



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Aleksandra Pawłowska
Włodzimierz Rembisz

Przemienność dochodów gospodarstw rolnych w Polsce w latach 2005–2018

Streszczenie: W artykule dokonano oceny kształtowania się dochodów polskich producentów rolnych w latach 2005–2018, ze szczególnym zwróceniem uwagi na charakter tendencji zmian dochodów w kolejnych latach. Przeprowadzona analiza pozwoliła na wskazanie utrzymującej się wysokiej zmienności dochodów, zarówno na poziomie ogółu próby badawczej, jak i w poszczególnych klasach wielkości ekonomicznej. W przypadku gospodarstw o wielkości ekonomicznej od 8 do 500 tys. euro SO widoczny był wzrost dochodów w okresie 2005–2018, a sposób ich kształtowania się w kolejnych latach miał dodatkowo pewne cechy przemienności.

Słowa kluczowe: dochody, gospodarstwa rolne, przemienność dochodów, stabilizacja dochodów.

1. Wprowadzenie

Przyjmuje się, że podstawowym celem¹ działalności producenta rolnego jest maksymalizacja dochodów. Mając na uwadze znaczenie dochodu, który z jednej strony zapewnia możliwość zaspokajania potrzeb rodzin rolniczych, z drugiej zaś

Dr Aleksandra Pawłowska, Instytut Rozwoju Wsi i Rolnictwa Polskiej Akademii Nauk, Zakład Integracji Europejskiej, ul. Nowy Świat 72, 00-330 Warszawa, e-mail: apawłowska@irwirpan.waw.pl, ORCID: 0000-0001-8964-3624.

Prof. dr hab. Włodzimierz Rembisz, Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, Zakład Rynków Rolnych i Metod Ilościowych, ul. Świętokrzyska 20, 00-002 Warszawa, e-mail: wrembisz@gmail.com, ORCID: 0000-0001-9941-3398.

¹ Nie zakładamy, że dochód jest jedyną funkcją celu producenta rolnego, a bardziej, iż stanowi jedną z funkcji cząstkowych w wielokryterialnej funkcji celu obejmującej, oprócz kategorii ekonomicznych, również kwestie społeczne czy środowiskowe.



Utwór dostępny jest na licencji Creative Commons Uznanie autorstwa 4.0 Międzynarodowe.
[Creative Commons CC BY 4.0.](https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/)

warunkuje żywotność, w tym rozwój gospodarstwa rolnego, istotną kwestią wydaje się również stabilizacja tego dochodu. Jednoczesna realizacja obu celów, tj. maksymalizacji i stabilizacji dochodów, nie jest jednak łatwa. Same cele nie muszą też być ze sobą zbieżne, choćby ze względu na brak możliwości stabilizowania dochodu na maksymalnym poziomie, co nie jest wyłącznie cechą producentów rolnych i rolnictwa traktowanego jako zbiór tych producentów. Z problemem stabilizacji dochodów producentów rolnych łączy się też ich zmienność w czasie. Przyczyny tej zmienności są różne – związane z regulacyjnym mechanizmem rynkowym, z kontekstem prawno-instytucjonalnym w postaci m.in. określonych instrumentów polityki rolnej, a także oczywiście z uwarunkowaniami klimatyczno-przyrodniczymi samego procesu produkcji rolnej. Nie stanowi to jednak meritum niniejszego artykułu. Autorów interesuje bowiem jedynie przebieg tej zmienności, tj. niejako profil zmian poziomu dochodów w czasie. Nie badano przyczyn zmienności dochodów ani ich źródeł. Nie określono też, czy źródłem dochodów producenta rolnego jest wynagrodzenie czynnika pracy, czynnika ziemi (renta) czy też czynnika kapitału (zysk) i w jakich proporcjach. Przyjęto jedną miarę w tym zakresie dla całego badanego okresu.

Rolnictwo w Polsce mierzy się obecnie nie tylko z relatywnie niskim poziomem dochodów z działalności rolniczej – a tym samym również ze stale utrzymującą się niekorzystną sytuacją ekonomiