabeli 2J wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego na poziomie istotności 5%. Wynik testu HF wskazuje, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o tym, że różnicowane jednokrotne oraz sezonowe szeregu prowadzi do uzyskania procesu stacjonarnego. Hipoteza o występowaniu pierwiastka jednostkowego oraz sezonowego nie jest również odrzucana przez test Akdi-Dickey (tabela 3J). Przebiegi funkcji ACF i PACF wskazują na występowanie regularnej, wyraźnej sezonowości (wykres 3J), wobec czego szereg poddano różnicowaniu sezonowemu (wykres 4J).

Dla danych wyrównanych sezonowo wyniki testów HF (tabela 4J) oraz Akdi-Dickey (tabela 5J) wskazują, że szeregi te nie zawierają pierwiastków sezonowych. Na wykresach funkcji ACF i PACF również nie zaobserwowano sezonowych opóźnień wykraczających poza przedział ufności (wykresy 5J i 6J).

Na wykresie 7J zamieszczono funkcje gęstości widmowych danych surowych i wyrównanych sezonowo obiema metodami. Na podstawie wykresu widma można przypuszczać, że w szeregu surowym występuje sezonowość o częstotliwości półrocznej, trzykrotnej w roku i kwartalnej. Porównanie widm otrzymanych po wyrównaniu szeregu metodami X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS wskazuje, że w obu przypadkach efekty sezonowe i kalendarzowe zostały usunięte.

Wykres 1J. Depozyty bieżące instytucji samorządowych – szereg pierwszych różnic

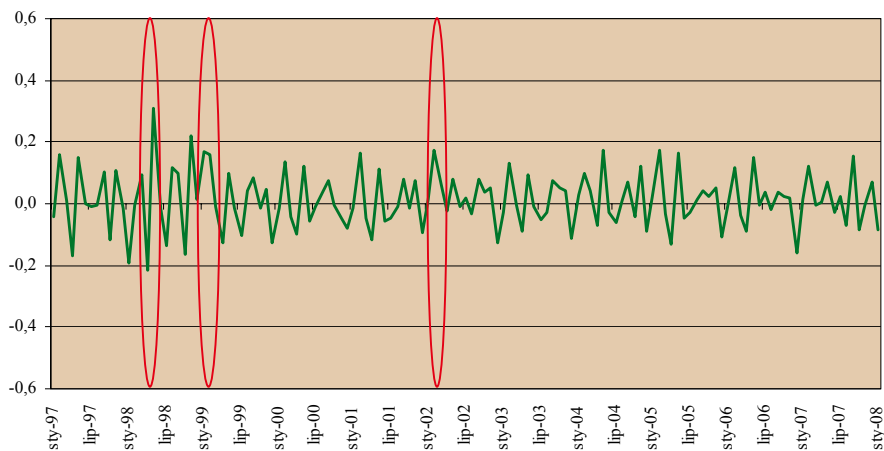


Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1J. Depozyty bieżące instytucji samorządowych – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-1032,91	2075,81	2090,23
Logarytmiczna	-1025,36	2060,72	2075,13

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 2J. Depozyty bieżące instytucji samorządowych – pierwsze różnice szeregu zlogarytmowanego

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2J. Depozyty bieżące instytucji samorządowych – testy pierwiastka jednostkowego

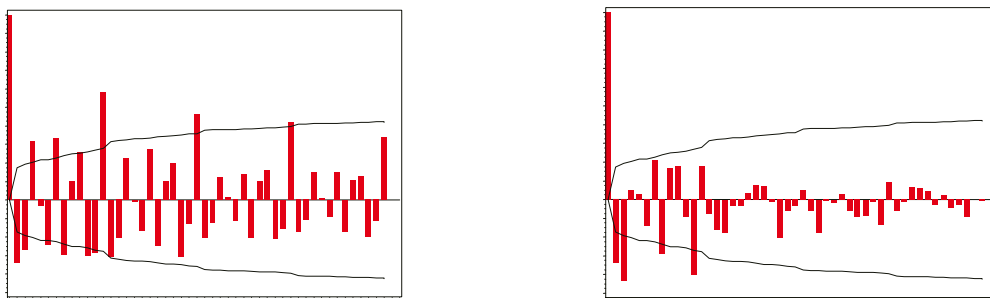
Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	HF
Ze stałą	-0,50	1,41	-1,01	-1,43	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-3,41	0,03	-16,71	-	12,31

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3J. Depozyty bieżące instytucji samorządowych – test Akdi-Dickey

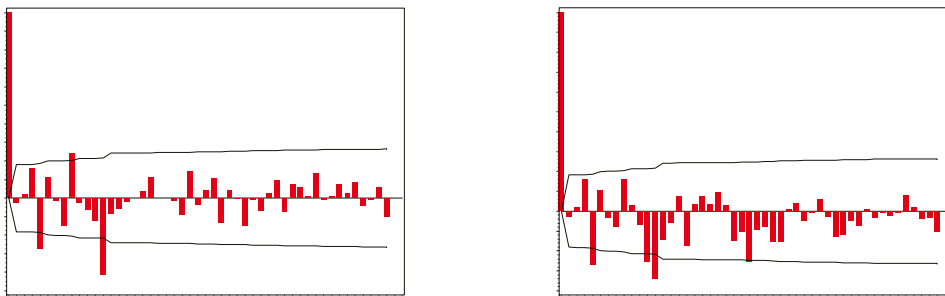
Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	19,403	0,009	4,944	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	0,000	0,008	0,000	0,368	0,178	0,035	I(0)
Δy	12	0,120	0,051	0,739	0,373	0,186	0,036	SI(1)
$\Delta\Delta_{12}y$	12	0,000	0,017	0,008	0,373	0,186	0,036	SI(0)

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 3J. Depozyty bieżące instytucji samorządowych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic dla szeregu zlogarytmowanego

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4J. Depozyty bieżące instytucji samorządowych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic i różnicowania sezonowego dla szeregu zlogarytmowanego



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4J. Depozyty bieżące instytucji samorządowych (szereg wyrównany sezonowo) – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	Metoda	ADF	KPSS	PP	HF(12)
Ze stałą	TRAMO/SEATS	-0,55	1,41	-0,47	-
	X-12-ARIMA	-0,48	1,41	-0,29	-
Ze stałą i trendem	TRAMO/SEATS	-3,31	0,05	-3,23	-
	X-12-ARIMA	-3,55	0,05	-3,44	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	TRAMO/SEATS	-13,20	0,03	-13,28	35,42
	X-12-ARIMA	-13,07	0,04	-13,28	28,25

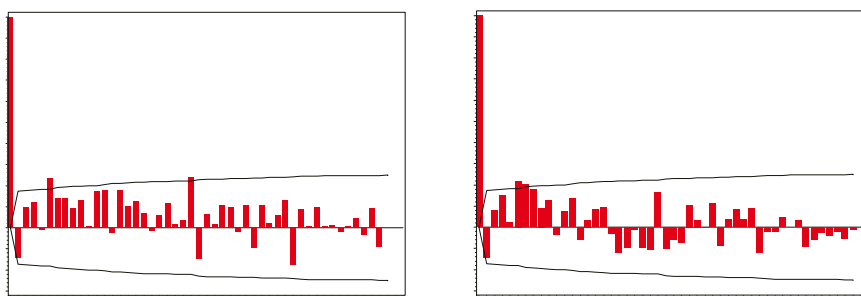
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5J. Depozyty bieżące instytucji samorządowych (szereg wyrównany sezonowo) – testy Akdi-Dickey

Metoda	Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
						10%	5%	1%	
TRAMO/SEATS	y	1	19,401	0,003	15,856	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,000	0,002	0,000	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,001	0,002	0,093	0,373	0,186	0,036	SI(0)
X-12-ARIMA	y	1	19,384	0,003	13,812	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,000	0,003	0,000	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,001	0,001	0,157	0,373	0,186	0,036	SI(0)

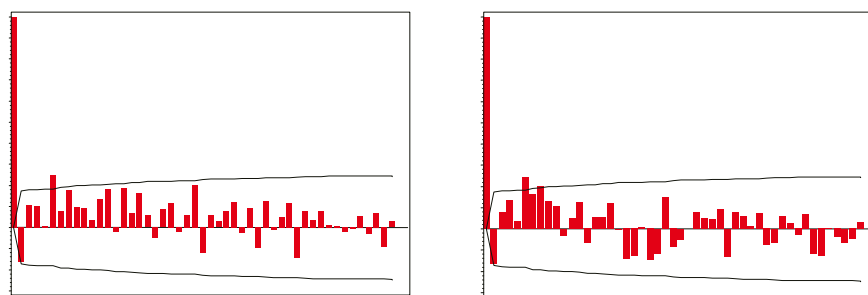
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 5J. Depozyty bieżące instytucji samorządowych (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda TRAMO/SEATS)



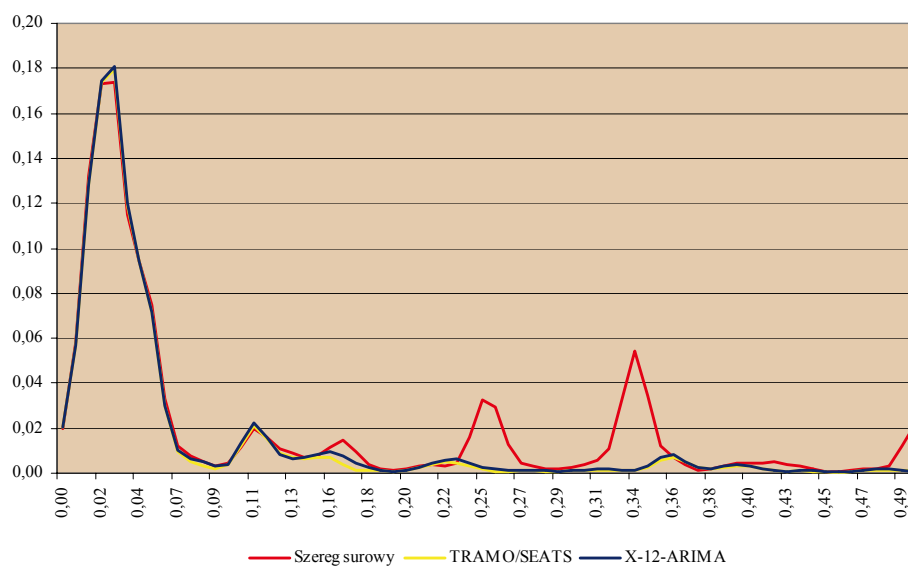
Źródło: opracowanie własne.

Wykres 6J. Depozyty bieżące instytucji samorządowych (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda X-12-ARIMA)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 7J. Depozyty bieżące instytucji samorządowych (szereg wyrównany sezonowo) – gęstość widmowa



Źródło: opracowanie własne.

A.11. Depozyty bieżące funduszy ubezpieczeń społecznych

Na podstawie analizy badanego szeregu zidentyfikowano potencjalne obserwacje nietypowe, które zaznaczono na wykresie 1K. W celu wyeliminowania zmieniającej się w czasie wariancji przed różnicowaniem zastosowano logarytmowanie szeregu, którego zasadność potwierdza wynik testu zamieszczonego w tabeli 1K. Wyniki testów ADF i PP zamieszczone w tabeli 2K wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest trendostacjonarny na poziomie istotności 5% oraz 10%. Burke (1994)¹¹⁴ sugeruje w testach pierwiastka jednostkowego przyjmowanie 10% poziomu istotności. Wynik testu HF wskazuje na odrzucenie hipotezy zerowej o tym, że różnicowane jednokrotne oraz sezonowe szeregi prowadzi do uzyskania procesu stacjonarnego. Na podstawie wyniku testu DHF można wywnioskować, że sezonowe różnicowanie szeregu jest bezzasadne. Jednakże powszechnie stosowane testy istnienia integracji całkowitej (I(0), I(1)) mają generalnie niską moc. Natomiast analizy bazujące na funkcji gęstości widmowej oraz periodogramie, takie jak test Akdi-Dickey, testujące hipotezę o występowaniu pierwiastka jednostkowego wskazują, że szereg jest niestacjonarny oraz występuje w nim sezonowość. Przebiegi funkcji ACF i PACF również wskazują na występowanie regularnej, wyraźnej sezonowości (wykres 3K), wobec czego szereg poddano różnicowaniu sezonowemu (wykres 4K).

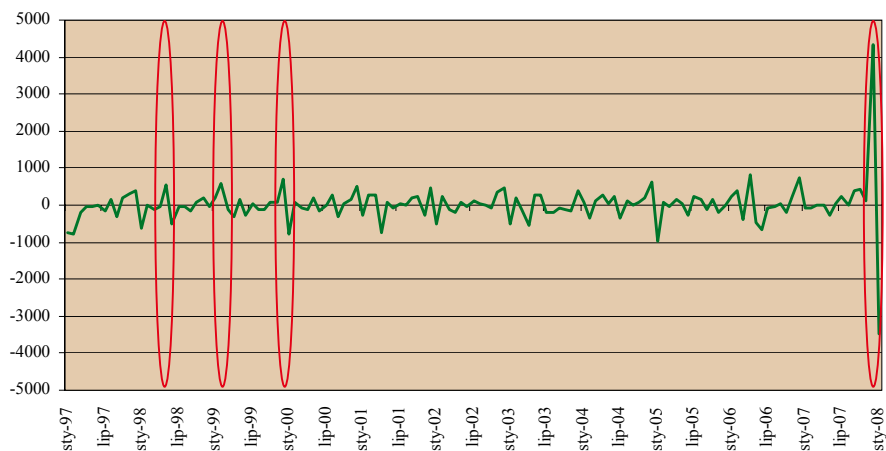
Ze względu na niejednoznaczne wyniki testów przedstawionych w tabelach 2K i 3K wykonano test HEGY (tabela 4K). Dla częstości ω równej 0 wynik każdego z wariantu testu (tabela 4K) wskazuje na brak podstaw do odrzucenia $H_0: \pi_1 = 0$, co oznacza, że y_t ma pierwiastek jednostkowy równy 1. Następnie zastosowano test Osborna (tabela 5K), którego każdy z wariantów potwierdza brak podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że π_1 oraz π_2 są równe zero, czyli że filtr $\Delta_1 \Delta_{12} y_t$ jest odpowiedni dla uzyskania stacjonarności szeregu.

Dla danych wyrównanych sezonowo wyniki testów HF (tabela 6K) oraz Akdi-Dickey (tabela 7K) wskazują, że szeregi te nie zawierają pierwiastków sezonowych. Na wykresach funkcji ACF i PACF również nie zaobserwowano sezonowych opóźnień wykraczających poza przedział ufności (wykresy 5K i 6K).

Na wykresie 7K zamieszczono funkcje gęstości widmowych danych surowych i wyrównanych sezonowo obiema metodami. Na podstawie wykresu widma można przypuszczać, że w szeregu surowym występuje sezonowość o częstotliwości rocznej, półrocznej, pięcio- i sześciokrotnej w roku. Porównanie widm otrzymanych po wyrównaniu szeregu metodami X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS wskazuje, że w obu przypadkach efekty sezonowe i kalendarzowe zostały usunięte.

¹¹⁴ Burke (1994): *Confirmatory Data Analysis: The Joint Application of Stationarity and Unit Root Tests*.

Wykres 1K. Depozyty bieżące funduszy ubezpieczeń społecznych – szereg pierwszych różnic



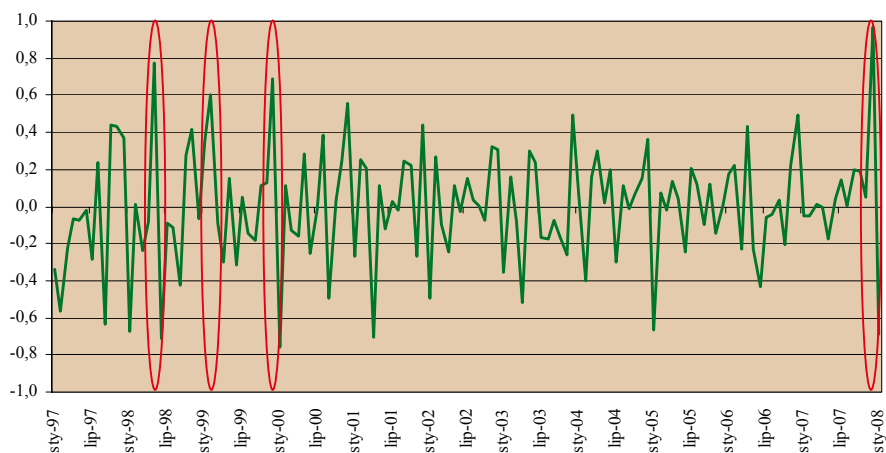
Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1K. Depozyty bieżące funduszy ubezpieczeń społecznych – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-930,88	1871,76	1885,74
Logarytmiczna	-881,16	1772,31	1786,29

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 2K. Depozyty bieżące funduszy ubezpieczeń społecznych – pierwsze różnice szeregu zlogarytmowanego.



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2K. Depozyty bieżące funduszy ubezpieczeń społecznych – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	HF
Ze stałą	-0,76	1,19	-3,51	-4,04	-
Ze stałą i trendem	-4,21	0,15	-6,47	-8,29	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-14,85	0,35	-17,43	-	22,14

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3K. Depozyty bieżące funduszy ubezpieczeń społecznych – test HEGY dla $\Delta_{12}Y_t$

Hipoteza zerowa	Statystyka testowa	Wartości krytyczne		
		1%	5%	10%
k=2, bez stałej, bez zmiennych sezonowych, bez trendu				
$\pi_1 = 0$	2,2798	-2,51	-1,93	-1,59
$\pi_2 = 0$	-2,4011	-2,53	-1,94	-1,60
$\pi_3 = \pi_4 = 0$	5,2778	4,74	3,07	2,36
$\pi_5 = \pi_6 = 0$	4,0720	4,61	3,06	2,38
$\pi_7 = \pi_8 = 0$	3,9764	4,69	3,10	2,40
$\pi_9 = \pi_{10} = 0$	5,7414	4,75	3,11	2,35
$\pi_{11} = \pi_{12} = 0$	7,4190	4,65	3,11	2,41
$\pi_1 = \dots = \pi_{12} = 0$	6,0908	2,37	1,90	1,66
$\pi_2 = \dots = \pi_{12} = 0$	6,2767	2,34	1,88	1,65
k=1, ze stałą, bez zmiennych sezonowych, bez trendu				
$\pi_1 = 0$	2,4565	-3,4	-2,82	-2,52
$\pi_2 = 0$	-2,1869	-2,54	-1,94	-1,6
$\pi_3 = \pi_4 = 0$	3,8779	4,72	3,07	2,36
$\pi_5 = \pi_6 = 0$	5,3270	4,63	3,05	2,38
$\pi_7 = \pi_8 = 0$	5,1752	4,7	3,09	2,39
$\pi_9 = \pi_{10} = 0$	6,1953	4,73	3,09	2,34
$\pi_{11} = \pi_{12} = 0$	8,2669	4,65	3,1	2,4
$\pi_1 = \dots = \pi_{12} = 0$	5,6170	2,36	1,89	1,66
$\pi_2 = \dots = \pi_{12} = 0$	6,1274	2,56	2,07	1,84
k=1, ze stałą, bez zmiennych sezonowych, z trendem				
$\pi_1 = 0$	-2,1121	-3,93	-3,37	-3,09
$\pi_2 = 0$	-2,2290	-2,54	-1,94	-1,59
$\pi_3 = \pi_4 = 0$	4,0756	4,71	3,05	2,35
$\pi_5 = \pi_6 = 0$	5,3703	4,60	3,05	2,38
$\pi_7 = \pi_8 = 0$	5,9893	4,69	3,08	2,39
$\pi_9 = \pi_{10} = 0$	6,3702	4,73	3,08	2,34
$\pi_{11} = \pi_{12} = 0$	10,4481	4,65	3,09	2,39
$\pi_1 = \dots = \pi_{12} = 0$	7,9235	2,36	1,88	1,66
$\pi_2 = \dots = \pi_{12} = 0$	6,8183	2,75	2,30	2,07
k=2, ze stałą, ze zmiennymi sezonowymi, bez trendu				
$\pi_1 = 0$	-0,3692	-3,40	-2,81	-3,51
$\pi_2 = 0$	-0,5909	-3,34	-2,81	-2,51
$\pi_3 = \pi_4 = 0$	2,7567	8,40	6,35	5,45
$\pi_5 = \pi_6 = 0$	2,8626	8,58	6,48	5,46
$\pi_7 = \pi_8 = 0$	4,0531	8,39	6,33	5,32
$\pi_9 = \pi_{10} = 0$	5,3495	8,56	6,41	5,46
$\pi_{11} = \pi_{12} = 0$	9,5556	8,76	6,47	5,36
$\pi_1 = \dots = \pi_{12} = 0$	10,2228	5,17	4,44	4,08
$\pi_2 = \dots = \pi_{12} = 0$	11,1499	5,05	4,37	4,04
k=2, ze stałą, ze zmiennymi sezonowymi, z trendem				
$\pi_1 = 0$	3,6379	-3,91	-3,35	-3,08
$\pi_2 = 0$	3,4580	-3,34	-2,81	-2,51
$\pi_3 = \pi_4 = 0$	6,2818	8,38	6,35	5,45
$\pi_5 = \pi_6 = 0$	18,2212	8,55	6,48	5,46
$\pi_7 = \pi_8 = 0$	7,8376	8,39	6,30	5,33
$\pi_9 = \pi_{10} = 0$	11,9520	8,50	6,40	5,47

Hipoteza zerowa	Statystyka testowa	Wartości krytyczne		
		1%	5%	10%
$\pi_{11} = \pi_{12} = 0$	11,5490	8,75	6,46	5,36
$\pi_1 = \dots = \pi_{12} = 0$	25,4053	5,15	4,44	4,07
$\pi_2 = \dots = \pi_{12} = 0$	25,9284	5,34	4,58	4,26

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 4K. Depozyty bieżące funduszy ubezpieczeń społecznych – test Osborna dla $\Delta_1 \Delta_{12} y_t$

Hipoteza zerowa	Statystyka testowa	Wartości krytyczne		
		1%	5%	10%
k=1, bez zmiennych sezonowych, bez trendu				
$\pi_1 = 0$	1,59	-2,72	-2,10	-1,74
$\pi_2 = 0$	-4,26	-6,38	-5,67	-5,30
$\pi_1 = \pi_2 = 0$	9,24	22,82	18,16	16,01
k=1, bez zmiennych sezonowych, z trendem				
$\pi_1 = 0$	1,60	-3,47	-2,82	-1,49
$\pi_2 = 0$	-4,27	-6,37	-5,67	-5,30
$\pi_1 = \pi_2 = 0$	9,30	24,04	19,57	17,31
k=1, ze zmiennymi sezonowymi, z trendem				
$\pi_1 = 0$	1,22	-2,85	-2,11	-1,71
$\pi_2 = 0$	-5,54	-8,74	-8,04	-7,67
$\pi_1 = \pi_2 = 0$	15,53	42,24	35,93	32,73

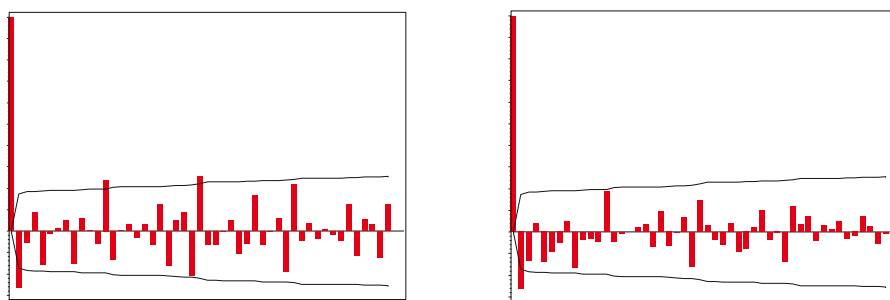
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5K. Depozyty bieżące funduszy ubezpieczeń społecznych – test Akdi-Dickey

Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\sigma}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	9,563	0,093	0,226	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	0,011	0,091	0,0002	0,368	0,178	0,035	I(0)
y	12	1,394	0,180	2,424	0,373	0,186	0,036	SI(1)
Δy	12	0,417	0,087	1,499	0,373	0,186	0,036	SI(1)
$\Delta \Delta_{12} y$	12	0,031	0,099	0,116	0,373	0,186	0,036	SI(0)

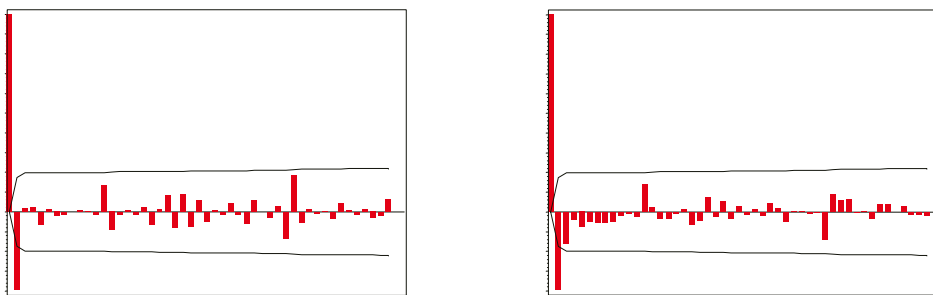
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 3K. Depozyty bieżące funduszy ubezpieczeń społecznych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic dla szeregu zlogarytmowanego



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4K. Depozyty bieżące funduszy ubezpieczeń społecznych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic i różnicowania sezonowego dla szeregu zlogarytmowanego



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 6K. Depozyty bieżące funduszy ubezpieczeń społecznych (szereg wyrównany sezonowo) – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	Metoda	ADF	KPSS	PP	HF(12)
Ze stałą	TRAMO/SEATS	-2,61	1,15	-2,37	-
	X-12-ARIMA	-2,78	1,14	-2,78	-
Ze stałą i trendem	TRAMO/SEATS	-5,42	0,12	-5,25	-
	X-12-ARIMA	-5,43	0,12	-5,22	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	TRAMO/SEATS	-15,75	0,35	-15,75	52,04
	X-12-ARIMA	-14,88	0,34	-16,45	47,62

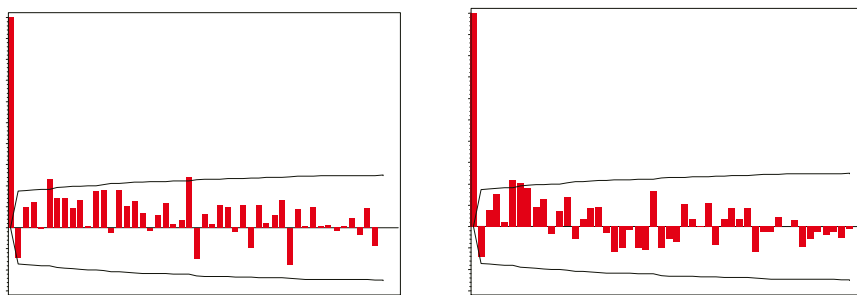
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 7K. Depozyty bieżące funduszy ubezpieczeń społecznych (szereg wyrównany sezonowo) – test Akdi-Dickey

Metoda	Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
						10%	5%	1%	
TRAMO/SEATS	y	1	19,401	0,003	15,856	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,000	0,002	0,000	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,001	0,002	0,09	0,373	0,186	0,036	SI(0)
X-12-ARIMA	y	1	19,384	0,003	13,812	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,000	0,003	0,000	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,0015	0,001	0,160	0,373	0,186	0,036	SI(0)

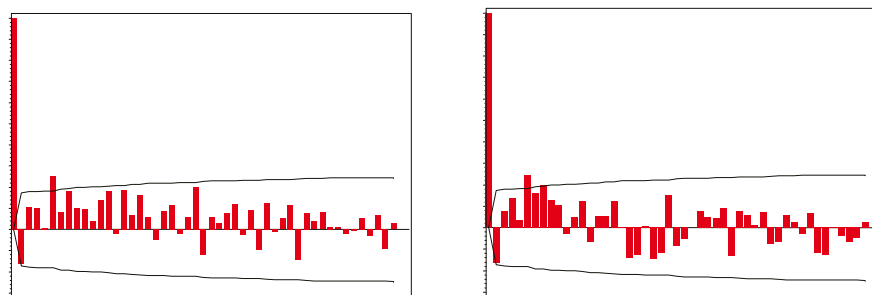
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 5K. Depozyty bieżące funduszy ubezpieczeń społecznych (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda TRAMO/SEATS)



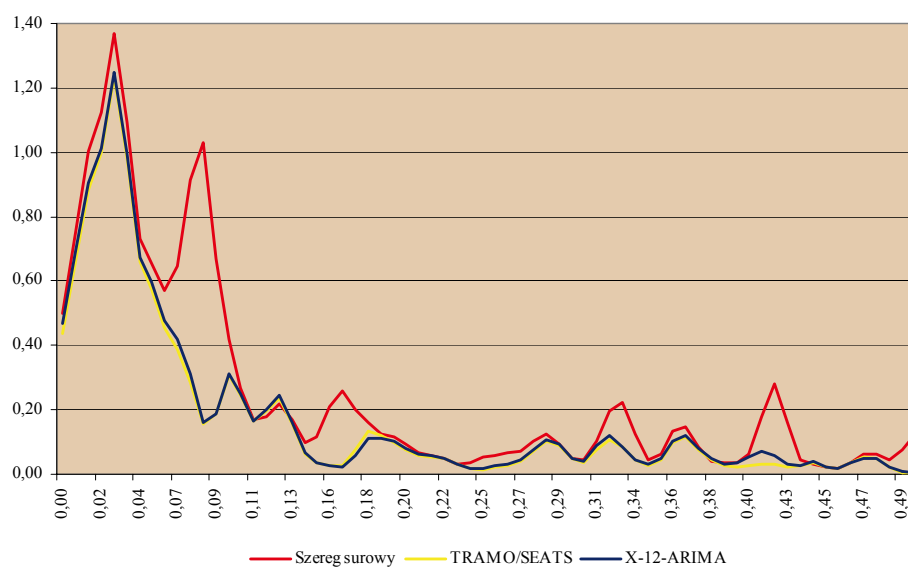
Źródło: opracowanie własne.

Wykres 6K. Depozyty bieżące funduszy ubezpieczeń społecznych (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda X-12-ARIMA)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 7K. Depozyty bieżące funduszy ubezpieczeń społecznych – gęstość widmowa



Źródło: opracowanie własne.

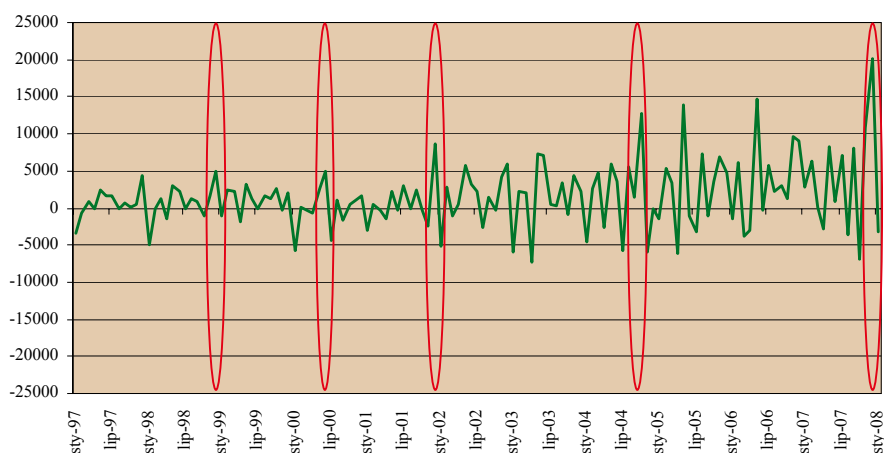
A.12. Depozyty bieżące ogółem

Na podstawie analizy badanego szeregu zidentyfikowano potencjalne obserwacje nietypowe, które zaznaczono na wykresie 1L. W celu wyeliminowania zmieniającej się w czasie wariancji przed różnicowaniem zastosowano logarytmowanie szeregu, którego zasadność potwierdza wynik testu zamieszczonego w tabeli 2L. Wyniki testów zebrane w tabeli 3L wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego na poziomie istotności 5%. Wynik testu HF wskazuje, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o tym, że różnicowane jednokrotne oraz sezonowe szeregi prowadzi do uzyskania procesu stacjonarnego. Hipoteza o występowaniu pierwiastka jednostkowego oraz sezonowego nie jest również odrzucana przez test Akdi-Dickey (tabela 4L). Przebieg funkcji ACF i PACF wskazują na występowanie regularnej, wyraźnej sezonowości (wykres 3L), wobec czego szereg poddano różnicowaniu sezonowemu (wykres 4L).

Dla danych wyrównanych sezonowo wyniki testów HF (tabela 5L) oraz Akdi-Dickey (tabela 6L) wskazują, że szeregi te nie zawierają pierwiastków sezonowych. Na wykresach funkcji ACF i PACF również nie zaobserwowano sezonowych opóźnień wykraczających poza przedział ufności (wykresy 5L i 6L).

Na wykresie 7L zamieszczono funkcje gęstości widmowych danych surowych i wyrównanych sezonowo obiema metodami. Na podstawie wykresu widma można przypuszczać, że w szeregu surowym występuje sezonowość o częstotliwości rocznej, półrocznej i kwartalnej. Porównanie widm otrzymanych po wyrównaniu szeregu metodami X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS wskazuje, że w obu przypadkach efekty sezonowe i kalendarzowe zostały usunięte.

Wykres 1L. Depozyty bieżące ogółem – szereg pierwszych różnic



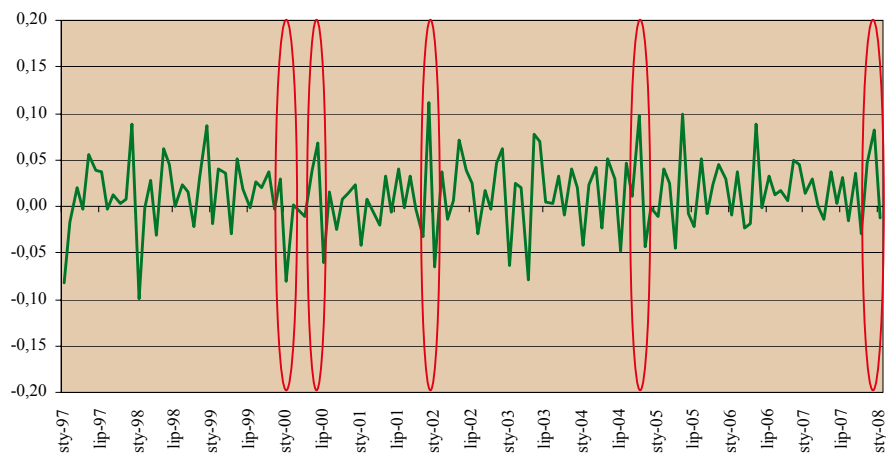
Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1L Depozyty bieżące ogółem – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-1166,09	2342,18	2356,16
Logarytmiczna	-1162,54	2335,07	2349,05

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 2L. Depozyty bieżące ogółem – pierwsze różnice szeregu logarytmowanego



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2L. Depozyty bieżące ogółem – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	HF
Ze stałą	0,95	1,41	3,51	0,53	-
Ze stałą i trendem	-0,98	0,26	-2,47	-3,77	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-11,66	0,50	-18,26	-	12,36

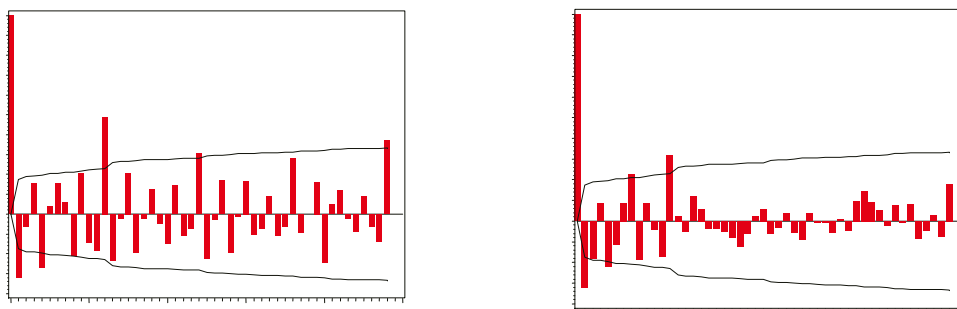
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3L. Depozyty bieżące ogółem – test Akai-Dickey

Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	18,736	0,002	18,009	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	0,001	0,001	0,002	0,368	0,178	0,035	I(0)
Δy	12	0,004	0,001	1,228	0,373	0,186	0,036	SI(1)
$\Delta\Delta_{12}y$	12	0,000	0,001	0,049	0,373	0,186	0,036	SI(0)

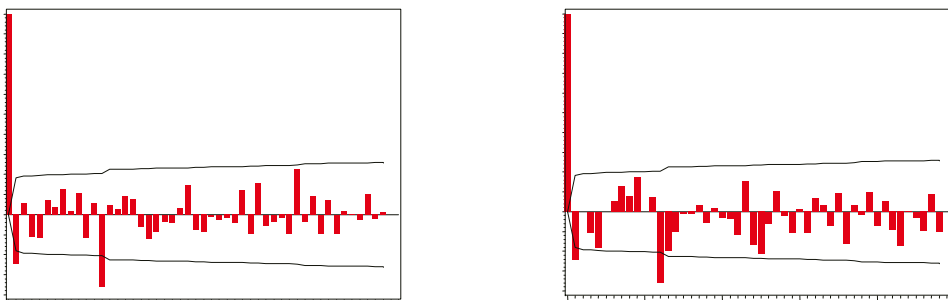
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 3L. Depozyty bieżące ogółem – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic zlogarytmowanego szeregu



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4L. Depozyty bieżące ogółem – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic i różnicowania sezonowego zlogarytmowanego szeregu



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4L. Depozyty bieżące ogółem (szereg wyrównany sezonowo) – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	Metoda	ADF	KPSS	PP	HF(12)
Ze stałą	TRAMO/SEATS	1,33	1,42	1,51	-
	X-12-ARIMA	1,26	1,41	1,52	-
Ze stałą i trendem	TRAMO/SEATS	-0,78	0,30	-1,21	-
	X-12-ARIMA	-0,85	0,26	-1,34	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	TRAMO/SEATS	-15,08	0,27	-14,96	34,95
	X-12-ARIMA	-15,29	0,26	-15,15	33,42

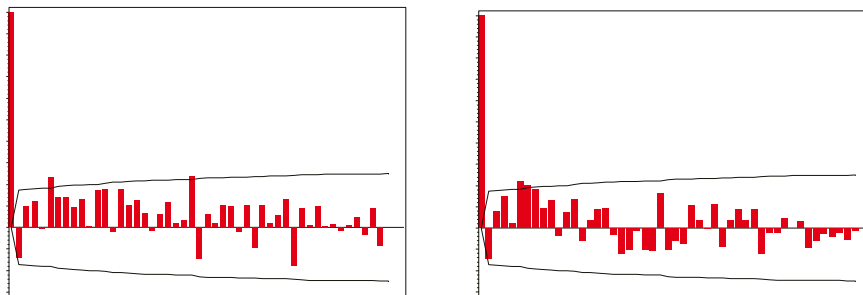
Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 5L. Depozyty bieżące ogółem (szereg wyrównany sezonowo) – test Akdi-Dickey

Metoda	Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
						10%	5%	1%	
TRAMO/SEATS	y	1	18,735	0,002	25,537	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,001	0,001	0,006	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,000	0,001	0,014	0,373	0,186	0,036	SI(0)
X-12-ARIMA	y	1	18,731	0,002	25,220	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,001	0,001	0,005	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,000	0,000	0,166	0,373	0,186	0,036	SI(0)

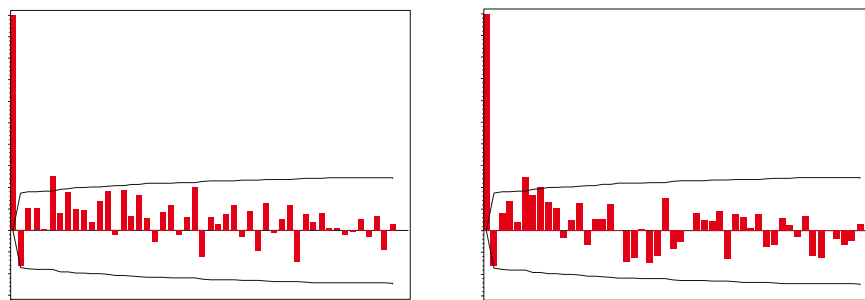
Źródło: Obliczenia własne.

Wykres 5L. Depozyty bieżące ogółem (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda TRAMO/SEATS)



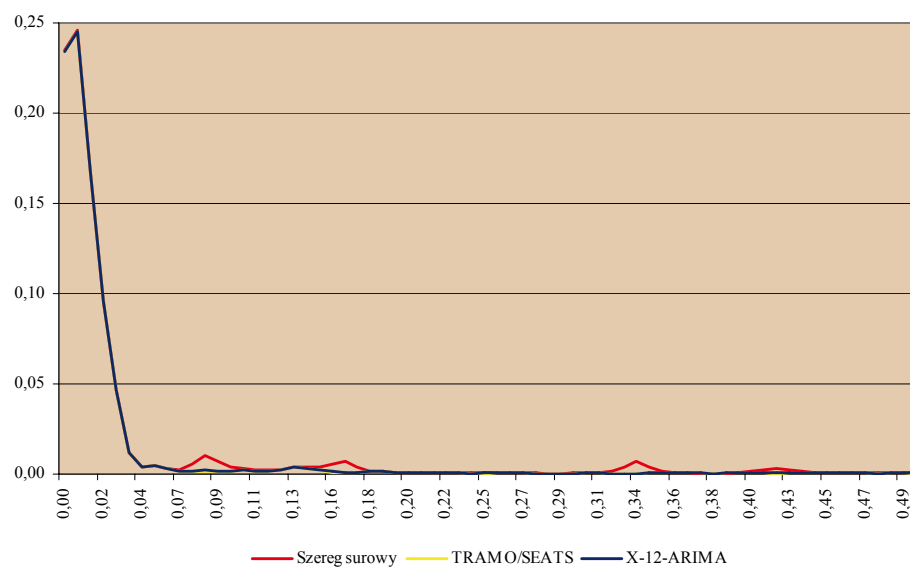
Źródło: opracowanie własne.

Wykres 6L. Depozyty bieżące ogółem (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda X-12-ARIMA)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 7L. Depozyty bieżące ogółem – gęstość widmowa



Źródło: opracowanie własne.

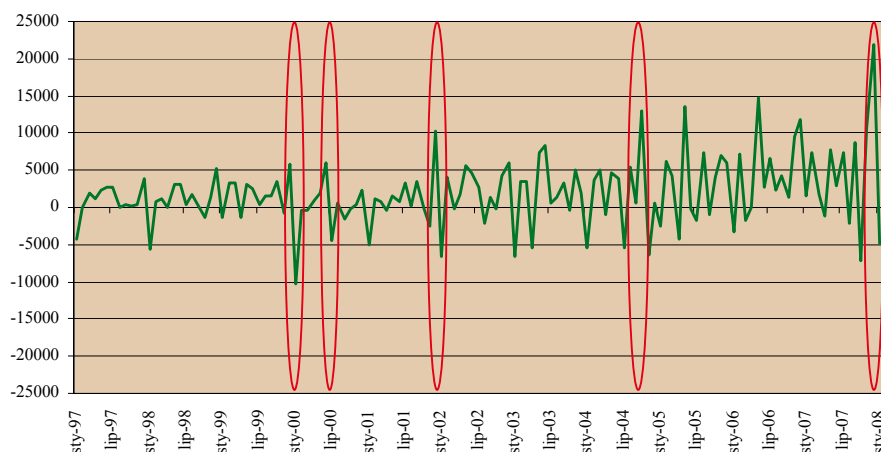
A.13. Podaż pieniądza M1

Na podstawie analizy badanego szeregu zidentyfikowano potencjalne obserwacje nietypowe, które zaznaczono na wykresie 1M. W celu wyeliminowania zmieniającej się w czasie wariancji przed różnicowaniem zastosowano logarytmowanie szeregu, którego zasadność potwierdza wynik testu zamieszczonego w tabeli 1M. Wyniki testów zebrane w tabeli 2M wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego na poziomie istotności 5%. Wynik testu HF wskazuje, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, o tym, że różnicowane jednokrotne oraz sezonowe szeregi prowadzi do uzyskania procesu stacjonarnego. Hipoteza o występowaniu pierwiastka jednostkowego oraz sezonowego nie jest również odrzucana przez test Akdi-Dickey (tabela 3M). Przebiegi funkcji ACF i PACF wskazują na występowanie regularnej, wyraźnej sezonowości (wykres 3M), wobec czego szereg poddano różnicowaniu sezonowemu (wykres 4M).

Dla danych wyrównanych sezonowo wyniki testów HF (tabela 4M) oraz Akdi-Dickey (tabela 5M) wskazują, że szeregi te nie zawierają pierwiastków sezonowych. Na wykresach funkcji ACF i PACF również nie zaobserwowano sezonowych opóźnień wykraczających poza przedział ufności (wykresy 5M i 6M).

Na wykresie 7M zamieszczono funkcje gęstości widmowych danych surowych i wyrównanych sezonowo obiema metodami. Na podstawie wykresu widma można przypuszczać, że w szeregu surowym występuje sezonowość o częstotliwości rocznej, półrocznej i kwartalnej. Porównanie widm otrzymanych po wyrównaniu szeregu metodami X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS wskazuje, że w obu przypadkach efekty sezonowe i kalendarzowe zostały usunięte.

Wykres 1M. Podaż pieniądza M1 – szereg pierwszych różnic



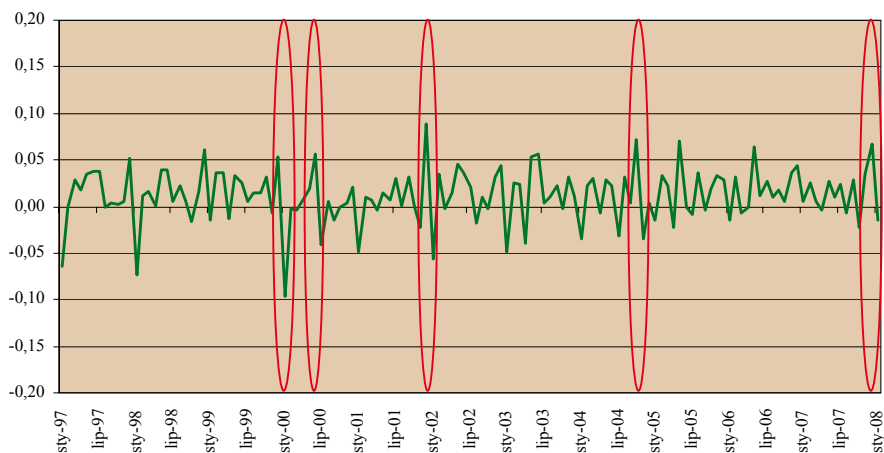
Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1M. Podaż pieniądza M1 – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-1174,87	2359,74	2373,72
Logarytmiczna	-1174,13	2358,27	2372,24

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 2M. Podaż pieniądza M1 – pierwsze różnice szeregu logarytmowanego



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2M. Podaż pieniądza M1 – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	HF
Ze stałą	0,85	1,41	1,62	0,70	-
Ze stałą i trendem	-1,82	0,26	-1,82	-3,47	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-16,10	0,27	-16,62	-	13,63

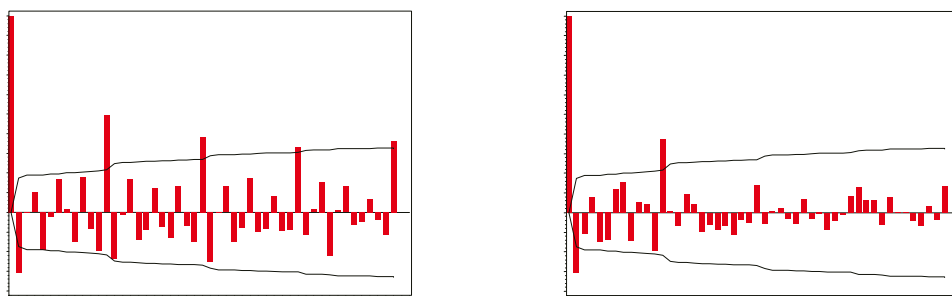
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3M. Podaż pieniądza M1 – test Akdi-Dickey

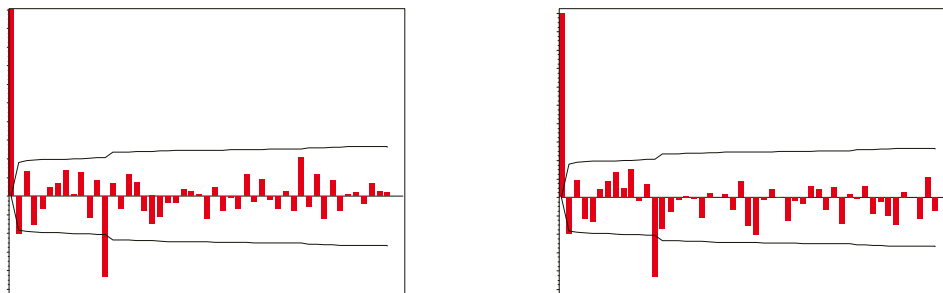
Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	14,863	0,002	20,935	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	0,001	0,001	0,003	0,368	0,178	0,035	I(0)
Δy	12	0,003	0,001	1,614	0,373	0,186	0,036	SI(1)
$\Delta\Delta_{12}y$	12	0,000	0,003	0,090	0,373	0,186	0,036	SI(0)

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 3M. Podaż pieniądza M1 – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic zlogarytmowanego szeregu



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4M. Podaż pieniądza M1 – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic i różnicowania sezonowego zlogarytmowanego szeregu

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4M. Podaż pieniądza M1 (szereg wyrównany sezonowo) – testy pierwiastka jednostkowego

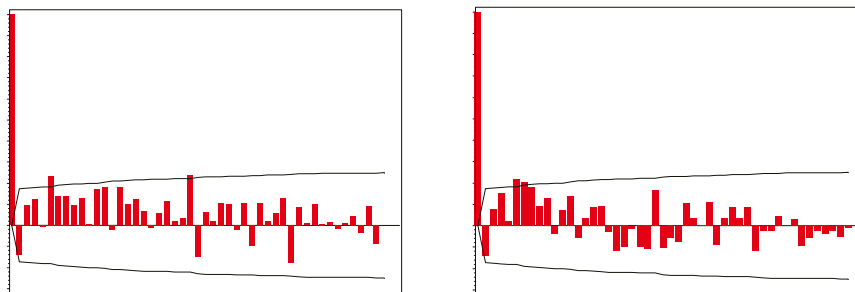
Wersja testu	Metoda	ADF	KPSS	PP	HF(12)
Ze stałą	TRAMO/SEATS	1,53	1,41	1,42	-
	X-12-ARIMA	1,39	1,41	1,26	-
Ze stałą i trendem	TRAMO/SEATS	-0,40	0,27	-0,59	-
	X-12-ARIMA	-0,49	0,28	-0,71	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	TRAMO/SEATS	-14,34	0,37	-14,32	39,87
	X-12-ARIMA	-14,54	0,09	-14,55	37,74

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5M. Podaż pieniądza M1 (szereg wyrównany sezonowo) – test Akdi-Dickey

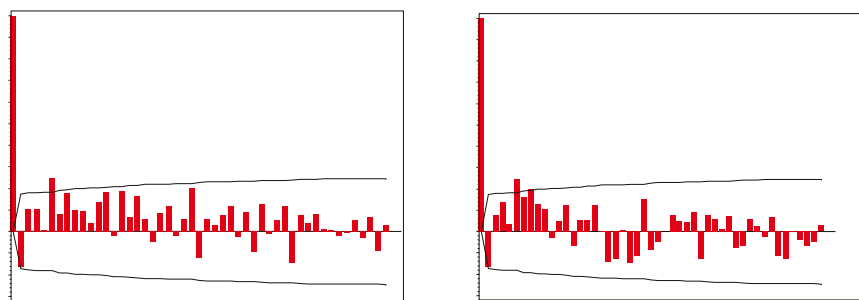
Metoda	Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
						10%	5%	1%	
TRAMO/SEATS	y	1	0,105	0,000	28,072	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,000	0,000	0,000	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,000	0,000	0,008	0,373	0,186	0,036	SI(0)
X-12-ARIMA	y	1	0,105	0,000	27,472	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,000	0,000	0,007	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,000	0,000	0,091	0,373	0,186	0,036	SI(0)

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 5M. Podaż pieniądza M1 (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda TRAMO/SEATS)

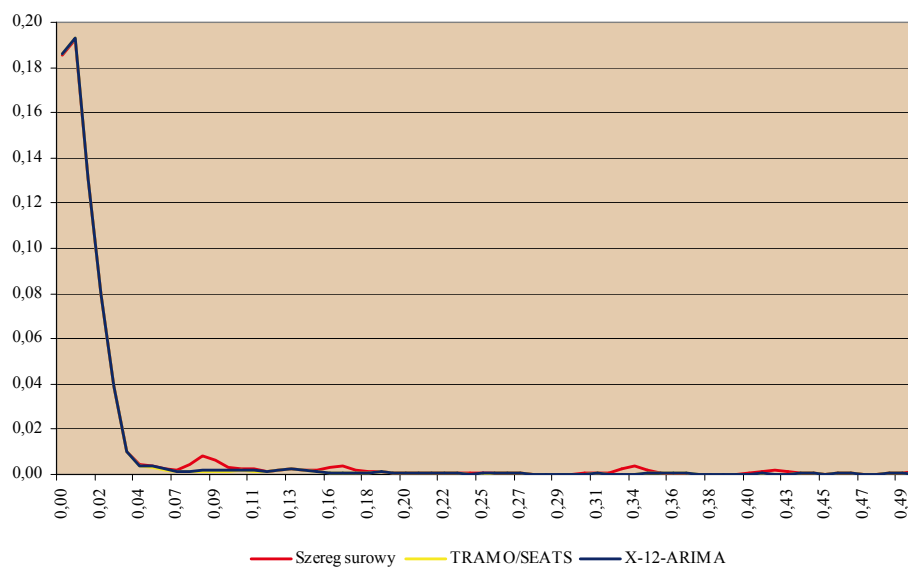
Źródło: opracowanie własne.

Wykres 6M. Podaż pieniądza M1 (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda X-12-ARIMA)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 7M. Podaż pieniądza M1 – gęstość widmowa



Źródło: opracowanie własne.

A.14. Depozyty terminowe osób prywatnych

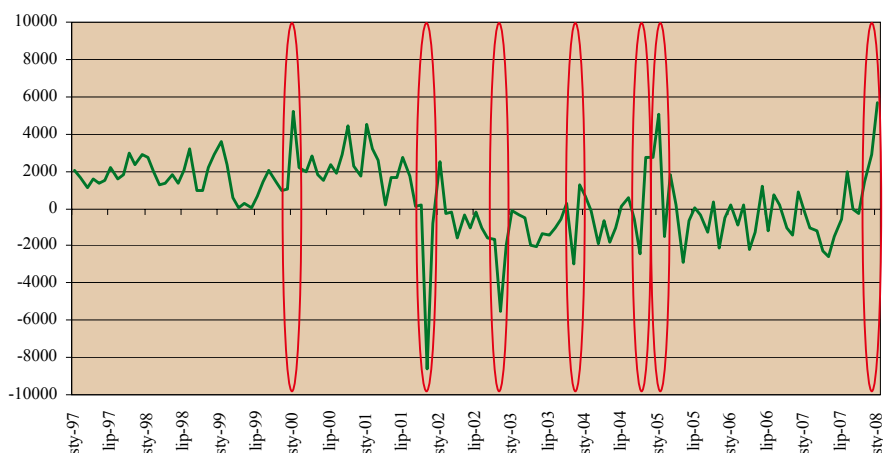
Na podstawie analizy badanego szeregu zidentyfikowano potencjalne obserwacje nietypowe, które zaznaczono na wykresie 1N. W celu wyeliminowania zmieniającej się w czasie wariancji przed różnicowaniem zastosowano logarytmowanie szeregu, którego zasadność potwierdza wynik testu zamieszczonego w tabeli 1N.

Wyniki testów ADF i KPSS zebrane w tabeli 2N wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest niestacjonarny na poziomie istotności 5%. Wynik testu HF wskazuje, że na poziomie istotności 1% nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o tym, że różnicowane jednokrotne oraz sezonowe szeregi prowadzi do uzyskania procesu stacjonarnego. Hipoteza o występowaniu pierwiastka jednostkowego oraz sezonowego nie jest również odrzucana przez test Akdi-Dickey (tabela 3N). Występują istotne sezonowe opóźnienia funkcji ACF i PACF (wykres 3N), wobec czego szereg poddano różnicowaniu sezonowemu (wykres 4N).

Dla danych wyrównanych sezonowo wyniki testów HF (tabela 4N) oraz Akdi-Dickey (tabela 5N) wskazują, że szeregi te nie zawierają pierwiastków sezonowych. Na wykresach funkcji ACF i PACF również nie zaobserwowano sezonowych opóźnień wykraczających poza przedział ufności (wykresy 5N i 6N).

Wykres zestawiający funkcje gęstości spektralnej szeregu wyrównanego sezonowo i oczyszczonego z efektów sezonowych nie został zamieszczony ze względu na niemal dokładne nakładanie się wykresów w przyjętej w publikacji skali. Wskazywał on, że efekty sezonowe zostały z szeregu usunięte.

Wykres 1N. Depozyty terminowe osób prywatnych – szereg pierwszych różnic



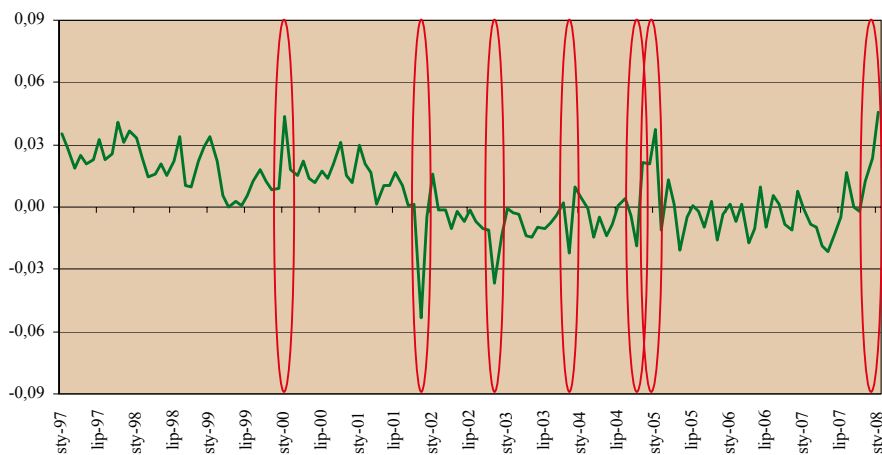
Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1N. Depozyty terminowe osób prywatnych – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-1086,46	2182,92	2196,90
Logarytmiczna	-1080,55	2171,11	2185,08

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 2N. Depozyty terminowe osób prywatnych – pierwsze różnice szeregu logarytmowanego



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3N. Depozyty terminowe osób prywatnych – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	HF
Ze stałą	-2,79	0,65	-4,60	-2,97	-
Ze stałą i trendem	-2,95	0,33	-3,2	-10,35	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-2,97	0,95	-5,13	-	17,96
Na pierwszych różnicach i sezonowych	-4,43	0,22	-6,98	-	-

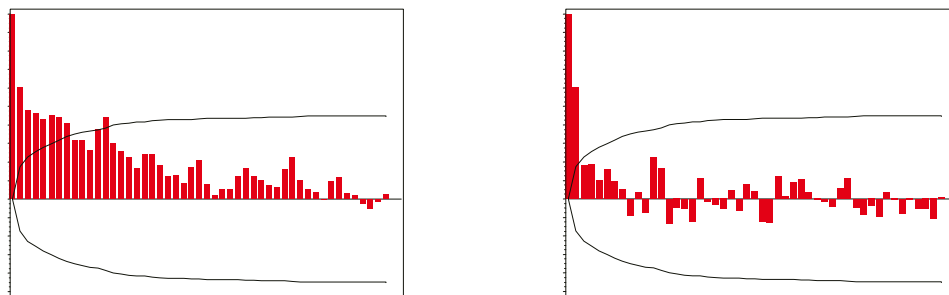
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 4N. Depozyty terminowe osób prywatnych – test Akdi-Dickey

Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	5,003	0,000	34,014	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	0,014	0,000	0,182	0,368	0,178	0,035	I(0)
Δy	12	0,001	0,000	1,539	0,373	0,186	0,036	SI(1)
$\Delta\Delta_{12}y$	12	0,003	0,010	0,129	0,373	0,186	0,036	SI(0)

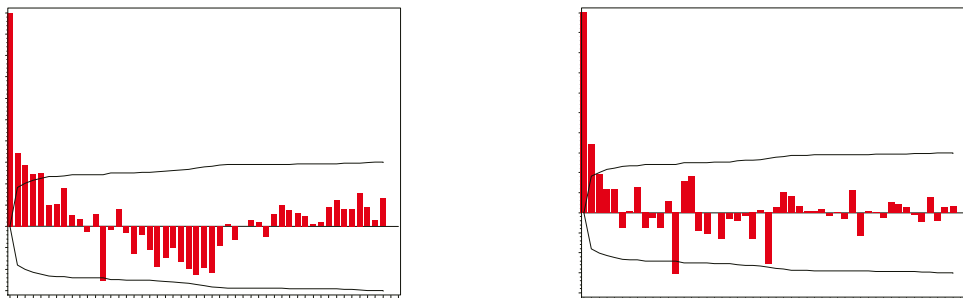
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 3N. Depozyty terminowe osób prywatnych – pierwsze różnice szeregu logarytmowanego



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4N. Depozyty terminowe osób prywatnych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic i różnicowania sezonowego zlogarytmowanego szeregu



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 5N. Depozyty terminowe osób prywatnych (szereg wyrównany sezonowo) – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	Metoda	ADF	KPSS	PP	HF(12)
Ze stałą	TRAMO/SEATS	-3,25	0,65	-4,52	-
	X-12-ARIMA	-3,28	0,65	-4,54	-
Ze stałą i trendem	TRAMO/SEATS	-2,95	0,33	-3,10	-
	X-12-ARIMA	-3,00	0,34	-3,11	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	TRAMO/SEATS	-2,38	0,90	-4,74	37,29
	X-12-ARIMA	-2,97	0,90	-4,71	40,31

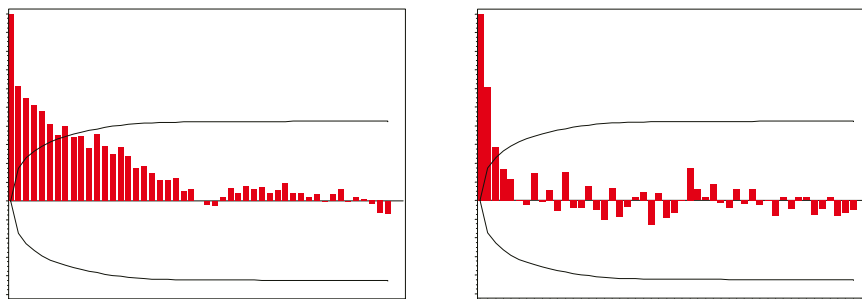
Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 6N. Depozyty terminowe osób prywatnych (szereg wyrównany sezonowo) – test Akdi-Dickey

Metoda	Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
						10%	5%	1%	
TRAMO/SEATS	y	1	5,005	0,000	40,563	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,014	0,000	0,264	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,000	0,000	0,081	0,373	0,186	0,036	SI(0)
X-12-ARIMA	y	1	5,008	0,000	41,042	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,013	0,000	0,268	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,000	0,000	0,089	0,373	0,186	0,036	SI(0)

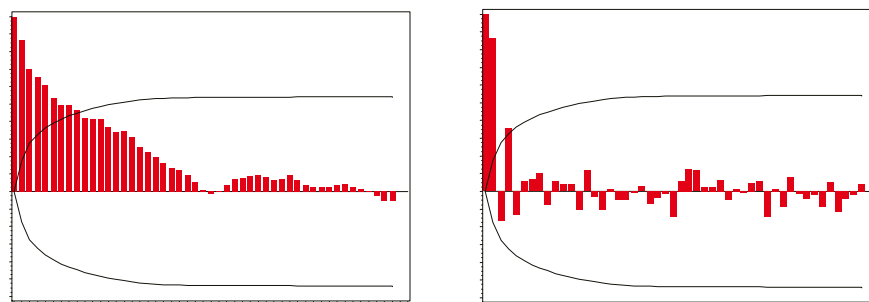
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 5N. Depozyty terminowe osób prywatnych (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda TRAMO/SEATS)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 6N. Depozyty terminowe osób prywatnych (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda X-12-ARIMA)



Źródło: opracowanie własne.

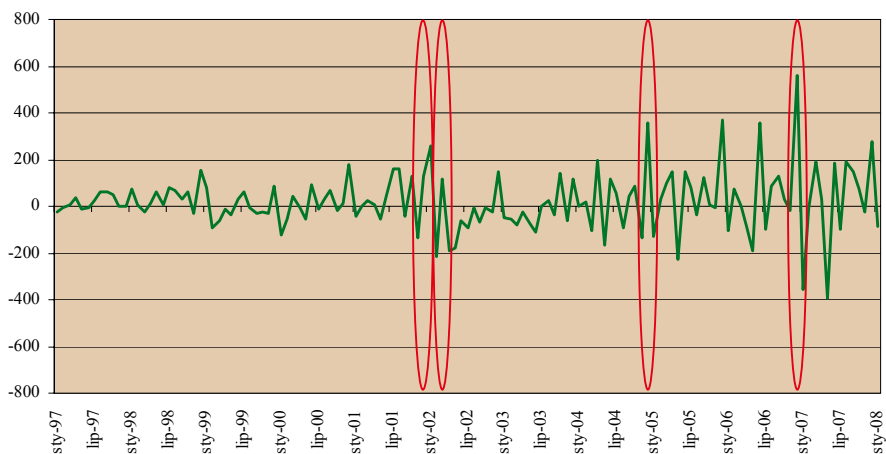
A.15. Depozyty terminowe przedsiębiorców i rolników indywidualnych

Na podstawie analizy badanego szeregu zidentyfikowano potencjalne obserwacje nietypowe, które zaznaczono na wykresie 10. W celu wyeliminowania zmieniającej się w czasie wariancji przed różnicowaniem zastosowano logarytmowanie szeregu, którego zasadność potwierdza wynik testu zamieszczonego w tabeli 10. Wyniki testów zebrane w tabeli 20 wskazują, że na poziomie istotności 5% nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego. Wynik testu HF wskazuje, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o tym, że różnicowane jednokrotne oraz sezonowe szeregu prowadzi do uzyskania procesu stacjonarnego. Hipoteza o występowaniu pierwiastka jednostkowego oraz sezonowego nie jest również odrzucana przez test Akdi-Dickey (tabela 30). Przebiegi funkcji ACF i PACF wskazują na występowanie regularnej, wyraźnej sezonowości (wykres 30), wobec czego szereg poddano różnicowaniu sezonowemu (wykres 40).

Dla danych wyrównanych sezonowo wyniki testów HF (tabela 40) oraz Akdi-Dickey (tabela 50) wskazują, że szeregi te nie zawierają pierwiastków sezonowych. Na wykresach funkcji ACF i PACF również nie zaobserwowano sezonowych opóźnień wykraczających poza przedział ufności (wykresy 50 i 60).

Na wykresie 70 zamieszczono funkcje gęstości widmowych danych surowych i wyrównanych sezonowo obiema metodami. Na podstawie wykresu widma można przypuszczać, że w szeregu surowym występuje sezonowość o częstotliwości rocznej, półrocznej i kwartalnej. Porównanie widm otrzymanych po wyrównaniu szeregu metodami X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS wskazuje, że w obu przypadkach efekty sezonowe i kalendarzowe zostały usunięte.

Wykres 10. Depozyty terminowe przedsiębiorców i rolników indywidualnych – szereg pierwszych różnic

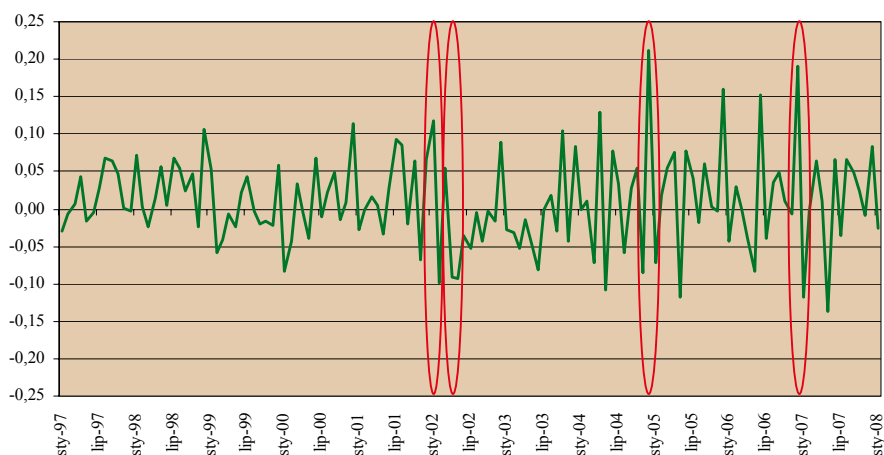


Źródło: opracowanie własne.

Tabela 10. Depozyty terminowe przedsiębiorców i rolników indywidualnych – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-743,75	1497,49	1511,47
Logarytmiczna	-734,81	1479,62	1493,60

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 20. Depozyty terminowe przedsiębiorców i rolników indywidualnych – pierwsze różnice szeregu logarytmowanego

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 20. Depozyty terminowe przedsiębiorców i rolników indywidualnych – testy pierwiastka jednostkowego

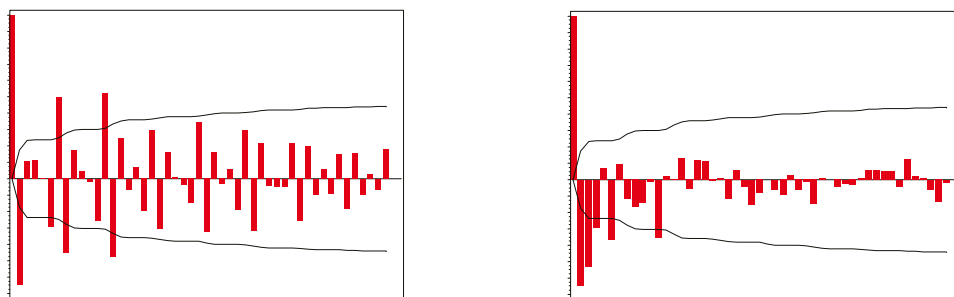
Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	HF
Ze stałą	-0,78	1,11	-0,84	-1,63	-
Ze stałą i trendem	-2,35	0,15	-1,93	-4,31	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-15,81	0,11	-15,44	-	10,55

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 30. Depozyty terminowe przedsiębiorców i rolników indywidualnych – test Akdi-Dickey

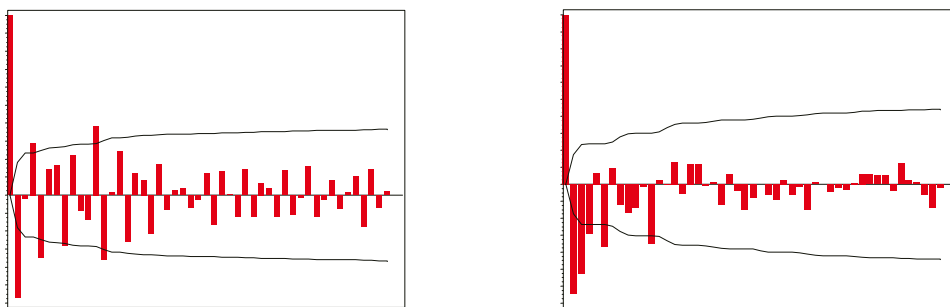
Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\sigma}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	2,300	0,004	1,647	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	0,008	0,003	0,005	0,368	0,178	0,035	I(0)
Δy	12	0,225	0,051	1,370	0,373	0,186	0,036	SI(1)
$\Delta\Delta_{12}y$	12	0,023	0,034	0,023	0,373	0,186	0,036	SI(0)

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 30. Depozyty terminowe przedsiębiorców i rolników indywidualnych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic zlogarytmowanego szeregu

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 40. Depozyty terminowe przedsiębiorców i rolników indywidualnych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic i różnicowania sezonowego zlogarytmowanego szeregu



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 40. Depozyty terminowe przedsiębiorców i rolników indywidualnych (szereg wyrównany sezonowo) – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	Metoda	ADF	KPSS	PP	HF(12)
Ze stałą	TRAMO/SEATS	-0,91	1,11	-1,00	-
	X-12-ARIMA	-1,06	1,11	-1,09	-
Ze stałą i trendem	TRAMO/SEATS	-1,47	0,15	-1,75	-
	X-12-ARIMA	-1,89	0,14	-1,81	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	TRAMO/SEATS	-11,91	0,15	-12,17	50,85
	X-12-ARIMA	-5,08	0,18	-13,71	40,54

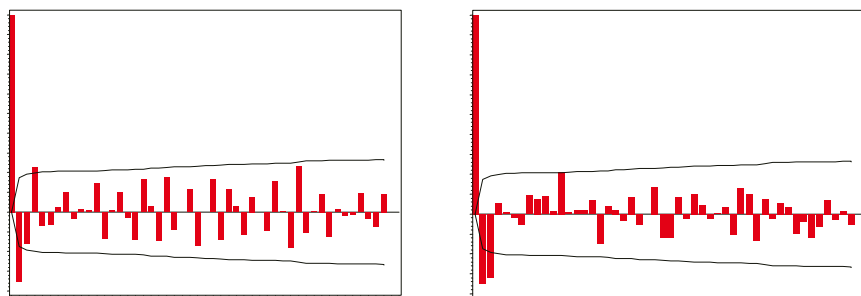
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 50. Depozyty terminowe przedsiębiorców i rolników indywidualnych (szereg wyrównany sezonowo) – test Akai-Dickey

Metoda	Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
						10%	5%	1%	
TRAMO/SEATS	y	1	2,993	0,002	4,327	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,009	0,001	0,015	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,001	0,001	0,245	0,373	0,186	0,036	SI(0)
X-12-ARIMA	y	1	2,998	0,002	3,158	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,009	0,002	0,011	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,001	0,001	0,120	0,373	0,186	0,036	SI(0)

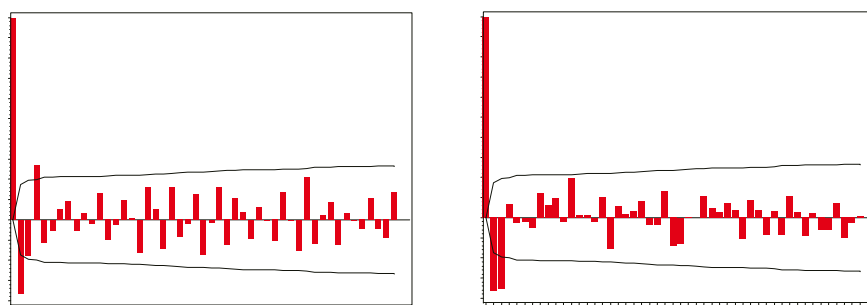
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 50. Depozyty terminowe przedsiębiorców i rolników indywidualnych (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda TRAMO/SEATS)



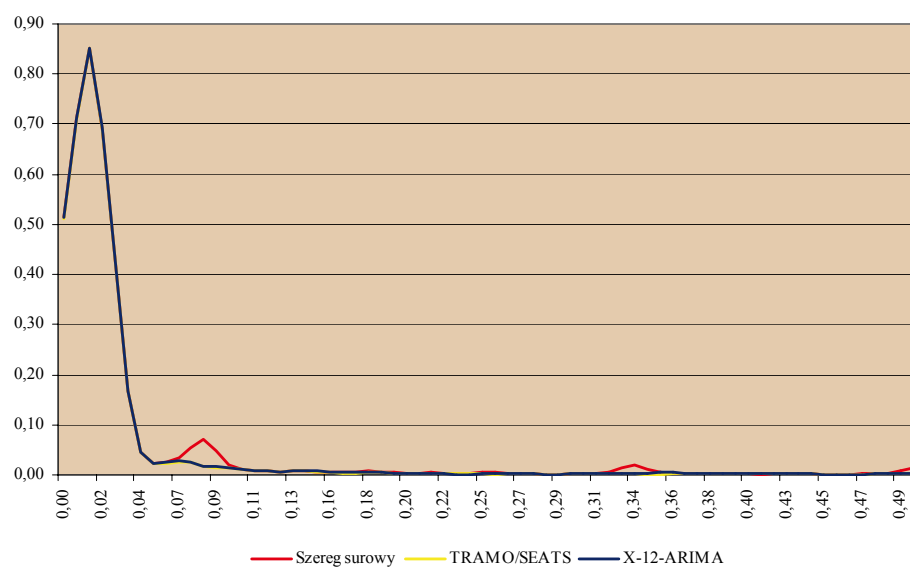
Źródło: opracowanie własne.

Wykres 60. Depozyty terminowe przedsiębiorców i rolników indywidualnych (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda X-12-ARIMA)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 70. Depozyty terminowe przedsiębiorców i rolników indywidualnych – gęstość widmowa



Źródło: opracowanie własne.

A.16. Depozyty terminowe gospodarstw domowych

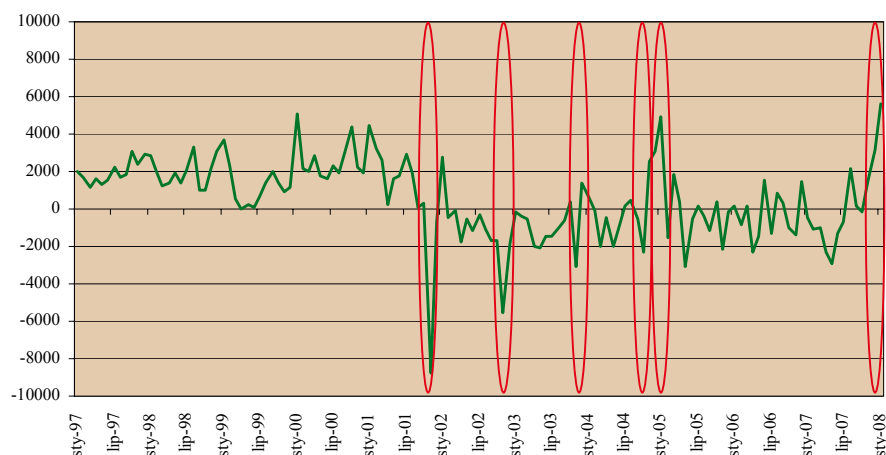
Na podstawie analizy badanego szeregu zidentyfikowano potencjalne obserwacje nietypowe, które zaznaczono na wykresie 1P. W celu wyeliminowania zmieniającej się w czasie wariancji przed różnicowaniem zastosowano logarytmowanie szeregu, którego zasadność potwierdza wynik testu zamieszczonego w tabeli 1P.

Wyniki testów ADF i KPSS zebrane w tabeli 2P wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest niestacjonarny na poziomie istotności 5%. Wynik testu HF wskazuje, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej na poziomie istotności 1% o tym, że różnicowane jednokrotne oraz sezonowe szeregi prowadzi do uzyskania procesu stacjonarnego. Hipoteza o występowaniu pierwiastka jednostkowego oraz sezonowego nie jest również odrzucana przez test Akdi-Dickey (tabela 3P). Występują istotne sezonowe opóźnienia funkcji ACF i PACF (wykres 3P), wobec czego szereg poddano różnicowaniu sezonowemu (wykres 4P).

Dla danych wyrównanych sezonowo wyniki testów HF (tabela 4P) oraz Akdi-Dickey (tabela 5P) wskazują, że te szeregi nie zawierają pierwiastków sezonowych. Na wykresach funkcji ACF i PACF również nie zaobserwowano sezonowych opóźnień wykraczających poza przedział ufności (wykresy 5P i 6P).

Wykres zestawiający funkcje gęstości spektralnej szeregu wyrównanego sezonowo i oczyszczonego z efektów sezonowych nie został zamieszczony ze względu na niemal dokładne nakładanie się wykresów w przyjętej w publikacji skali. Wskazywał on, że efekty sezonowe zostały z szeregu usunięte.

Wykres 1P. Depozyty terminowe gospodarstw domowych – szereg pierwszych różnic

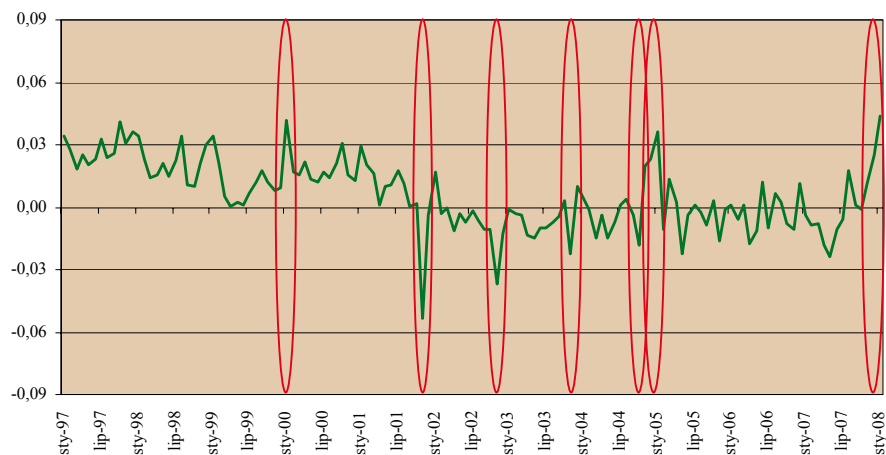


Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1P. Depozyty terminowe gospodarstw domowych – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-1088,65	2187,29	2201,27
Logarytmiczna	-1082,38	2174,75	2188,73

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 2P. Depozyty terminowe gospodarstw domowych – pierwsze różnice szeregu logarytmowanego

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2P. Depozyty terminowe gospodarstw domowych – testy pierwiastka jednostkowego

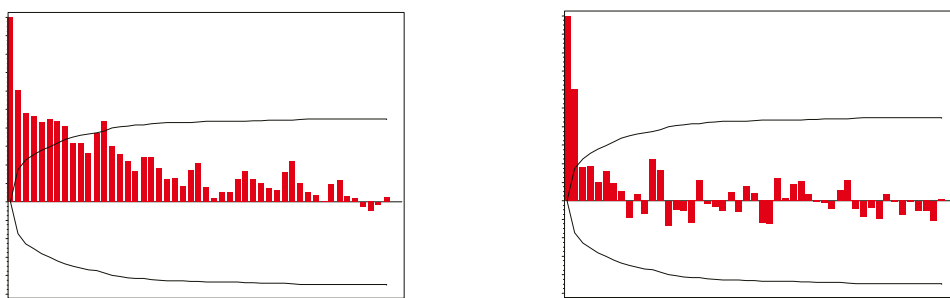
Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	HF
Ze stałą	-2,79	0,65	-4,60	-2,97	-
Ze stałą i trendem	-2,95	0,33	-3,2	-10,35	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-2,97	0,95	-5,13	-	17,96
Na pierwszych różnicach i sezonowych	-4,43	0,22	-6,98	-	-

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3P. Depozyty terminowe gospodarstw domowych – test Akdi-Dickey

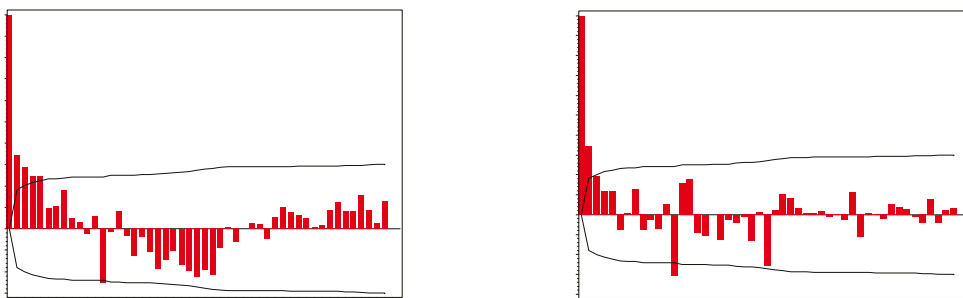
Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	4,879	0,000	33,169	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	0,0154	0,000	0,176	0,368	0,178	0,035	I(0)
Δy	12	0,001	0,000	1,591	0,373	0,186	0,036	SI(1)
$\Delta\Delta_{12y}$	12	0,003	0,010	0,121	0,373	0,186	0,036	SI(0)

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 3P. Depozyty terminowe gospodarstw domowych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic zlogarytmowanego szeregu

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4P. Depozyty terminowe gospodarstw domowych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic i różnicowania sezonowego zlogarytmowanego szeregu



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4P. Depozyty terminowe gospodarstw domowych (szereg wyrównany sezonowo) – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	Metoda	ADF	KPSS	PP	HF(12)
Ze stałą	TRAMO/SEATS	-3,30	0,66	-4,59	-
	X-12-ARIMA	-3,34	0,66	-4,62	-
Ze stałą i trendem	TRAMO/SEATS	-2,97	0,33	-3,11	-
	X-12-ARIMA	-3,01	0,33	-3,13	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	TRAMO/SEATS	-2,37	0,89	-4,73	38,93
	X-12-ARIMA	-2,39	0,89	-4,76	41,09

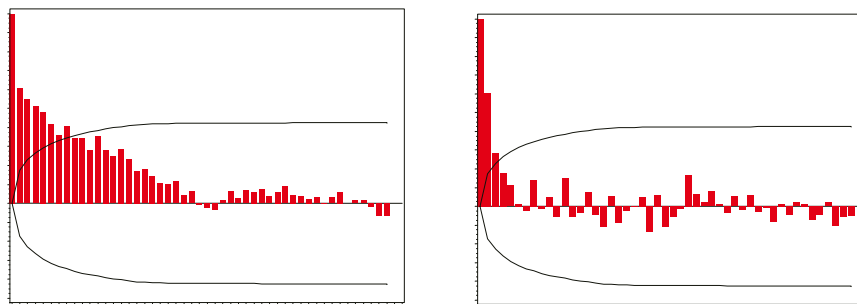
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5P. Depozyty terminowe gospodarstw domowych (szereg wyrównany sezonowo) – test Akdi-Dickey

Metoda	Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
						10%	5%	1%	
TRAMO/SEATS	y	1	1	4,88	0,0002	40,153	0,368	0,178	0,035
	Δy	1	1	0,014	0,0001	0,267	0,368	0,178	0,035
	Δy	12	12	0,000	0,0002	0,090	0,373	0,186	0,036
X-12-ARIMA	y	1	1	4,885	0,0003	40,178	0,368	0,178	0,035
	Δy	1	1	0,014	0,0001	0,267	0,368	0,178	0,035
	Δy	12	12	0,000	0,0000	0,095	0,373	0,186	0,036

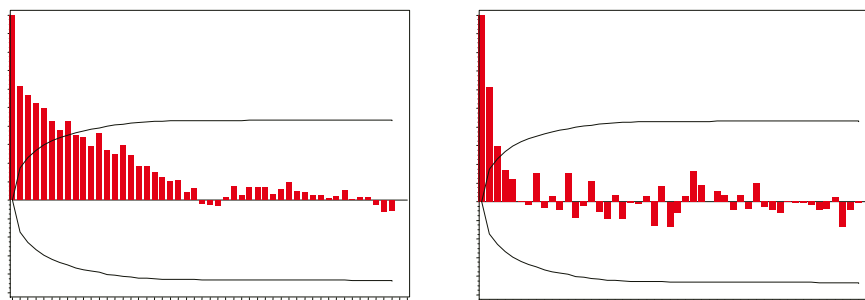
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 5P. Depozyty terminowe gospodarstw domowych (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda TRAMO/SEATS)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 6P. Depozyty terminowe gospodarstw domowych (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda X-12-ARIMA)



Źródło: opracowanie własne.

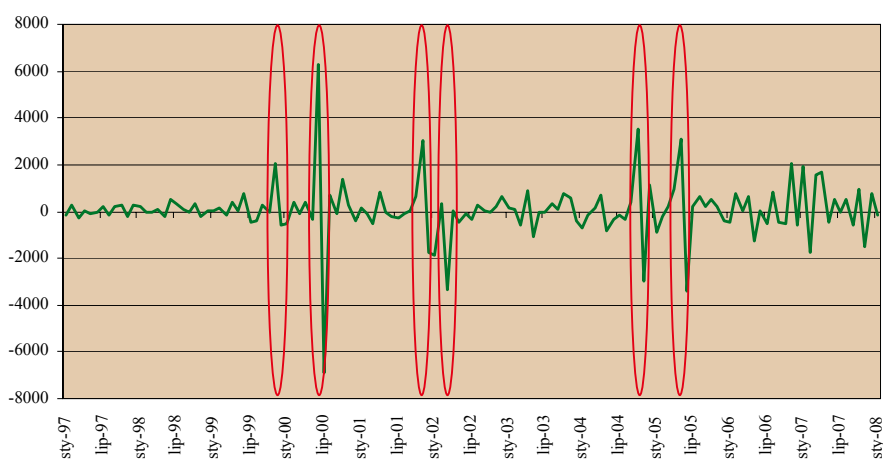
A.17. Depozyty terminowe niemonetarnych instytucjach finansowych

Na podstawie analizy szeregu zidentyfikowano potencjalne obserwacje nietypowe, które zaznaczono na wykresie 1R. W celu wyeliminowania zmieniającej się w czasie wariancji przed różnicowaniem zastosowano logarytmowanie szeregu, którego zasadność potwierdza wynik testu zamieszczonego w tabeli 1R. Wyniki testów zebrane w tabeli 2R wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego na poziomie istotności 5%. Brak istotnych sezonowych opóźnień funkcji ACF i PACF (wykres 3R) wskazuje, że szereg nie powinien być różnicowany rzędu 12. Obserwację tę potwierdza wynik testu HF (tabela 3R). Jak wynika z wykresu 4R, wykonanie takiego różnicowania doprowadziłoby do sztucznego wprowadzenia do szeregu sezonowości. Wynik testu Akai-Dickey (tabela 4R) wskazuje, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego na poziomie istotności 5%, natomiast odrzuca hipotezę o występowaniu pierwiastka sezonowego.

Na wykresie 5R zamieszczono funkcję gęstości widmowej danych surowych. Na podstawie wykresu widma można przypuszczać, że w badanej próbie nie występuje sezonowość.

Ze względu na brak zidentyfikowania efektów sezonowych szereg nie został poddany wyrównaniu.

Wykres 1R. Depozyty terminowe niemonetarnych instytucji finansowych – szereg pierwszych różnic

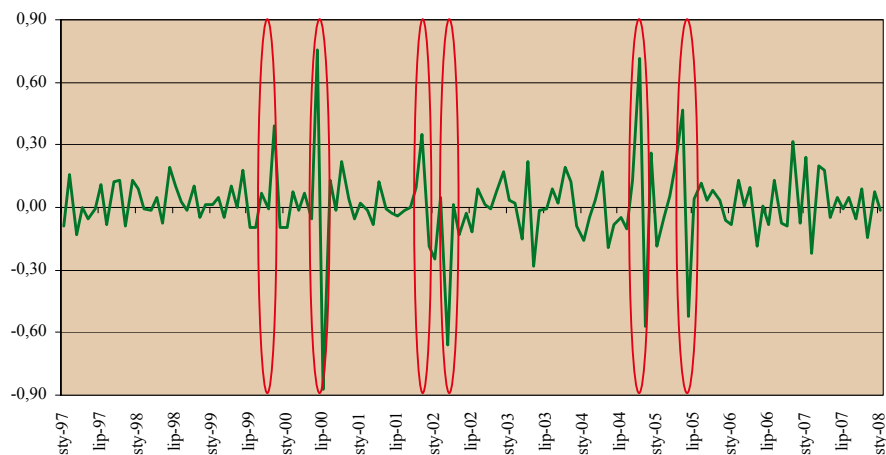


Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1R. Depozyty terminowe niemonetarnych instytucji finansowych – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-1118,63	2247,26	2261,71
Logarytmiczna	-1080,75	2171,49	2185,94

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 2R. Depozyty terminowe niemonetarnych instytucji finansowych – pierwsze różnice szeregu logarytmowanego

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1R. Depozyty terminowe niemonetarnych instytucji finansowych – testy pierwiastka jednostkowego

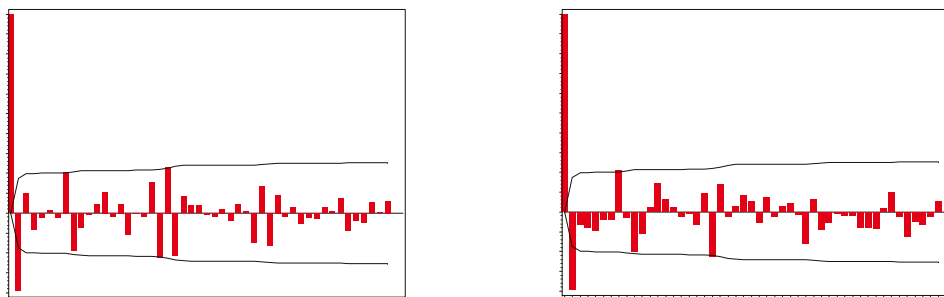
Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	HF
Ze stałą	-1,80	0,70	-1,97	-4,44	-
Ze stałą i trendem	-2,26	0,16	-2,82	-5,40	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-17,27	0,11	-19,39	-	21,76

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3R. Depozyty terminowe niemonetarnych instytucji finansowych – test Akdi-Dickey

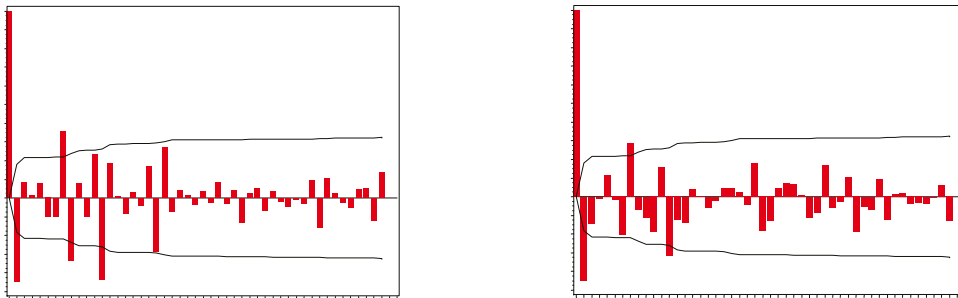
Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	4,130	0,037	0,244	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	0,021	0,032	0,001	0,368	0,178	0,035	I(0)
Δy	12	0,001	0,003	0,106	0,373	0,186	0,036	SI(0)

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 3R. Depozyty terminowe niemonetarnych instytucji finansowych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic zlogarytmowanego szeregu

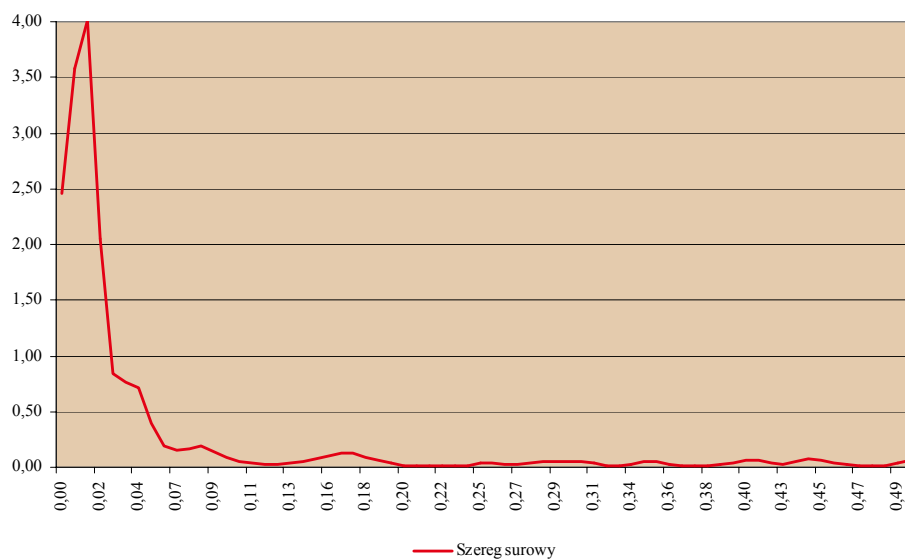
Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4R. Depozyty terminowe niemonetarnych instytucji finansowych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic i różnicowania sezonowego zlogarytmowanego szeregu



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 5R. Depozyty terminowe niemonetarnych instytucji finansowych – gęstość widmowa



Źródło: opracowanie własne.

A.18. Depozyty terminowe przedsiębiorstw

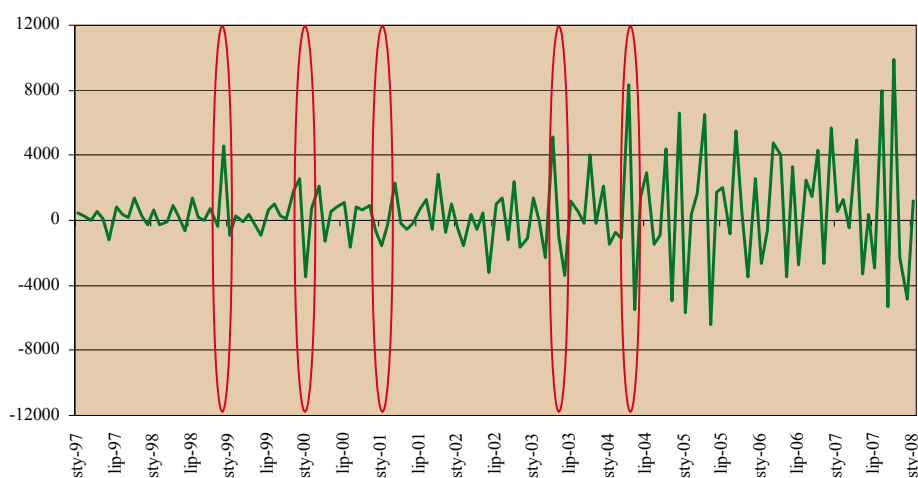
Na podstawie analizy badanego szeregu zidentyfikowano potencjalne obserwacje nietypowe, które zaznaczono na wykresie 1S. W celu wyeliminowania zmieniającej się w czasie wariancji przed różnicowaniem zastosowano logarytmowanie szeregu, którego zasadność potwierdza wynik testu zamieszczonego w tabeli 1S. Wyniki testów zebranych w tabeli 2S wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego na poziomie istotności 5%. Wynik testu HF wskazuje, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o tym, że różnicowane jednokrotne oraz sezonowe szeregi prowadzi do uzyskania procesu stacjonarnego. Hipoteza o występowaniu pierwiastka jednostkowego oraz sezonowego nie jest również odrzucana przez test Akdi-Dickey (tabela 3S). Przebiegi funkcji ACF i PACF wskazują na występowanie wyraźnej sezonowości (wykres 3S), wobec czego szereg poddano różnicowaniu sezonowemu (wykres 4S).

Dla danych wyrównanych sezonowo wyniki testów HF (tabela 4S) oraz Akdi-Dickey (tabela 5S) wskazują, że szeregi te nie zawierają pierwiastków sezonowych. Na wykresach funkcji ACF i PACF również nie zaobserwowano sezonowych opóźnień wykraczających poza przedział ufności (wykresy 5S i 6S).

Wykres zestawiający funkcje gęstości spektralnej szeregu wyrównane sezonowo i oczyszczonego z efektów sezonowych nie został zamieszczony ze względu na niemal dokładne nakładanie się wykresów w przyjętej w publikacji skali. Jednakże wykres ten wskazuje, że efekty sezonowe zostały z szeregu usunięte.

Obie metody doprowadziły do satysfakcjonującego oczyszczenia szeregu z efektów sezonowych.

Wykres 1S. Depozyty terminowe przedsiębiorstw – szereg pierwszych różnic



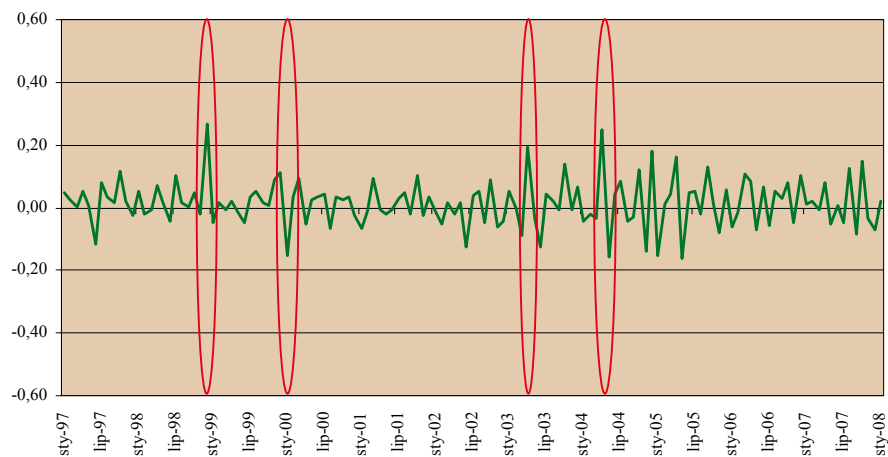
Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1S. Depozyty terminowe przedsiębiorstw – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-1213,40	2436,80	2451,25
Logarytmiczna	-1182,20	2374,41	2388,86

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 2S. Depozyty terminowe przedsiębiorstw – pierwsze różnice szeregu



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2S. Depozyty terminowe przedsiębiorstw – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	HF
Ze stałą	-1,09	1,35	-1,24	-1,74	-
Ze stałą i trendem	-2,11	0,17	-3,61	-5,33	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-12,84	0,16	-22,88	-	10,05

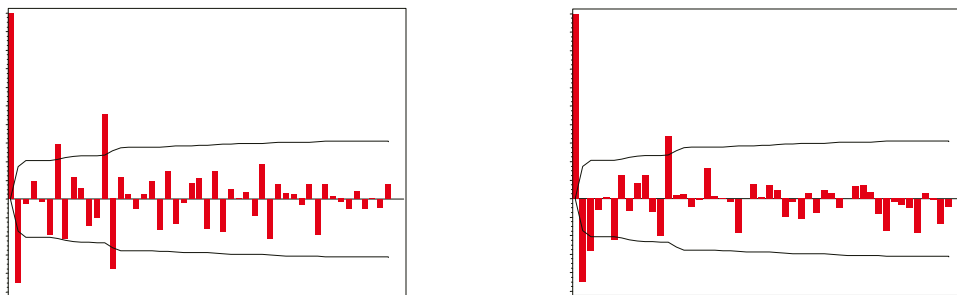
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3S. Depozyty terminowe przedsiębiorstw – test Akdi-Dickey

Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	13,485	0,006	5,002	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	0,004	0,005	0,002	0,368	0,178	0,035	I(0)
y	12	0,222	0,057	1,214	0,373	0,186	0,036	SI(1)
$\Delta_{12}y$	12	0,002	0,013	0,049	0,373	0,186	0,036	SI(0)

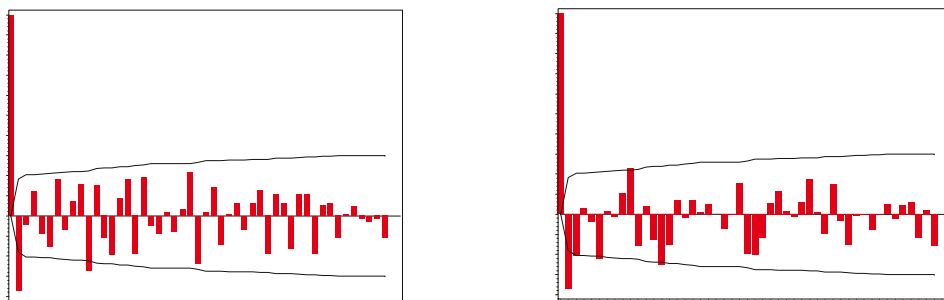
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 3S. Depozyty terminowe przedsiębiorstw – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic zlogarytmowanego szeregu



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4S. Depozyty terminowe przedsiębiorstw – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic i różnicowania sezonowego zlogarytmowanego szeregu.



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4S. Depozyty terminowe przedsiębiorstw (szereg wyrównany sezonowo) – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	Metoda	ADF	KPSS	PP	HF(12)
Ze stałą	TRAMO/SEATS	-1,23	1,36	-1,41	-
	X-12-ARIMA	-1,19	1,36	-1,33	-
Ze stałą i trendem	TRAMO/SEATS	-1,87	0,17	-2,84	-
	X-12-ARIMA	-1,90	0,17	-2,88	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	TRAMO/SEATS	-12,86	0,21	-19,16	27,65
	X-12-ARIMA	-19,14	0,19	-19,14	26,88

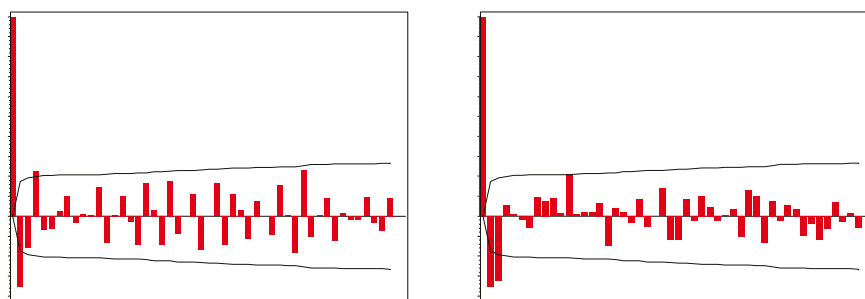
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5S. Depozyty terminowe przedsiębiorstw (szereg wyrównany sezonowo) – test Akdi-Dickey

Metoda	Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\sigma}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
						10%	5%	1%	
TRAMO/SEATS	y	1	4,058	0,002	4,021	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,014	0,002	0,016	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,001	0,002	0,291	0,373	0,186	0,036	SI(0)
X-12-ARIMA	y	1	4,058	0,002	4,021	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,015	0,002	0,016	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,002	0,002	0,291	0,373	0,186	0,036	SI(0)

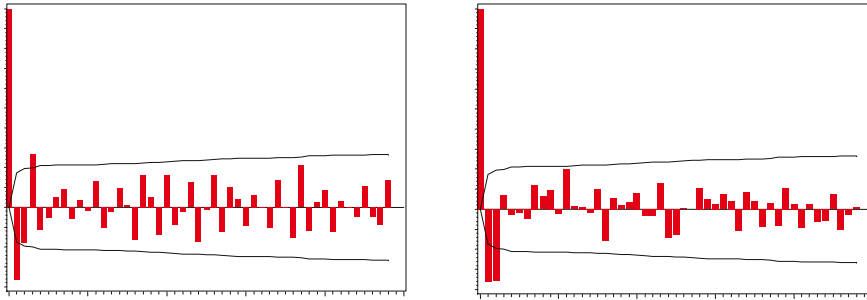
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 5S. Depozyty terminowe przedsiębiorstw (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda TRAMO/SEATS)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 6S. Depozyty terminowe przedsiębiorstw (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda X-12-ARIMA)



Źródło: opracowanie własne.

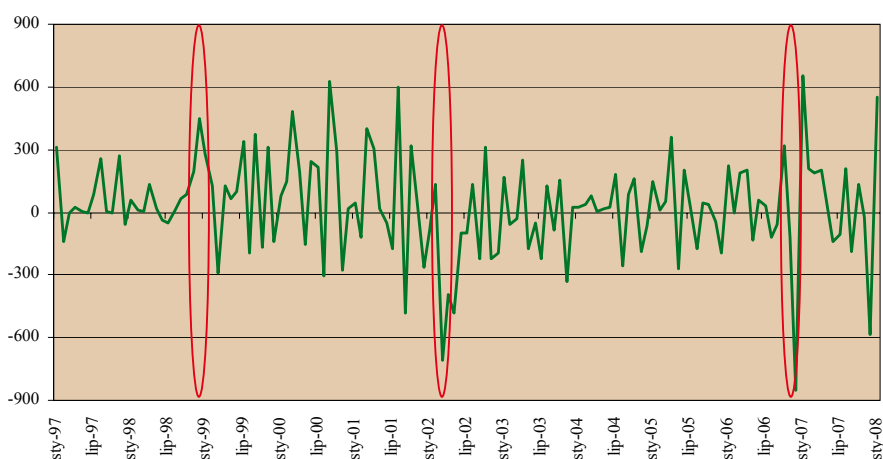
A.19. Depozyty terminowe instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych

Na podstawie analizy szeregu zidentyfikowano potencjalne obserwacje nietypowe, które zaznaczono na wykresie 1T. W celu wyeliminowania zmieniającej się w czasie wariancji przed różnicowaniem zastosowano logarytmowanie szeregu, którego zasadność potwierdza wynik testu zamieszczonego w tabeli 1T. Wyniki testów zebrane w tabeli 2T wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego na poziomie istotności 5%. Brak istotnych sezonowych opóźnień funkcji ACF i PACF (wykres 3T) wskazuje, że szereg nie powinien być różnicowany rzędu 12. Obserwację tę potwierdza wynik testu HF (tabela 3T). Jak wynika z wykresu 4T, wykonanie takiego różnicowania doprowadziłoby do sztucznego wprowadzenia do szeregu sezonowości. Wynik testu Akai-Dickey (tabela 4T) wskazuje, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego na poziomie istotności 5%, natomiast odrzucono hipotezę o występowaniu pierwiastka sezonowego.

Na wykresie 5T zamieszczono funkcję gęstości widmowej danych surowych. Na podstawie wykresu widma można przypuszczać, że w badanej próbie nie występuje sezonowość.

Ze względu na brak zidentyfikowania efektów sezonowych szereg nie został poddany wyrównaniu.

Wykres 1T. Depozyty terminowe instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych – szereg pierwszych różnic



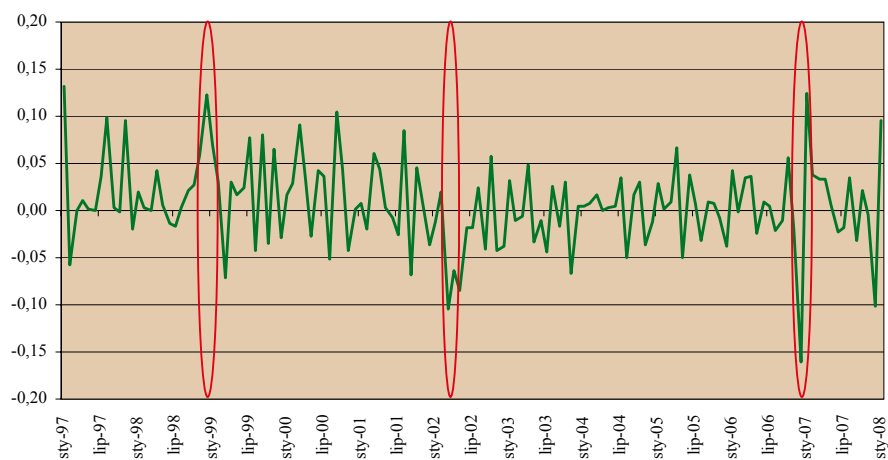
Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1T. Depozyty terminowe instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-912,42	1834,83	1849,29
Logarytmiczna	-906,04	1822,08	1836,54

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 2T. Depozyty terminowe instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych – pierwsze różnice szeregu logarytmowanego



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2T. Depozyty terminowe instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	HF
Ze stałą	-2,16	0,73	-2,17	-3,21	-
Ze stałą i trendem	-2,13	0,28	-2,11	-3,35	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-13,70	0,43	-13,52	-	22,20

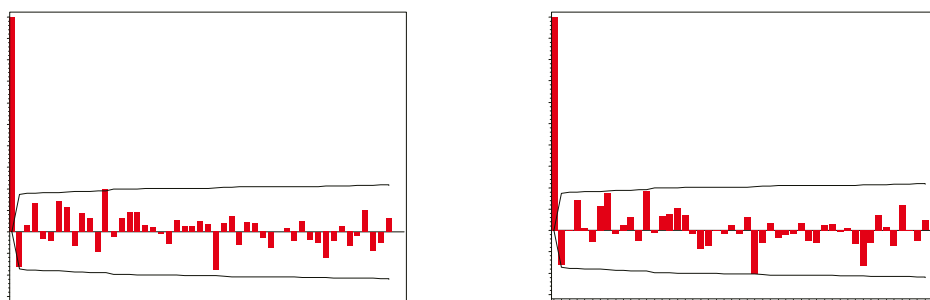
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3T. Depozyty terminowe instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych – test Akdi-Dickey

Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\sigma}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	4,058	0,002	4,021	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	0,015	0,002	0,016	0,368	0,178	0,035	I(0)
Δy	12	0,018	0,035	0,164	0,373	0,186	0,036	SI(0)

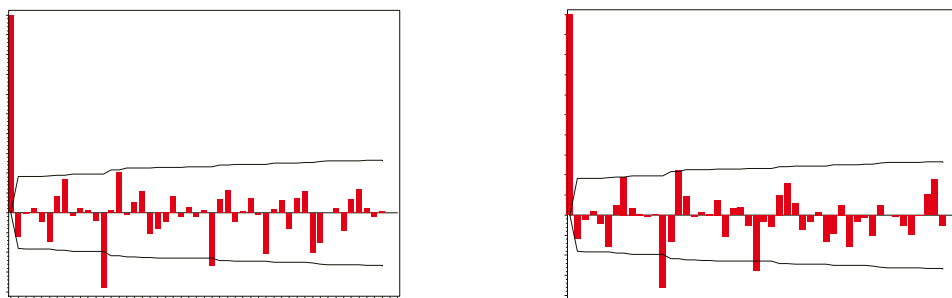
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 3T. Depozyty terminowe instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic zlogarytmowanego szeregu



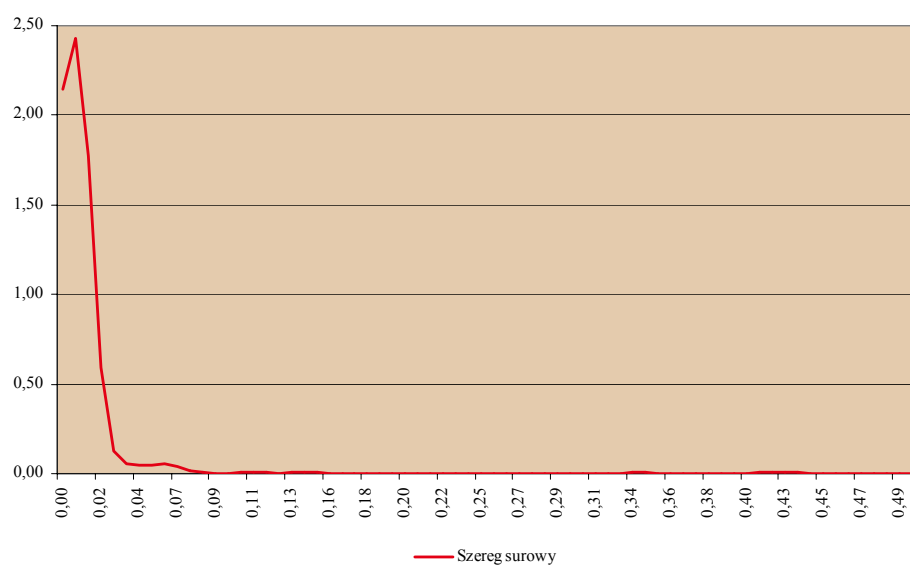
Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4T. Depozyty terminowe instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic i różnicowania sezonowego zlogarytmowanego szeregu



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 5T. Depozyty terminowe instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych – gęstość widmowa



Źródło: opracowanie własne.

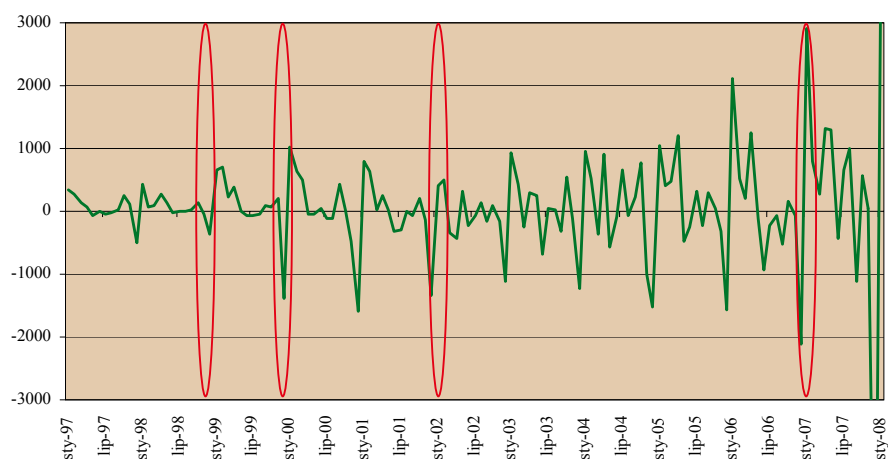
A.20. Depozyty terminowe instytucji samorządowych

Na podstawie analizy badanego szeregu zidentyfikowano potencjalne obserwacje nietypowe, które zaznaczono na wykresie 1U. W celu wyeliminowania zmieniającej się w czasie wariancji przed różnicowaniem zastosowano logarytmowanie szeregu, którego zasadność potwierdza wynik testu zamieszczonego w tabeli 1U. Wyniki testów zebrane w tabeli 2U wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego na poziomie istotności 1%. Wynik testu HF wskazuje, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o tym, że różnicowane jednokrotne oraz sezonowe szeregi prowadzi do uzyskania procesu stacjonarnego. Hipoteza o występowaniu pierwiastka jednostkowego oraz sezonowego nie jest również odrzucana przez test Akdi-Dickey (tabela 3U). Przebiegi funkcji ACF i PACF wskazują na występowanie regularnej, wyraźnej sezonowości (wykres 3U), wobec czego szereg poddano różnicowaniu sezonowemu (wykres 4U).

Dla danych wyrównanych sezonowo wyniki testów HF (tabela 4U) oraz Akdi-Dickey (tabela 5U) wskazują, że szeregi te nie zawierają pierwiastków sezonowych. Na wykresach funkcji ACF i PACF również nie zaobserwowano sezonowych opóźnień wykraczających poza przedział ufności (wykresy 5U i 6U).

Na wykresie 7U zamieszczono funkcje gęstości widmowych danych surowych i wyrównanych sezonowo obiema metodami. Na podstawie wykresu widma można przypuszczać, że w szeregu surowym występuje sezonowość o częstotliwości rocznej, półrocznej i kwartalnej. Porównanie widm otrzymanych po wyrównaniu szeregu metodami X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS wskazuje, że w obu przypadkach efekty sezonowe i kalendarzowe zostały usunięte.

Wykres 1U. Depozyty terminowe instytucji samorządowych – szereg pierwszych różnic



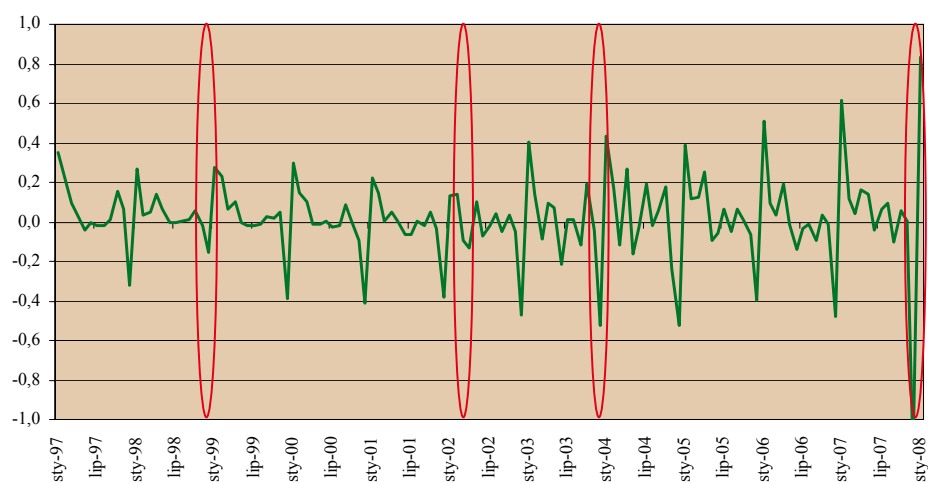
Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1U. Depozyty terminowe instytucji samorządowych – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-945,70	1901,40	1915,38
Logarytmiczna	-908,52	1827,04	1841,02

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 2U. Depozyty terminowe instytucji samorządowych – pierwsze różnice szeregu logarytmowanego



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2U. Depozyty terminowe instytucji samorządowych – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	HF
Ze stałą	-1,29	0,84	-3,12	-0,86	-
Ze stałą i trendem	-1,94	0,16	-4,15	-1,42	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-2,39	0,20	-18,19	-	2,25

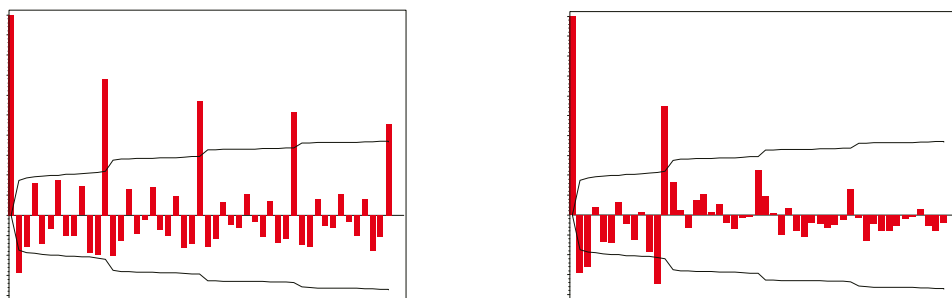
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3U. Depozyty terminowe instytucji samorządowych – test Akdi-Dickey

Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	1,726	0,049	0,078	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	0,046	0,043	0,002	0,368	0,178	0,035	I(0)
Δy	12	1,024	0,113	2,844	0,373	0,186	0,036	SI(1)
$\Delta\Delta_{12}y$	12	0,003	0,059	0,019	0,373	0,186	0,036	SI(0)

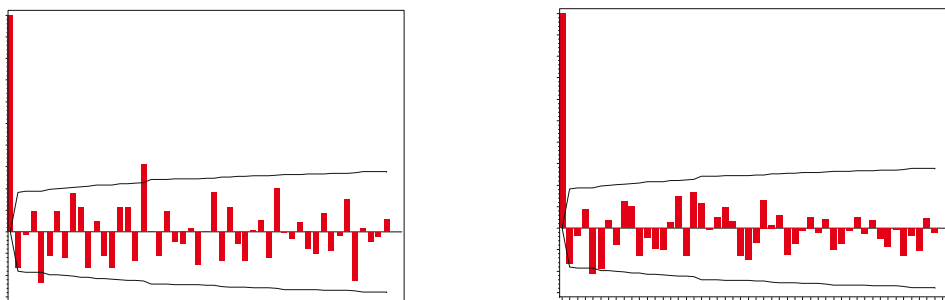
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 3U. Depozyty terminowe instytucji samorządowych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic zlogarytmowanego szeregu



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4U. Depozyty terminowe instytucji samorządowych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic i różnicowania sezonowego zlogarytmowanego szeregu



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4U. Depozyty terminowe instytucji samorządowych (szereg wyrównany sezonowo) – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	Metoda	ADF	KPSS	PP	HF(12)
Ze stałą	TRAMO/SEATS	-1,84	0,85	-1,84	-
	X-12-ARIMA	-1,71	0,86	-1,77	-
Ze stałą i trendem	TRAMO/SEATS	-2,03	0,17	-1,95	-
	X-12-ARIMA	-1,79	0,17	-2,05	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	TRAMO/SEATS	-13,18	0,22	-13,17	14,67
	X-12-ARIMA	-14,43	0,20	-14,41	14,24

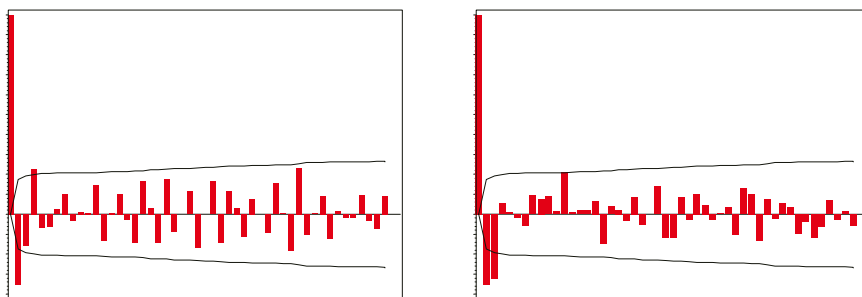
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5U. Depozyty terminowe instytucji samorządowych (szereg wyrównany sezonowo) – test Akdi-Dickey

Metoda	Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\sigma}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
						10%	5%	1%	
TRAMO/SEATS	y	1	1,743	0,007	0,552	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,031	0,007	0,011	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,001	0,007	0,034	0,373	0,186	0,036	SI(0)
X-12-ARIMA	y	1	1,819	0,009	0,429	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,030	0,009	0,008	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,002	0,002	0,062	0,373	0,186	0,036	SI(0)

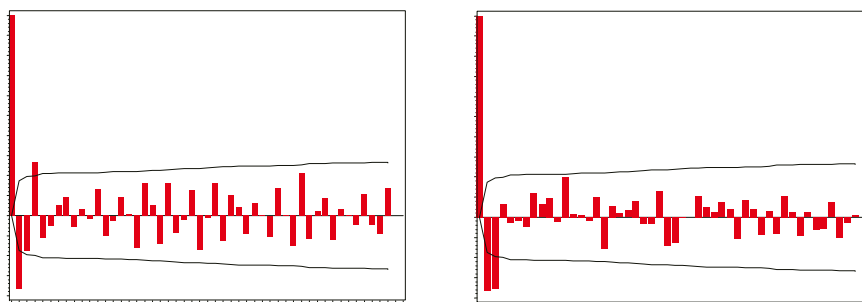
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 5U. Depozyty terminowe instytucji samorządowych (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda TRAMO/SEATS)



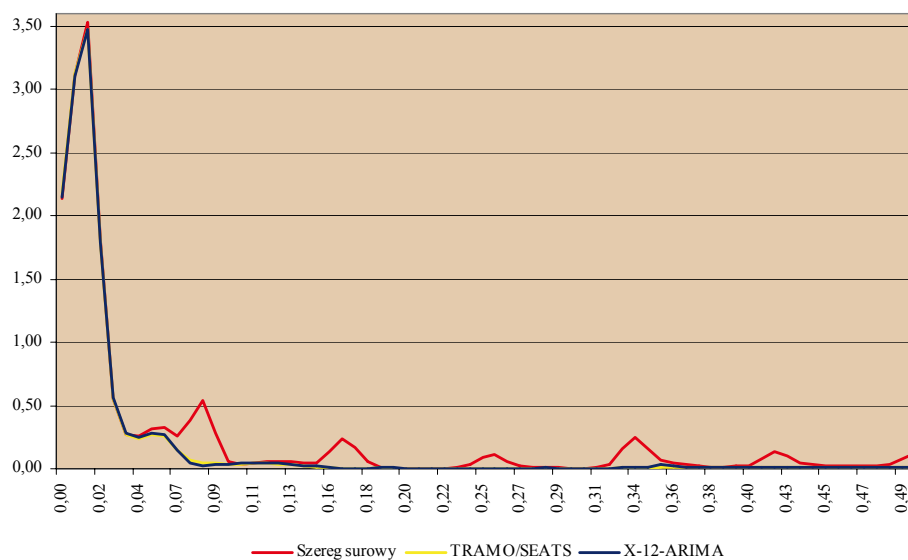
Źródło: opracowanie własne.

Wykres 6U. Depozyty terminowe instytucji samorządowych (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda X-12-ARIMA)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 7U. Depozyty terminowe instytucji samorządowych – gęstość widmowa



Źródło: opracowanie własne.

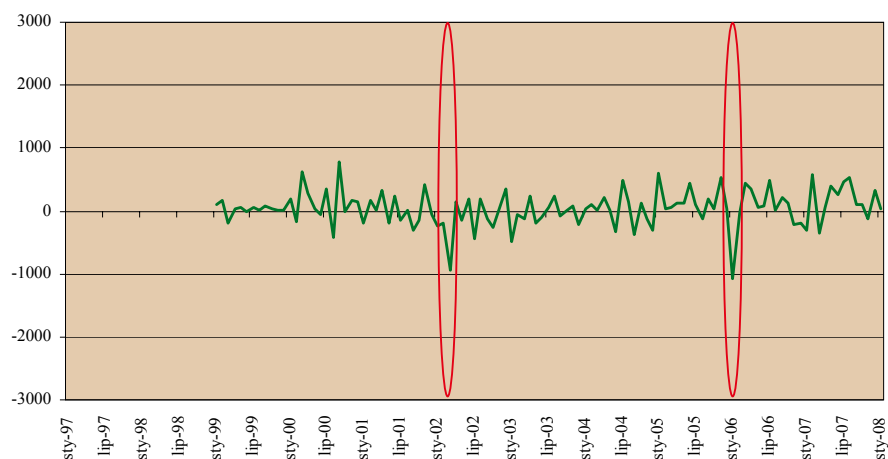
A.21. Depozyty terminowe funduszy ubezpieczeń społecznych

Na podstawie analizy szeregu zidentyfikowano potencjalne obserwacje nietypowe, które zaznaczono na wykresie 1W. W celu wyeliminowania zmieniającej się w czasie wariancji przed różnicowaniem zastosowano logarytmowanie szeregu, którego zasadność potwierdza wynik testu zamieszczonego w tabeli 1W. Wyniki testów zebrane w tabeli 2W wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego na poziomie istotności 5%. Brak istotnych sezonowych opóźnień funkcji ACF i PACF (wykres 3W) wskazuje, że szereg nie powinien być różnicowany rzędu 12. Obserwację tę potwierdza wynik testu HF (tabela 3W). Jak wynika z wykresu 4W, wykonanie takiego różnicowania doprowadziłoby do sztucznego wprowadzenia do szeregu sezonowości. Wyniki testów pierwiastka jednostkowego (tabela 3W) oraz Akdi-Dickey (tabela 4W) wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego na poziomie istotności 5%, natomiast odrzucono hipotezę o występowaniu pierwiastka sezonowego.

Na wykresie 5W zamieszczono funkcję gęstości widmowej danych surowych. Na podstawie wykresu widma można przypuszczać, że w badanej próbie nie występuje sezonowość.

Ze względu na brak zidentyfikowania efektów sezonowych szereg nie został poddany wyrównaniu.

Wykres 1W. Depozyty terminowe funduszy ubezpieczeń społecznych – szereg pierwszych różnic

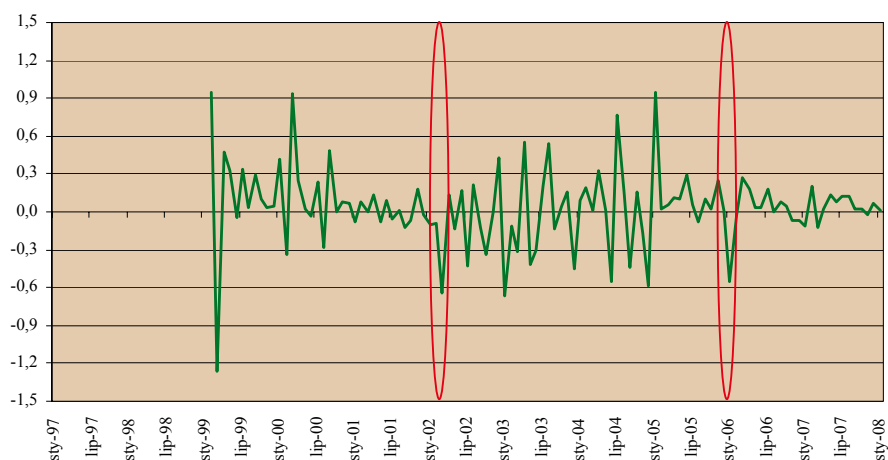


Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1W. Depozyty terminowe funduszy ubezpieczeń społecznych – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-1090,97	2191,93	2206,38
Logarytmiczna	-1065,36	2140,73	2155,18

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 2W. Depozyty terminowe funduszy ubezpieczeń społecznych – pierwsze różnice szeregu logarytmowanego

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2W. Depozyty terminowe funduszy ubezpieczeń społecznych – testy pierwiastka jednostkowego

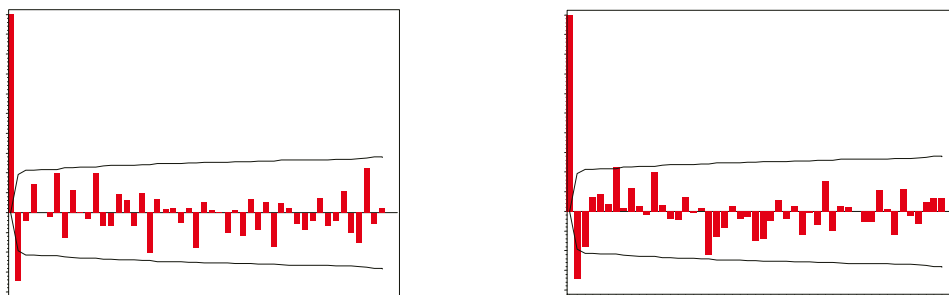
Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	
Ze stałą	-1,41	0,50	-2,21	-4,82	-
Ze stałą i trendem	-1,56	0,13	-2,29	-5,56	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-15,38	0,11	-15,46	-	24,62

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3W. Depozyty terminowe funduszy ubezpieczeń społecznych – test Akdi-Dickey

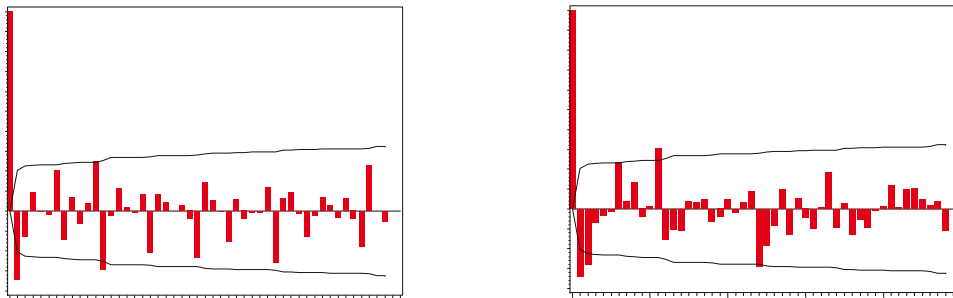
Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	5,275	0,101	0,173	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	0,240	0,089	0,009	0,368	0,178	0,035	I(0)
Δy	12	0,283	0,845	0,105	0,373	0,186	0,036	SI(0)

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 3W. Depozyty terminowe funduszy ubezpieczeń społecznych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic zlogarytmowanego szeregu

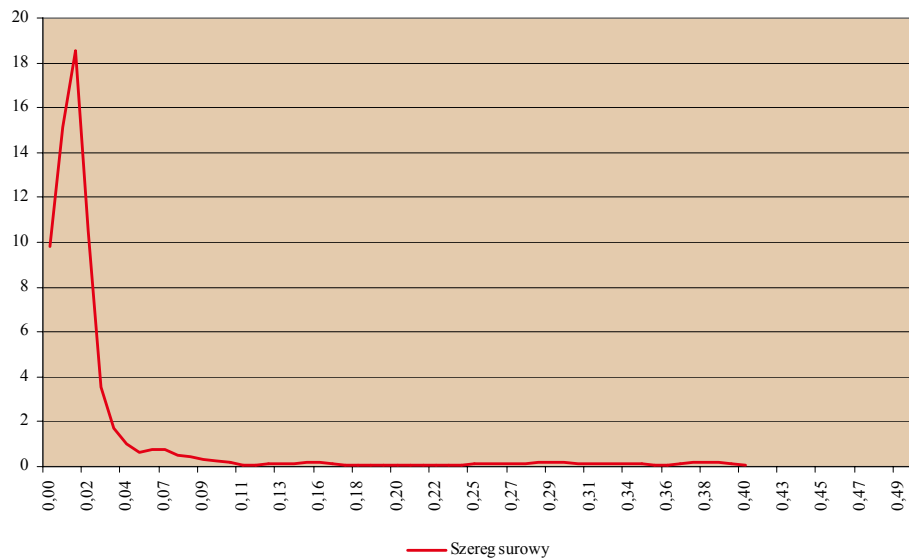
Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4W. Depozyty terminowe funduszy ubezpieczeń społecznych – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic i różnicowania sezonowego zlogarytmowanego szeregu



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 5W. Depozyty terminowe funduszy ubezpieczeń społecznych – gęstość widmowa



Źródło: opracowanie własne.

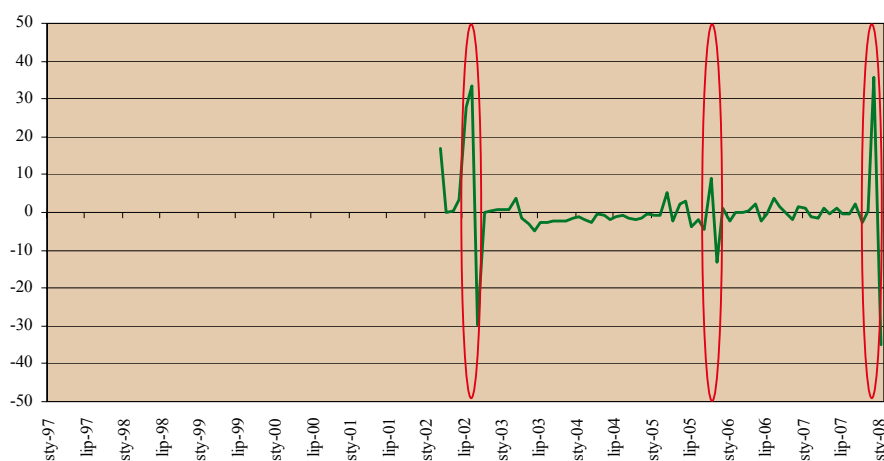
A.22. Depozyty z terminem wypowiedzenia do 3 miesięcy włącznie

Na podstawie analizy szeregu zidentyfikowano potencjalne obserwacje nietypowe, które zaznaczono na wykresie 1X. W celu wyeliminowania zmieniającej się w czasie wariancji przed różnicowaniem zastosowano logarytmowanie szeregu, którego zasadność potwierdza wynik testu zamieszczonego w tabeli 1X. Wyniki testów zebrane w tabeli 2X wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego na poziomie istotności 5%. Brak istotnych sezonowych opóźnień funkcji ACF i PACF (wykres 3X) wskazuje, że szereg nie powinien być różnicowany rzędu 12. Obserwację tę potwierdza wynik testu HF (tabela 2X). Wyniki testów pierwiastka jednostkowego (tabela 3X) oraz Akdi-Dickey (tabela 3X) wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego na poziomie istotności 5%, natomiast odrzucono hipotezę o występowaniu pierwiastka sezonowego.

Na wykresie 4X zamieszczono funkcję gęstości widmowej danych surowych. Na podstawie wykresu widma można przypuszczać, że w badanej próbie nie występuje sezonowość.

Ze względu na brak zidentyfikowania efektów sezonowych szereg nie został poddany wyrównaniu.

Wykres 1X. Depozyty z terminem wypowiedzenia do 3 miesięcy włącznie – szereg pierwszych różnic

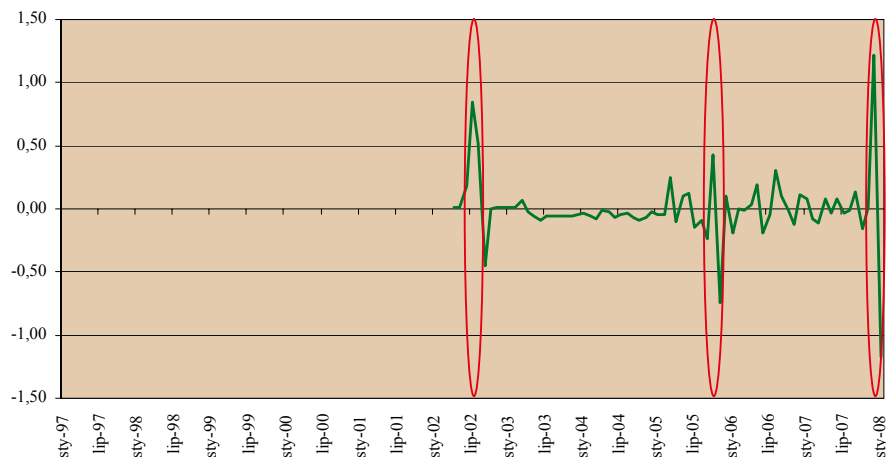


Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1X. Depozyty z terminem wypowiedzenia do 3 miesięcy włącznie – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-250,35	510,71	521,95
Logarytmiczna	-227,06	464,12	475,36

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 2X. Depozyty z terminem wypowiedzenia do 3 miesięcy włącznie – szereg zlogarytmowany pierwszych różnic

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2X. Depozyty z terminem wypowiedzenia do 3 miesięcy włącznie – testy pierwiastka jednostkowego

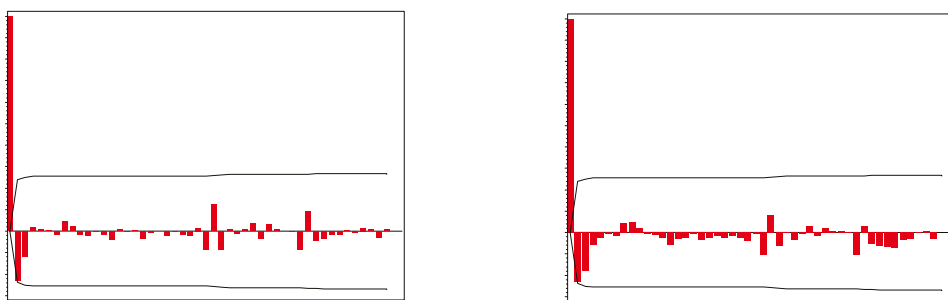
Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	HF
Ze stałą	-1,56	0,76	-1,88	-3,73	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-10,41	0,14	-10,41	-	13,48

Źródło: obliczenia własne.

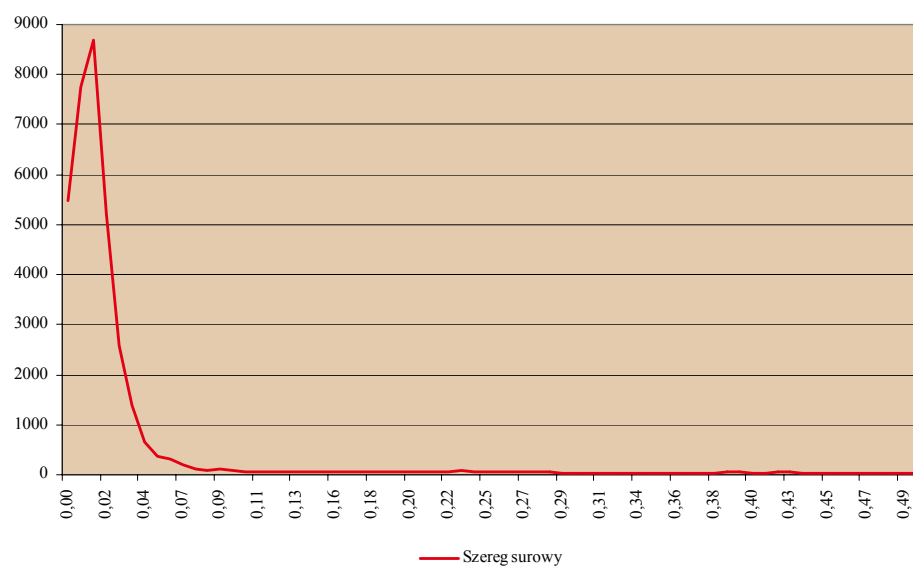
Tabela 3X. Depozyty z terminem wypowiedzenia do 3 miesięcy włącznie – test Akdi-Dickey

Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	23212,040	44,855	1,154	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	32,657	32,657	0,002	0,368	0,178	0,035	I(0)
Δy	12	218,520	258,970	0,260	0,373	0,186	0,036	SI(0)

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 3X. Depozyty z terminem wypowiedzenia do 3 miesięcy włącznie – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic szeregu zlogarytmowanego

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4X. Depozyty z terminem wypowiedzenia do 3 miesięcy włącznie – gęstość widmowa

Źródło: opracowanie własne.

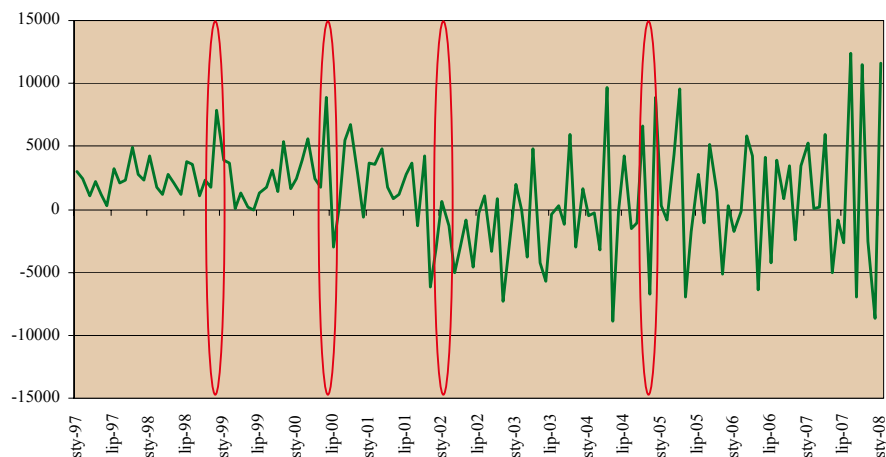
A.23. Depozyty terminowe ogółem

Na podstawie analizy badanego szeregu zidentyfikowano potencjalne obserwacje nietypowe, które zaznaczono na wykresie 1V. W celu wyeliminowania zmieniającej się w czasie wariancji przed różnicowaniem zastosowano logarytmowanie szeregu, którego zasadność potwierdza wynik testu zamieszczonego w tabeli 1V. Wyniki testów ADF i KPSS zebrane w tabeli 2V wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest niestacjonarny na poziomie istotności 5%. Wynik testu HF wskazuje, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o tym, że różnicowane jednokrotne oraz sezonowe szeregu prowadzi do uzyskania procesu stacjonarnego. Hipoteza o występowaniu pierwiastka jednostkowego oraz sezonowego nie jest również odrzucana przez test Akdi-Dickey (tabela 3V). Przebiegi funkcji ACF i PACF wskazują na występowanie regularnej, wyraźnej sezonowości (wykres 3V), wobec czego szereg poddano różnicowaniu sezonowemu (wykres 4V).

Dla danych wyrównanych sezonowo wyniki testów HF (tabela 4V) oraz Akdi-Dickey (tabela 5V) wskazują, że szeregi te nie zawierają pierwiastków sezonowych. Na wykresach funkcji ACF i PACF również nie zaobserwowano sezonowych opóźnień wykraczających poza przedział ufności (wykresy 5V i 6V).

Wykres zestawiający funkcje gęstości spektralnej szeregu wyrównane sezonowo i oczyszczonego z efektów sezonowych nie został zamieszczony ze względu na niemal dokładne nakładanie się wykresów w przyjętej w publikacji skali. Wskazywał on, że efekty sezonowe zostały z szeregu usunięte.

Wykres 1V. Depozyty terminowe ogółem – szereg pierwszych różnic



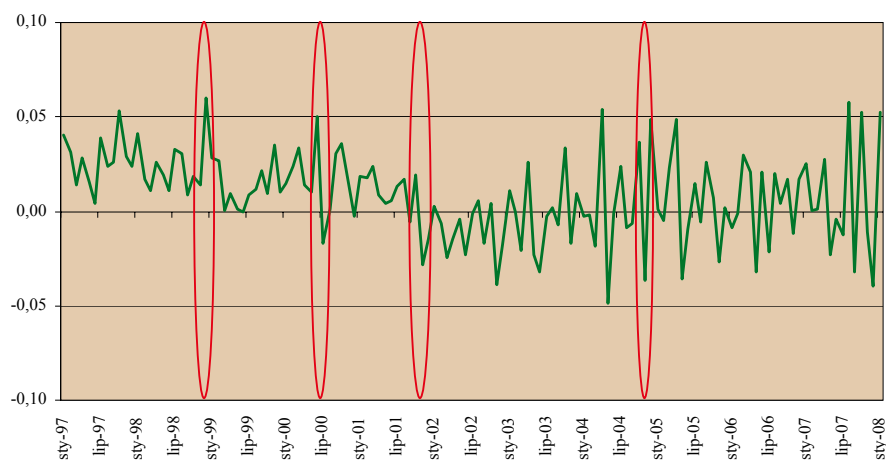
Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1V. Depozyty terminowe ogółem – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-1163,43	2352,85	2389,20
Logarytmiczna	-1160,31	2346,62	2382,96

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 2V. Depozyty terminowe ogółem – pierwsze różnice szeregu logarytmowanego



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2V. Depozyty terminowe ogółem – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	HF
Ze stałą	-2,79	0,98	-4,96	-2,64	-
Ze stałą i trendem	-3,02	0,29	-3,14	-3,39	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-2,01	0,59	-12,60	-	11,43
Na pierwszych różnicach i sezonowych	-3,94	0,22	-11,79	-	-

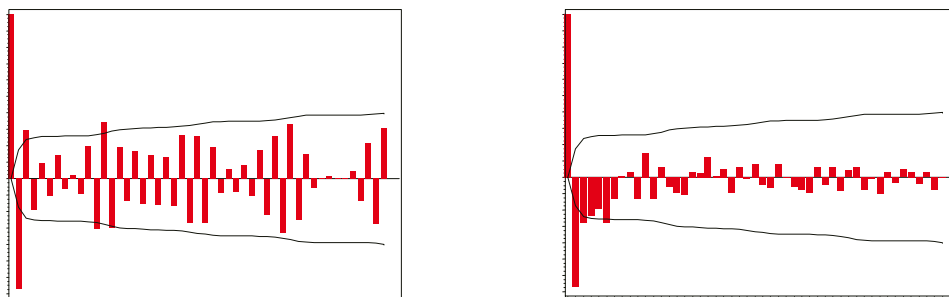
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3V. Depozyty terminowe ogółem – test Akdi-Dickey

Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	4,073	0,0006	14,833	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	0,012	0,0005	0,050	0,368	0,178	0,035	I(0)
Δy	12	0,001	0,0004	0,593	0,373	0,186	0,036	SI(1)
$\Delta\Delta_{12}y$	12	0,000	0,0007	0,058	0,373	0,186	0,036	SI(0)

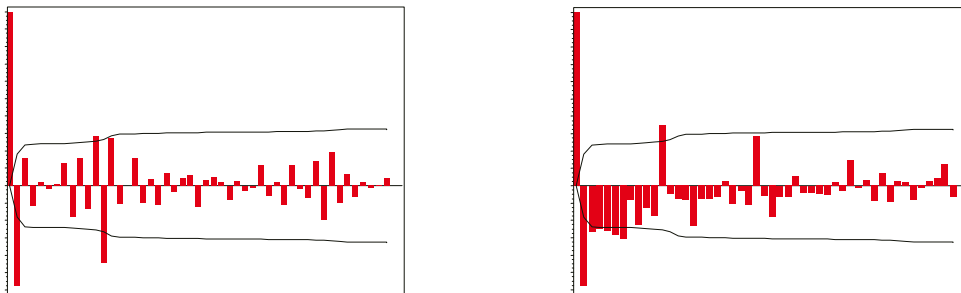
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 3V. Depozyty terminowe ogółem – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic zlogarytmowanego szeregu



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4Y. Podaż pieniądza M2 – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic i różnicowania sezonowego zlogarytmowanego szeregu



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4V. Depozyty terminowe ogółem (szereg wyrównany sezonowo) – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	Metoda	ADF	KPSS	PP	HF(12)
Ze stałą	TRAMO/SEATS	1,33	1,41	1,50	-
	X-12-ARIMA	1,26	1,41	1,52	-
Ze stałą i trendem	TRAMO/SEATS	-0,78	0,26	-1,21	-
	X-12-ARIMA	-0,85	0,26	-1,34	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	TRAMO/SEATS	-15,08	0,27	-14,96	33,89
	X-12-ARIMA	15,29	0,26	-15,15	25,58

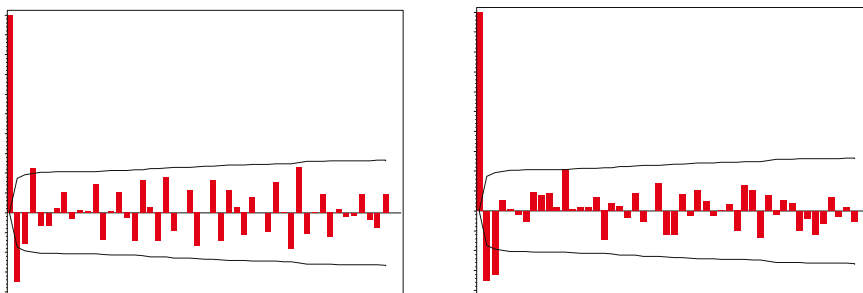
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5V. Depozyty terminowe ogółem (szereg wyrównany sezonowo) – test Akdi-Dickey

Metoda	Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
						10%	5%	1%	
TRAMO/SEATS	y	1	4,077	0,0004	24,067	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,011	0,0003	0,092	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,000	0,0003	0,127	0,373	0,186	0,036	SI(0)
X-12-ARIMA	y	1	4,075	0,0004	20,617	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,011	0,0004	0,072	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,000	0,0003	0,251	0,373	0,186	0,036	SI(0)

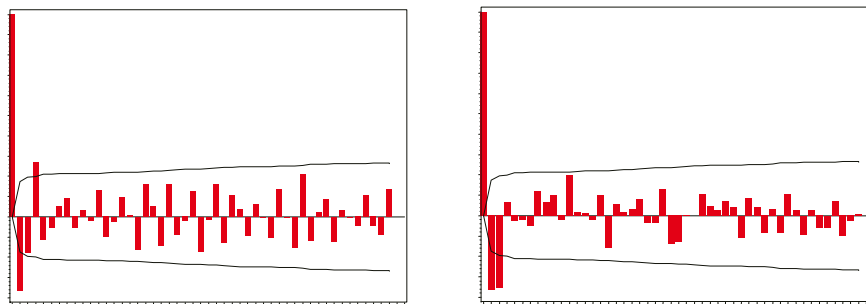
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 5V. Depozyty terminowe ogółem (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda TRAMO/SEATS)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 6V. Depozyty terminowe ogółem (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda X-12-ARIMA)



Źródło: opracowanie własne.

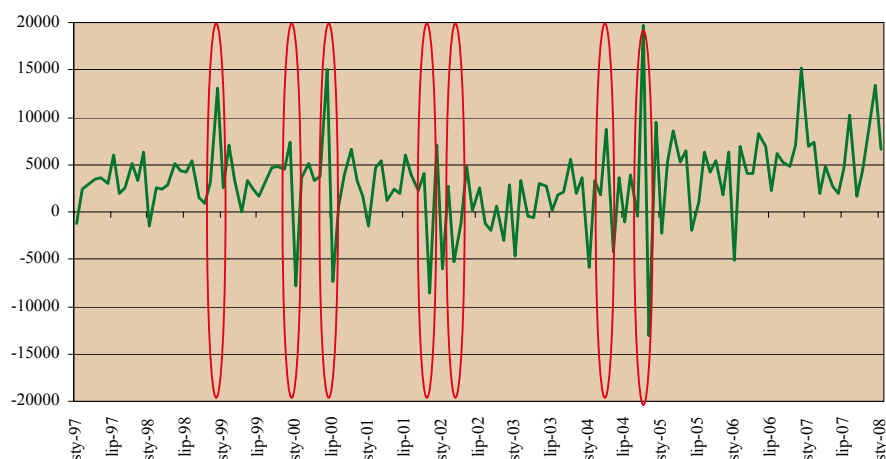
A.24. Podaż pieniądza M2

Na podstawie analizy badanego szeregu zidentyfikowano potencjalne obserwacje nietypowe. Na wykresie 1Y zaznaczono daty, które zostały uwzględnione w trakcie procedury wyrównania sezonowego. W celu wyeliminowania zmieniającej się w czasie wariancji zastosowano logarytmowanie szeregu przed różnicowaniem którego zasadność potwierdza wynik testu zamieszczonego w tabeli 1Y. Wyniki testów zebrane w tabeli 2Y wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego na poziomie istotności 5%. Brak istotnych regularnych sezonowych opóźnień funkcji ACF i PACF (wykres 3Y) wskazuje, że szereg nie powinien być różnicowany rzędu 12. Obserwację tę potwierdza wynik testu HF (tabela 2Y). Jak wynika z wykresu 4Y, wykonanie takiego różnicowania doprowadziłoby do sztucznego wprowadzenia do szeregu sezonowości. Hipoteza o występowaniu pierwiastka jednostkowego nie jest również odrzucana przez test Akdi-Dickey, natomiast odrzucono hipotezę o występowaniu pierwiastka sezonowego (tabela 3Y).

Na wykresach funkcji ACF i PACF dla danych wyrównanych sezonowo przy zastosowaniu obu metod nie zaobserwowano sezonowych opóźnień wykraczających poza przedział ufności (wykresy 5Y i 6Y). Wyniki testów HF (tabela 4Y) oraz Akdi-Dickey (tabela 5Y) potwierdzają, że wyrównane szeregi nie zawierają pierwiastków sezonowych.

Wykres zestawiający funkcje gęstości spektralnej szeregu wyrównanego sezonowo i oczyszczonego z efektów sezonowych nie został zamieszczony ze względu na niemal dokładne nakładanie się wykresów w przyjętej w publikacji skali. Jednakże wykres ten wskazywał, że efekty sezonowe zostały z szeregu usunięte.

Wykres 1Y. Podaż pieniądza M2 – szereg pierwszych różnic



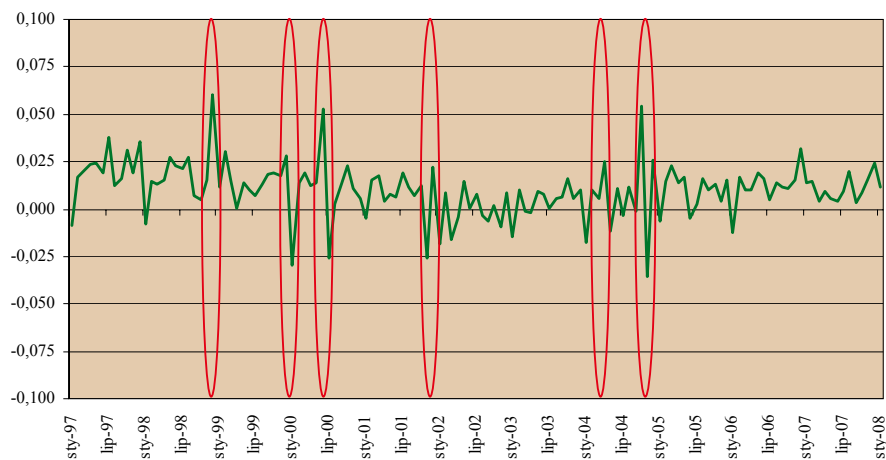
Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1Y. Podaż pieniądza M2 – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-1299,57	2621,95	2623,59
Logarytmiczna	-1298,75	2607,50	2621,95

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 2Y. Podaż pieniądza M2 – pierwsze różnice szeregu logarytmowanego



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2Y. Podaż pieniądza M2 – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	HF
Ze stałą	0,19	1,34	-2,59	-8,34	-
Ze stałą i trendem	-2,14	0,23	-2,53	-3,57	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-6,55	0,58	-13,27	-	18,18

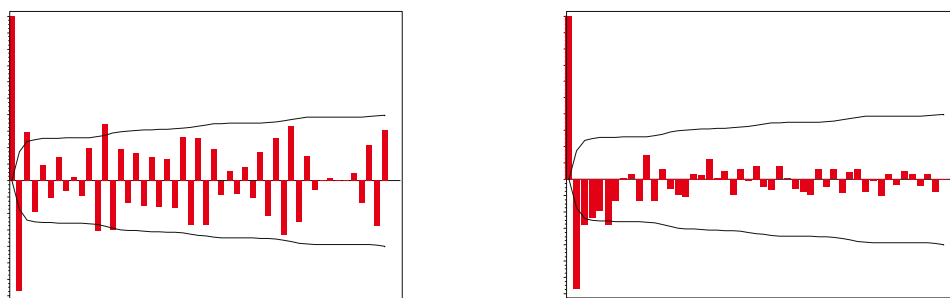
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3Y. Podaż pieniądza M2 – test Akdi-Dickey

Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	6,225	0,000	38,613	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	0,004	0,000	0,042	0,368	0,178	0,035	I(0)
Δy	12	0,000	0,000	0,221	0,373	0,186	0,036	SI(0)

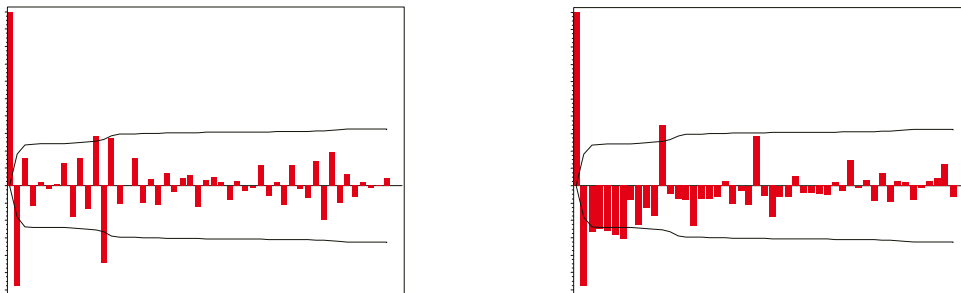
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 3Y. Podaż pieniądza M2 – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic zlogarytmowanego szeregu



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4Y. Podaż pieniądza M2 – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic i różnicowania sezonowego zlogarytmowanego szeregu



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4Y. Podaż pieniądza M2 (szereg wyrównany sezonowo) – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	Metoda	ADF	KPSS	PP	HF(12)
Ze stałą	TRAMO/SEATS	-3,19	1,34	-2,71	-
	X-12-ARIMA	-3,22	1,34	-2,87	-
Ze stałą i trendem	TRAMO/SEATS	-3,00	0,23	-2,84	-
	X-12-ARIMA	-3,18	0,24	-2,99	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	TRAMO/SEATS	-10,69	0,58	-11,44	38,43
	X-12-ARIMA	-10,51	0,60	-11,03	41,54

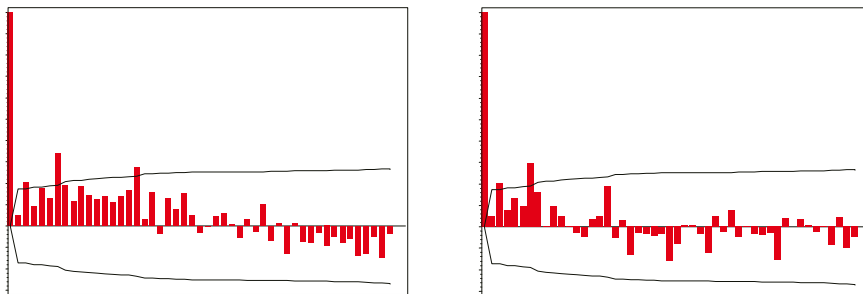
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5Y. Podaż pieniądza M2 (szereg wyrównany sezonowo) – test Akdi-Dickey

Metoda	Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
						10%	5%	1%	
TRAMO/SEATS	y	1	6,224	0,0003	44,375	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,004	0,0002	0,057	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,000	0,0002	0,009	0,373	0,186	0,036	SI(0)
X-12-ARIMA	y	1	6,225	0,0003	45,565	0,368	0,178	0,035	I(1)
	Δy	1	0,004	0,0002	0,058	0,368	0,178	0,035	I(0)
	Δy	12	0,000	0,0000	0,055	0,373	0,186	0,036	SI(0)

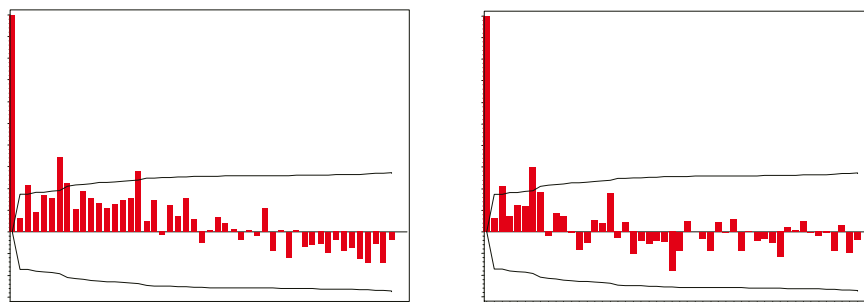
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 5Y. Podaż pieniądza M2 (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda TRAMO/SEATS)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 6Y. Podaż pieniądza M2 (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda X-12-ARIMA)



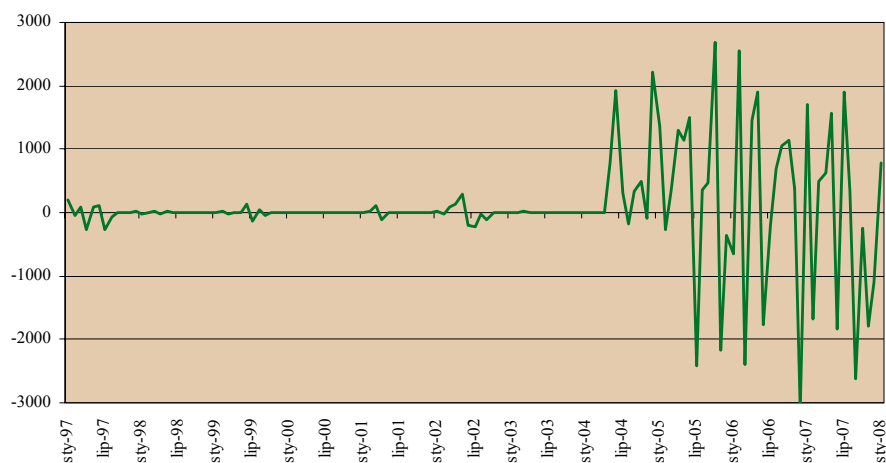
Źródło: opracowanie własne.

A.25. Operacje z przyrzeczeniem odkupu

Dla badanego szeregu nie przeprowadzono testu badającego zasadność logarytmowania szeregu, ze względu na występowanie obserwacji równych zero. Wyniki testów zebranych w tabeli 2Z wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego na poziomie istotności 5%. Brak istotnych regularnych sezonowych opóźnień funkcji ACF i PACF (wykres 2Z) wskazuje, że szereg nie powinien być różnicowany rzędu 12. Obserwację tę potwierdza wynik testu HF (tabela 2Z). Hipoteza o występowaniu pierwiastka jednostkowego nie jest również odrzucana przez test Akdi-Dickey, natomiast odrzucono hipotezę o występowaniu pierwiastka sezonowego (tabela 3Z).

Z względu na brak zidentyfikowania efektów sezonowych szereg nie został poddany wyrównaniu.

Wykres 1Z. Operacje z przyrzeczeniem odkupu – szereg pierwszych różnic



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1Z. Operacje z przyrzeczeniem odkupu – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	HF
Ze stałą	-0,49	3,26	-0,52	-3,61	-
Ze stałą i trendem	-1,67	0,90	-1,73	-4,58	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-14,32	0,18	-14,57	-	19,11

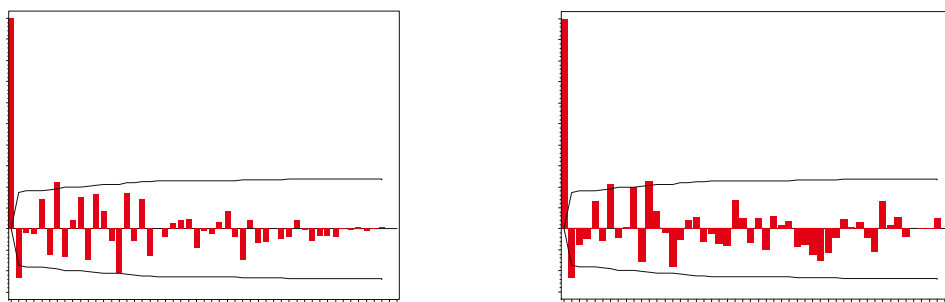
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2Z. Operacje z przyrzeczeniem odkupu – test Akdi-Dickey

Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	1989000000	741597	5,229	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	2083596	702059	0,003	0,368	0,178	0,035	I(0)
Δy	12	8497864	6694177	0,397	0,373	0,186	0,036	SI(0)

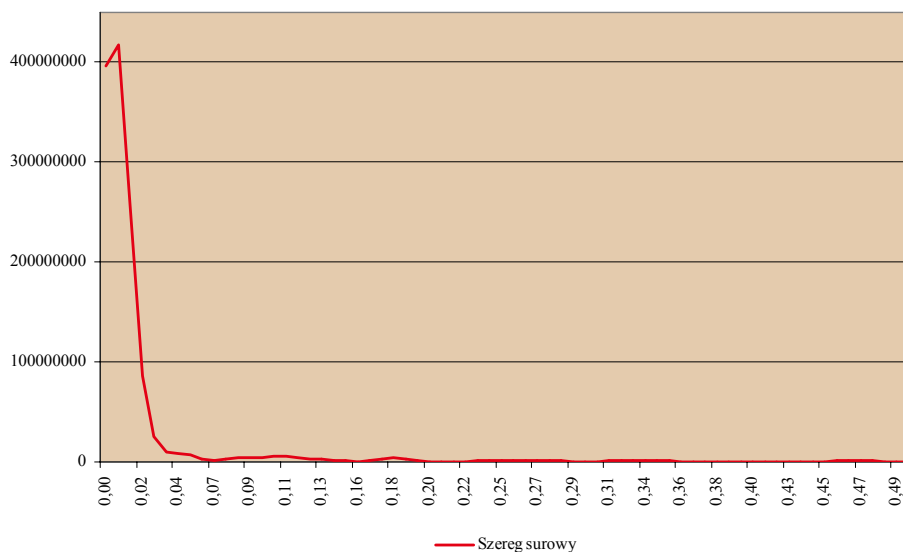
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 2Z. Operacje z przyrzeczeniem odkupu – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic szeregu



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 3Z. Operacje z przyrzeczeniem odkupu – gęstość widmowa



Źródło: opracowanie własne.

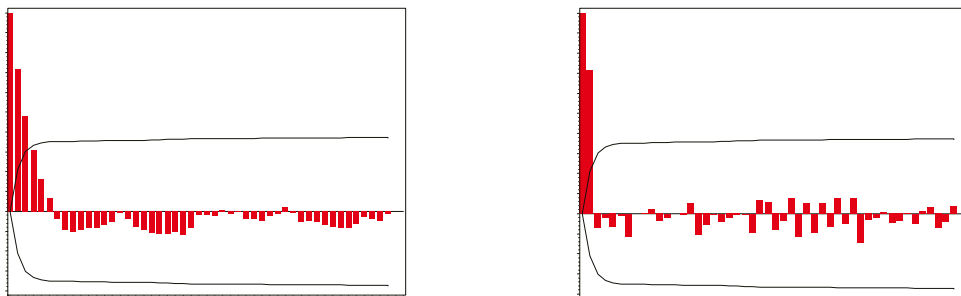
Ze względu na istnienie dwóch przedziałów, w których zachowanie szeregu jest wyraźnie różne, próba została podzielona na dwie podpróby obejmujące okresy od grudnia 1996 r. do kwietnia 2004 r. oraz od maja 2004 r. do stycznia 2008 r.

Badanie szeregu od grudnia 1996 r. do kwietnia 2004 r.

Dla szeregu nie przeprowadzono testu badającego zasadność logarytmowania szeregu, ponieważ występowały w nim obserwacje równe zero. Wyniki testów zebranych w tabeli 1ZZ wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest stacjonarny na poziomie istotności 5%. Brak istotnych regularnych sezonowych opóźnień funkcji ACF i PACF (wykres 1ZZ) wskazuje, że szereg nie powinien być różnicowany rzędu 12. Obserwację tę potwierdza wynik testu DHF (tabela 1ZZ).

Z względu na brak zidentyfikowania efektów sezonowych szereg nie został poddany wyrównaniu.

Wykres 1ZZ. Operacje z przyrzeczeniem odkupu – funkcje ACF i PACF badanego szeregu



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1ZZ. Operacje z przyrzeczeniem odkupu – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF
Ze stałą	-3,98	0,19	-3,86	-12,48

Źródło: obliczenia własne.

Badanie szeregu od maja 2004 r. do stycznia 2008 r.

Na podstawie testu umieszczonego w tabeli 1ZZZ można wywnioskować brak zasadności logarytmowania szeregu. Przebieg funkcji ACF i PACF nie wskazuje na występowanie sezonowości (wykres 1ZZZ). Wyniki testów zebranych w tabeli 2ZZZ wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest stacjonarny na poziomie istotności 1%. Na podstawie wyniku testu DHF stwierdzono, że szereg nie powinien zostać poddany sezonowemu różnicowaniu.

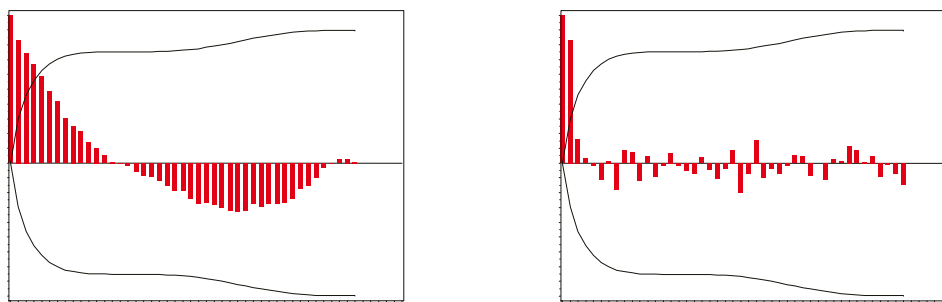
Z względu na brak zidentyfikowania efektów sezonowych szereg nie został poddany wyrównaniu.

Tabela 1ZZZ. Operacje z przyrzeczeniem odkupu – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-381,17	772,35	781,27
Logarytmiczna	-397,30	804,60	813,53

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 1ZZZ. Operacje z przyrzeczeniem odkupu – funkcje ACF i PACF badanego szeregu



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2ZZZ. Operacje z przyrzeczeniem odkupu – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF
Ze stałą	-2,71	0,63	-2,82	-11,15

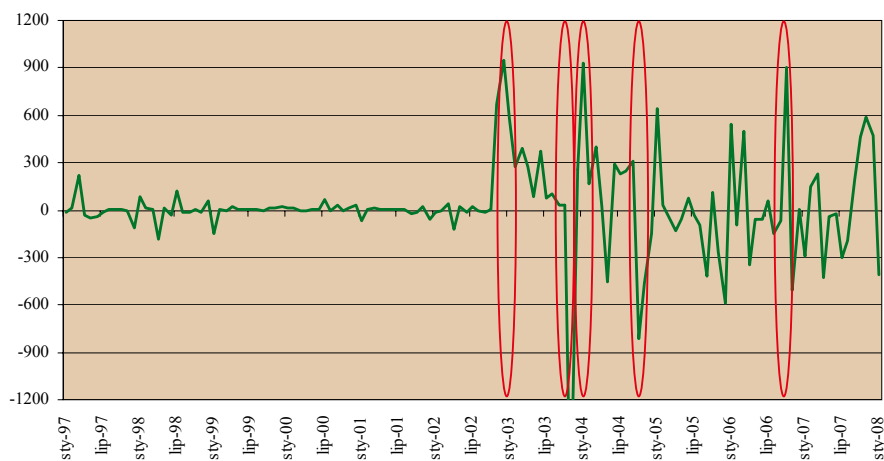
Źródło: obliczenia własne.

A.26. Dłużne papiery wartościowe z terminem pierwotnym do 2 lat

W celu wyeliminowania zmieniającej się w czasie wariancji, zastosowano logarytmowanie szeregu przed różnicowaniem, którego zasadność potwierdza wynik testu zamieszczonego w tabeli 1AA. Wyniki testów zebranych w tabeli 2AA wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego na poziomie istotności 5%. Brak istotnych regularnych sezonowych opóźnień funkcji ACF i PACF (wykres 3AA) wskazuje, że szereg nie powinien być różnicowany rzędu 12. Obserwację tę potwierdza wynik testu HF (tabela 2AA). Hipoteza o występowaniu pierwiastka jednostkowego nie jest również odrzucana przez test Akdi-Dickey, natomiast odrzucono hipotezę o występowaniu pierwiastka sezonowego (tabela 3AA).

Z względu na brak zidentyfikowania efektów sezonowych szereg nie został poddany wyrównaniu.

Wykres 1AA. Dłużne papiery wartościowe z terminem pierwotnym do 2 lat – szereg pierwszych różnic



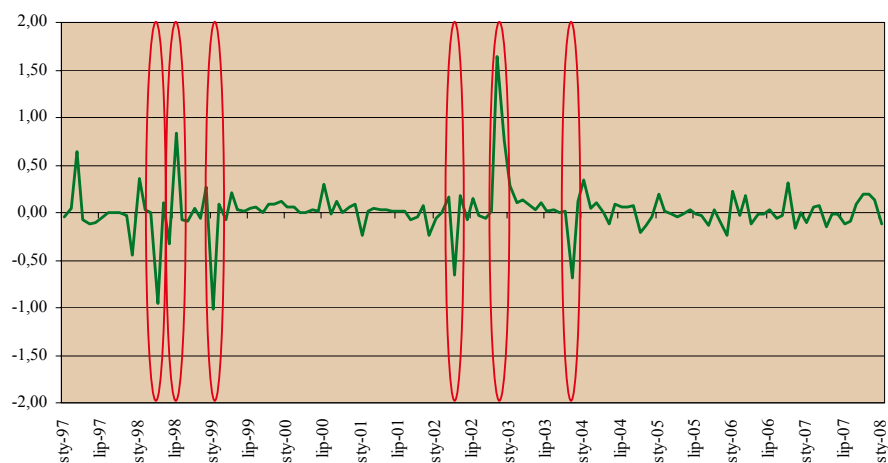
Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1AA. Dłużne papiery wartościowe z terminem pierwotnym do 2 lat – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-951,08	1912,17	1926,62
Logarytmiczna	-884,10	1778,20	1792,65

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 2AA. Dłużne papiery wartościowe z terminem pierwotnym do 2 lat – szereg zlogarytmowanego pierwszych różnic



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2AA. Dłużne papiery wartościowe z terminem pierwotnym do 2 lat – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	HF
Ze stałą	-1,10	3,56	-1,00	-2,14	-
Ze stałą i trendem	-2,06	0,39	-2,19	-4,61	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-11,17	0,08	-11,17	-	56,21

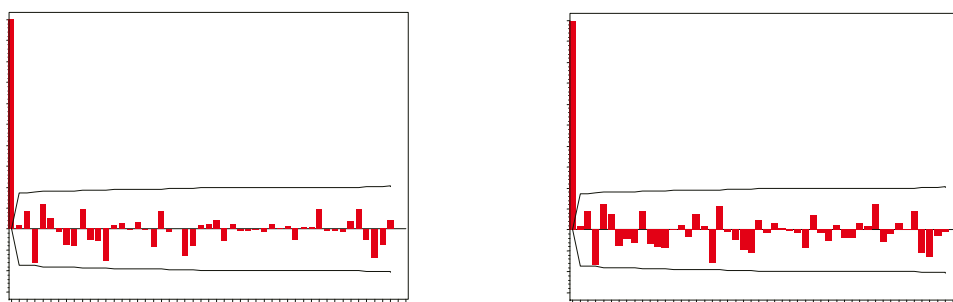
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3AA. Dłużne papiery wartościowe z terminem pierwotnym do 2 lat – testy Akdi-Dickey

Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	235639049	98952	5,229	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	117800	98552	0,003	0,368	0,178	0,035	I(0)
Δy	12	0,466	0,854	0,171	0,373	0,186	0,036	SI(0)

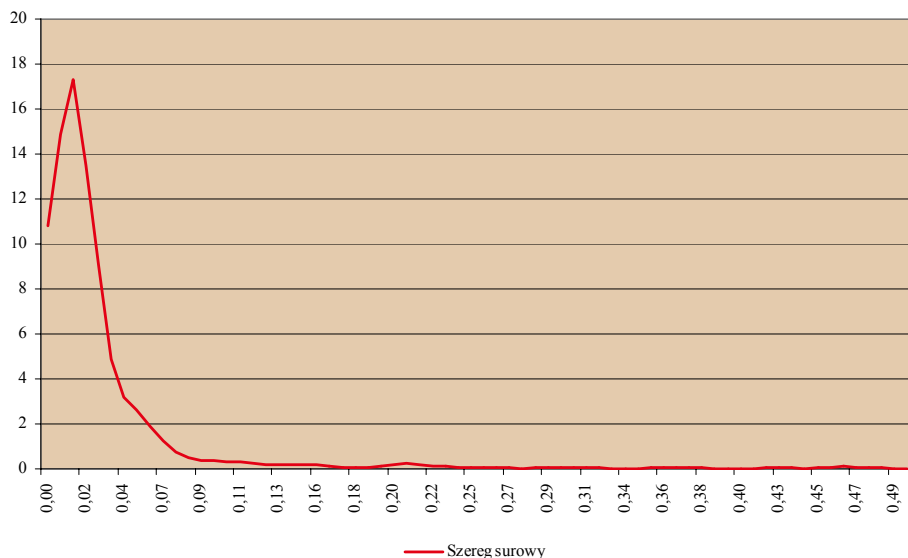
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 3AA. Dłużne papiery wartościowe z terminem pierwotnym do 2 lat – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic szeregu zlogarytmowanego



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4AA. Dłużne papiery wartościowe z terminem pierwotnym do 2 lat – gęstość widmowa



Źródło: opracowanie własne.

Ze względu na obserwowany nagły wzrost wartości szeregu w drugiej połowie 2002 r. szereg został podzielony na dwie próby, które następnie analizowano oddzielnie.

Badanie szeregu od grudnia 1996 r. do listopada 2002 r.

Na podstawie testu umieszczonego w tabeli 1AAA można wywnioskować zasadność logarytmowania szeregu. Wyniki testów zebranych w tabeli 2AAA wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest stacjonarny na poziomie istotności 5%. Przebieg funkcji ACF i PACF nie wskazuje na występowanie sezonowości (wykres 1AAA). Na podstawie wyniku testu DHF stwierdzono, że szereg nie powinien zostać poddany sezonowemu różnicowaniu.

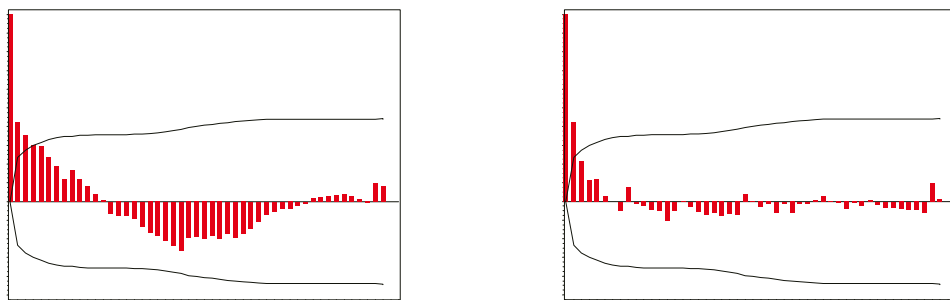
Z względu na brak zidentyfikowania efektów sezonowych szereg nie został poddany wyrównaniu.

Tabela 1AAA. Dłużne papiery wartościowe z terminem pierwotnym do 2 lat – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-427,22	858,44	863,00
Logarytmiczna	-401,99	807,98	812,53

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 1AAA. Dłużne papiery wartościowe z terminem pierwotnym do 2 lat – funkcje ACF i PACF badanego szeregu zlogarytmowanego.



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2AAA. Dłużne papiery wartościowe z terminem pierwotnym do 2 lat – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF
Ze stałą	-2,50	0,16	-2,38	-7,95

Źródło: obliczenia własne.

Badanie szeregu od grudnia 2002 r. do stycznia 2008 r.

Na podstawie testu umieszczonego w tabeli 1AAAA można wywnioskować brak zasadności logarytmowania szeregu. Wyniki testów zebranych w tabeli 2AAAA wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest stacjonarny na poziomie istotności 5%. Przebieg funkcji ACF i PACF nie wskazuje na występowanie sezonowości (wykres 1AAAA). Na podstawie wyniku testu DHF stwierdzono, że szereg nie powinien zostać poddany sezonowemu różnicowaniu.

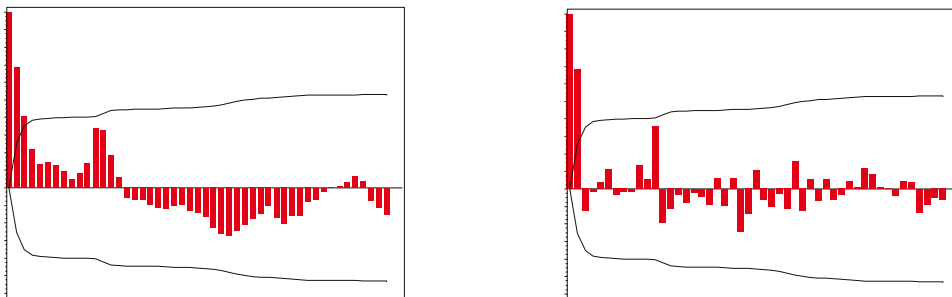
Z względu na brak zidentyfikowania efektów sezonowych szereg nie został poddany wyrównaniu.

Tabela 1AAAA. Dłużne papiery wartościowe z terminem pierwotnym do 2 lat – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-461,05	926,11	930,36
Logarytmiczna	-464,16	932,32	936,57

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 1AAAA. Dłużne papiery wartościowe z terminem pierwotnym do 2 lat – funkcje ACF i PACF szeregu badanego



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2AAAA. Dłużne papiery wartościowe z terminem pierwotnym do 2 lat – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF
Ze stałą	-3,18	0,39	-3,69	-4,84

Źródło: obliczenia własne.

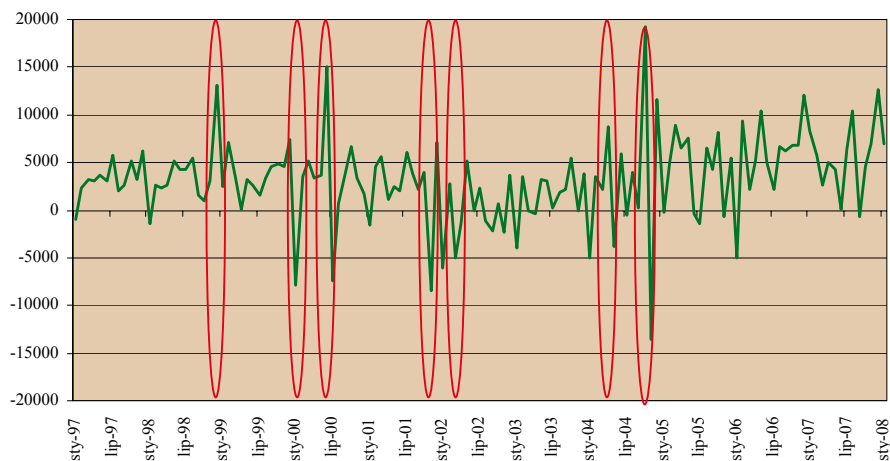
A.27. Podaż pieniądza M3

Na podstawie analizy badanego szeregu zidentyfikowano potencjalne obserwacje nietypowe. Na wykresie 1AC zaznaczono daty, które zostały uwzględnione w trakcie procedury wyrównania sezonowego. W celu wyeliminowania zmieniającej się w czasie wariancji zastosowano logarytmowanie szeregu przed różnicowaniem, którego zasadność potwierdza wynik testu zamieszczonego w tabeli 1AC. Wyniki testów zebrane w tabeli 3AC wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego na poziomie istotności 5%. Brak istotnych regularnych sezonowych opóźnień funkcji ACF i PACF (wykres 3AC) wskazuje, że szereg nie powinien być różnicowany rzędu 12. Obserwację tę potwierdza wynik testu HF (tabela 2AC). Jak wynika z wykresu 4AC, wykonanie takiego różnicowania doprowadziłoby do sztucznego wprowadzenia do szeregu sezonowości. Hipoteza o występowaniu pierwiastka jednostkowego nie jest również odrzucana przez test Akdi-Dickey, natomiast odrzucono hipotezę o występowaniu pierwiastka sezonowego (tabela 3AC).

Na wykresach funkcji ACF i PACF dla danych wyrównanych sezonowo przy zastosowaniu obu metod nie zaobserwowano sezonowych opóźnień wykraczających poza przedział ufności (wykres 5AC). Wyniki testów HF (tabela 4AC) oraz Akdi-Dickey (tabela 5AC) potwierdzają, że wyrównane szeregi nie zawierają pierwiastków sezonowych.

Wykres zestawiający funkcje gęstości spektralnej szeregu wyrównanego sezonowo i oczyszczonego z efektów sezonowych nie został zamieszczony ze względu na niemal dokładne nakładanie się wykresów w przyjętej w publikacji skali. Wskazywał on, że efekty sezonowe zostały z szeregu usunięte.

Wykres 1AC. Podaż pieniądza M3 – szereg pierwszych różnic



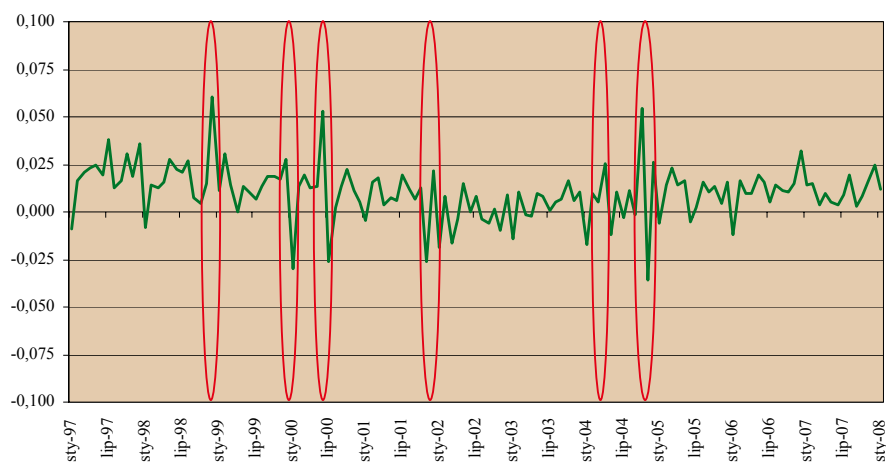
Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1AC. Podaż pieniądza M3 – test transformacji logarytmicznej

Transformacja	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC	SBC
Brak	-1299,73	2609,47	2623,92
Logarytmiczna	-1298,83	2607,65	2622,10

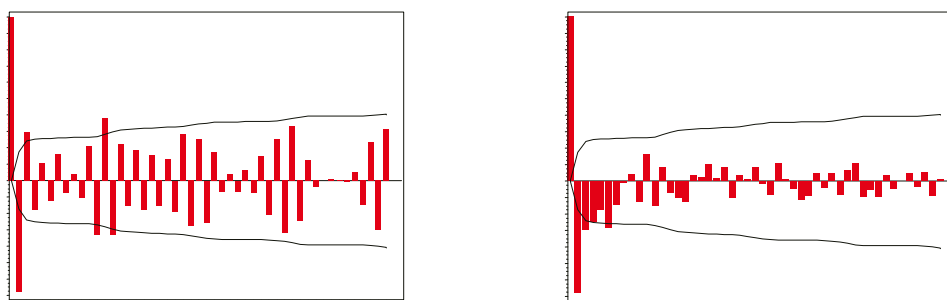
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 2AC. Podaż pieniądza M3 – pierwsze różnice szeregu zlogarytmowanego



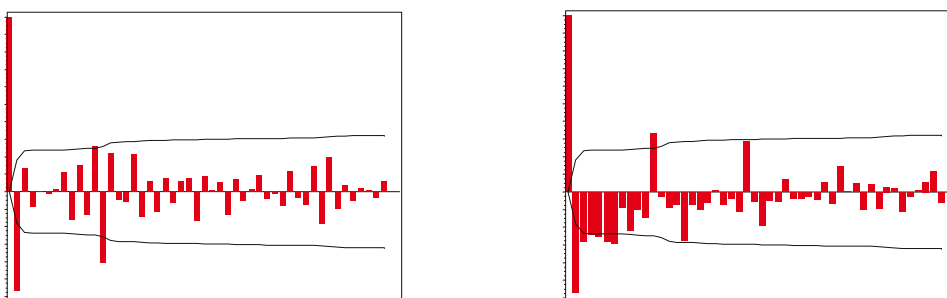
Źródło: opracowanie własne.

Wykres 3AC. Podaż pieniądza M3 – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic szeregu zlogarytmowanego



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4AC. Podaż pieniądza M3 – funkcje ACF i PACF pierwszych różnic i różnicowania sezonowego szeregu zlogarytmowanego



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2AC. Podaż pieniądza M3 – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	ADF	KPSS	PP	DHF	HF
Ze stałą	0,19	1,35	-2,14	-7,98	-
Ze stałą i trendem	-2,19	0,23	-2,53	-3,65	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	-6,73	0,58	-13,55	-	22,28

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3AC. Podaż pieniądza M3 - test Akdi-Dickey

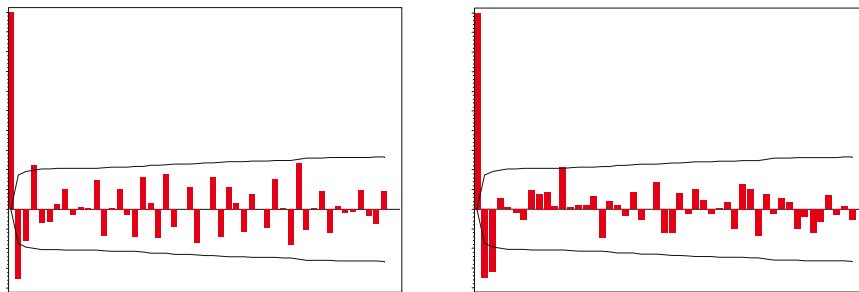
Szereg	p	$I_n(w_1)$	$\hat{\delta}^2$	$T_n(w_1)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności:			Wynik
					10%	5%	1%	
y	1	6,756	0,000	41,912	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	1	0,003	0,000	0,038	0,368	0,178	0,035	I(0)
Δy	12	0,001	0,003	0,124	0,373	0,186	0,036	SI(0)

Źródło: Obliczenia własne.

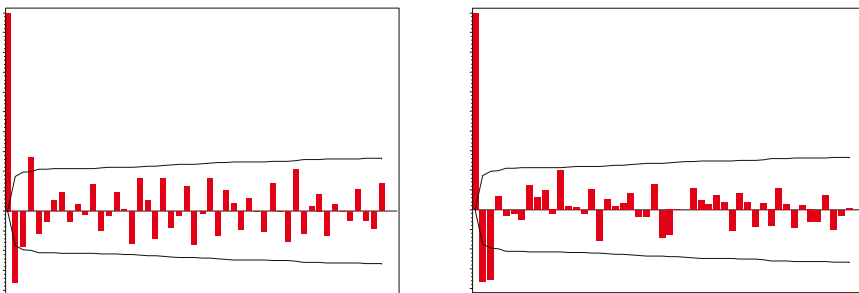
Tabela 4AC. Podaż pieniądza M3 (szereg wyrównany sezonowo) – testy pierwiastka jednostkowego

Wersja testu	Metoda	ADF	KPSS	PP	HF(12)
Ze stałą	TRAMO/SEATS	-3,23	1,35	-2,76	-
	X-12-ARIMA	-3,16	1,35	-2,71	-
Ze stałą i trendem	TRAMO/SEATS	-3,02	0,23	-2,83	-
	X-12-ARIMA	-2,99	0,23	-2,86	-
Na pierwszych różnicach i ze stałą	TRAMO/SEATS	-10,93	0,58	-11,64	37,96
	X-12-ARIMA	-10,84	0,57	-11,53	39,12

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 5AC. Podaż pieniądza M3 (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda TRAMO/SEATS)

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 6AC. Podaż pieniądza M3 (szereg wyrównany sezonowo) – funkcje ACF i PACF (metoda X-12-ARIMA)

Źródło: opracowanie własne.

Aneks 2

B.1. Test Akdi-Dickey

Test Akdi-Dickey jest testem pierwiastka jednostkowego, bazującym na analizie spektralnej szeregu¹¹⁵. Test opiera się na analizie periodogramu szeregu otrzymanego w wyniku transformacji zmiennej y_t do dziedziny częstości. Periodogram jest opisany równaniem:

$$I_T(\omega_t) = \frac{T}{2}(a_t^2 + b_t^2) \quad (1A)$$

gdzie:

t – numer obserwacji, $t = 1, \dots, T$.

ω_t – częstość kołowa, zdefiniowana jako $\omega_t = \frac{2\pi t}{T}$.

a_t i b_t są współczynnikami zdefiniowanymi jako:

$$a_t = \frac{2}{T} \sum_{i=1}^T (y_i - \bar{y}) \cos(\omega_t i),$$

$$b_t = \frac{2}{T} \sum_{i=1}^T (y_i - \bar{y}) \sin(\omega_t i),$$

w których:

\bar{y} jest średnią szeregu y_t .

Dla $\omega_t = \frac{2\pi t}{T}$ zachodzi równość:

$$\sum_{i=1}^T \cos(\omega_t i) = \sum_{i=1}^T \sin(\omega_t i) = 0 \quad (2A)$$

a współczynniki a_t , b_t mają stałą średnią, co oznacza, że periodogram ma również stałą średnią. Warunkiem odrzucenia hipotezy zerowej o tym, że badany szereg ma pierwiastek jednostkowy, są małe wartości periodogramu.

Statystyka testowa $T(\omega_t)$, która jest używana do testowania występowania pierwiastka jednostkowego, ma postać:

$$T(\omega_t) = \frac{2(1 - \cos(\omega_t))}{\hat{\sigma}^2} I_T(\omega_t) \quad (3A)$$

gdzie:

¹¹⁵ Prezentowany tu opis testu pochodzi z artykułu Akdi, Dickey i Ucar: *Stochastic Seasonality and Habit in US Consumption of Nondurables*.

$\hat{\sigma}^2$ jest oszacowaną wariancją składnika losowego,

pozostałe oznaczenia jak wyżej.

Dla dużej próby statystyka testowa $T(\omega_t)$ zbiega asymptotycznie według dystrybuanty do:

$$T(\omega_t) = \frac{2(1 - \cos(\omega_t))}{\hat{\sigma}^2} I_T(\omega_t) \xrightarrow{D} Z_1^2 + 3Z_2^2 \quad (4A)$$

gdzie:

Z_1 i Z_2 są niezależne, zestandaryzowane,

pozostałe oznaczenia jak wyżej.

Wartości krytyczne testu zostały obliczone przez Akdi i Dickey¹¹⁶.

B.2. Test Hasza-Fuller (HF)

Test Hasza-Fuller¹¹⁷ bada wartości parametrów β_1, β_2 i β_3 równania autoregresji:

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 (y_{t-1} - y_{t-S-1}) + \beta_3 (y_{t-S} - y_{t-S-1}) + \gamma_1 \Delta_S \Delta_1 y_{t-1} + \dots + \gamma_p \Delta_S \Delta_1 y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (5A)$$

gdzie:

p – liczba opóźnień zmiennej $\Delta_S \Delta_1 y_t$ eliminująca z modelu autokorelację składnika losowego,

$\Delta_S y_t = y_t - y_{t-S}$ – różnicowanie sezonowe y_t (dla miesięcznych $S = 12$),

ε_t – proces białego szumu.

Hipoteza zerowa testu zakłada, że parametry równania $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ są równe odpowiednio 1, 0, 1. Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej oznacza, że szereg posiada sezonowy i niesezonowy pierwiastek jednostkowy i jego usunięcie wymaga wykonania na szeregu różnicowania $\Delta_S \Delta_1 y_t$.

B.3. Test Dickey-Hasza-Fuller (DHF)

Test Dickey-Hasza-Fuller sprawdza poprawność restrykcji nałożonej na parametr β_1 równania autoregresji:

$$y_t - y_{t-S} = \beta_1 y_{t-S} + \gamma_1 \Delta_S \Delta_1 y_{t-1} + \dots + \gamma_p \Delta_S \Delta_1 y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (6A)$$

Przy czym oznaczenia są analogiczne do równania 5A.

Hipoteza zerowa testu zakłada, że parametr β_1 jest równy 1. Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej wskazuje, że szereg posiada sezonowy pierwiastek jednostkowy. Otrzymanie szeregu stacjonarnego wymaga wykonania różnicowania rzędu 12.

B.4. Test Hylleberg-Engel-Granger-Yoo (HEGY)

Test HEGY został skonstruowany dla danych kwartalnych. W niniejszej pracy wykorzystano stworzoną przez Franses (1991a, 1991b)¹¹⁸ i udoskonaloną przez Beaulieu i Miron (1993)¹¹⁹ wersję testu HEGY przeznaczoną dla szeregów o częstotliwości miesięcznej.

¹¹⁶ Akdi i Dickey (1998): *Periodograms for Unit Root Time Series: Distributions and Tests*.

¹¹⁷ Hasza i Fuller (1982): *Testing for Nonstationary Parameter Specifications in Seasonal Time Series Models*.

Test HEGY bazuje na równaniu regresji:

$$\begin{aligned} \varphi(B)y_{8,t} = & \mu_t + \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-1} + \pi_4 y_{3,t-2} + \pi_5 y_{4,t-1} + \\ & + \pi_6 y_{4,t-2} + \pi_7 y_{5,t-1} + \pi_8 y_{5,t-2} + \pi_9 y_{6,t-1} + \pi_{10} y_{6,t-2} + \pi_{11} y_{7,t-1} + \\ & + \pi_{12} y_{1,t-2} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (7A)$$

gdzie:

ε_t – proces białego szumu,

B – operator opóźnienia, taki że: $By_t = y_{t-1}$,

$\varphi(B)$ – wielomian charakterystyczny,

π_1, \dots, π_{12} – nieznanne parametry strukturalne modelu,

$\mu_t = \alpha_0 + \sum_{s=1}^{S-1} \alpha_s D_{st} + \beta_0 t$ jest częścią deterministyczną równania,

w którym:

β_0, α_s – nieznanne parametry równania ($s = 0, \dots, S-1$),

t – deterministyczny trend liniowy,

D_{st} – sezonowe zmienne zerojedynkowe.

Zmienne $y_{k,t}$, gdzie $k=1, \dots, 8$, są związane z częstościami sezonowymi ω_s , które otrzymuje się przez zastosowanie odpowiedniego filtrowania zmiennej y_t . Filtr ten bazuje na operatorze opóźnień B , który usuwa wszystkie pierwiastki jednostkowe z wyjątkiem tych związanych z określoną częstością ω_s . Zmienne $y_{k,t}$ są zdefiniowane następująco:

$$\begin{aligned} y_{1,t} &= (1+L)(1+L^2)(1+L^4+L^8)y_t \\ y_{2,t} &= -(1-L)(1+L^2)(1+L^4+L^8)y_t \\ y_{3,t} &= -(1-L^2)(1+L^4+L^8)y_t \\ y_{4,t} &= -(1-L^4)(1-\sqrt{3}L+L^2)(1+L^2+L^4)y_t \\ y_{5,t} &= -(1-L^4)(1+\sqrt{3}L+L^2)(1+L^2+L^4)y_t \\ y_{6,t} &= -(1-L^4)(1-L^2+L^4)(1-L+L^2)y_t \\ y_{7,t} &= -(1-L^4)(1-L^2+L^4)(1+L+L^2)y_t \\ y_{8,t} &= (1-L^{12})y_t \end{aligned} \quad (8A)$$

W celu przetestowania hipotezy o występowaniu różnych pierwiastków jednostkowych, zazwyczaj przeprowadza się oszacowanie modelu (równanie 7A) metodą najmniejszych kwadratów. W wyniku przeprowadzonej estymacji otrzymuje się dwanaście możliwych jednostkowych pierwiastków: jeden pierwiastek niesezonowy i jedenaście pierwiastków sezonowych, które zostały przedstawione w tabeli 1.

W kolejnym kroku testowane są następujące hipotezy zerowe:

a) *Testowanie stopnia zintegrowania zmiennej y_t dla $\omega_t = 0$:*

¹¹⁸ Franses (1991a): *Model Selection and Seasonality in Time Series*, Franses (1991b): *Seasonality, Non-Stationarity and the Forecasting of Monthly Time Series*.

¹¹⁹ Beaulieu i Miron (1993): *Seasonal Unit Roots in Aggregate U.S. Data*.

$H_0: \pi_1 = 0$ – zmienna y_t ma pierwiastek jednostkowy równy 1,

$H_1: \pi_1 < 0$ – zmienna y_t jest stacjonarna dla $\omega_t = 0$.

b) *Testowanie stopnia zintegrowania dla $\omega_s = \pi$:*

$H_0: \pi_2 = 0$ – zmienna y_t ma pierwiastek jednostkowy równy -1 ,

$H_1: \pi_2 < 0$ – zmienna y_t jest stacjonarna dla $\omega_s = \pi$.

c) *Testowanie stopnia zintegrowania dla $\omega_s = \pm \frac{\pi}{2}$:*

$H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$ – zmienna y_t ma dwa pierwiastki jednostkowe $\pm i$,

$H_1: \pi_3 \vee \pi_4 \neq 0$ – zmienna y_t jest stacjonarna dla $\omega_s = \pm \frac{\pi}{2}$.

d) *Testowanie stopnia zintegrowania dla $\omega_s = \mp \frac{2\pi}{3}$:*

$H_0: \pi_5 = \pi_6 = 0$ – zmienna y_t ma dwa pierwiastki jednostkowe równe $-\frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i)$,

$H_1: \pi_5 \vee \pi_6 \neq 0$ – zmienna y_t jest stacjonarna dla $\omega = \mp \frac{2\pi}{3}$.

e) *Testowanie stopnia zintegrowania dla $\omega_s = \pm \frac{\pi}{3}$:*

$H_0: \pi_7 = \pi_8 = 0$ – zmienna y_t ma dwa pierwiastki jednostkowe równe $\frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i)$,

$H_1: \pi_7 \vee \pi_8 \neq 0$ – zmienna y_t jest stacjonarna dla $\omega = \pm \frac{\pi}{3}$.

f) *Testowanie stopnia zintegrowania dla $\omega_s = \mp \frac{5\pi}{6}$:*

$H_0: \pi_9 = \pi_{10} = 0$ – zmienna y_t ma dwa pierwiastki jednostkowe równe $-\frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i)$,

$H_1: \pi_9 \vee \pi_{10} \neq 0$ – zmienna y_t jest stacjonarna dla $\omega = \mp \frac{5\pi}{6}$.

g) *Testowanie stopnia zintegrowania dla $\omega_s = \pm \frac{\pi}{6}$:*

$H_0: \pi_{11} = \pi_{12} = 0$ – zmienna y_t ma dwa pierwiastki jednostkowe równe $\frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i)$,

$H_1: \pi_{11} \vee \pi_{12} \neq 0$ – zmienna y_t jest stacjonarna dla $\omega = \pm \frac{\pi}{6}$.

h) *Testowanie stopnia zintegrowania dla wszystkich ω_s :*

$H_0: \pi_2 = \dots = \pi_{12} = 0$ – zmienna y_t ma pierwiastki jednostkowe równe: $-1, \pm i, -\frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i), \frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i) - \frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i), \frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i)$,

$H_1: \pi_2 \vee \dots \vee \pi_{12} \neq 0$ – zmienna y_t jest stacjonarna dla wszystkich ω_s .

i) *Testowanie stopnia zintegrowania dla wszystkich ω_s oraz $\omega_t = 0$:*

$H_0: \pi_1 = \dots = \pi_{12} = 0$ – zmienna y_t ma pierwiastki jednostkowe równe: $1, -1, \pm i, -\frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i), \frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i) - \frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i), \frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i)$,

$H_1: \pi_1 \vee \dots \vee \pi_{12} \neq 0$ – zmienna y_t jest stacjonarna dla wszystkich ω_s oraz $\omega_t = 0$.

Podstawą wnioskowania statystycznego dla hipotez prostych jest statystyka testowa t -Studenta, natomiast dla hipotez złożonych – statystyka testowa F . Statystyki krytyczne są wyznaczane za pomocą metod symulacyjnych. Ich wartości są dostępne m.in. w Beaulieu i Miron (1993) oraz Franses i Hobijn (1997).

B.5. Test Osborn

Test Osborn bazuje na równaniu regresji w postaci:

$$\varphi(B)\Delta_S y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{s=2}^{s-1} \alpha_s D_{st} + \pi_1(1-B^S)y_{t-1} + \pi_2(1-B)y_{t-S} + \varepsilon_t \quad (9A)$$

Oznaczenia są analogiczne do równania 7A.

Hipoteza zerowa testu zakłada, że parametry π_1 oraz π_2 są równe zero. Brak podstaw od odrzucenia hipotezy zerowej oznacza, że filtr $\Delta_1 \Delta_S y_t$ jest odpowiedni dla uzyskania stacjonarnej zmiennej y_t . Jeśli $\pi_1 = 0$ i $\pi_2 \neq 0$, to w celu uzyskania stacjonarnej zmiennej y_t należy zastosować filtr $(1-B)y_t$, natomiast jeśli $\pi_1 \neq 0$ i $\pi_2 = 0$, to aby otrzymać stacjonarną zmienną y_t należy wykorzystać filtr $(1-B^S)y_t$.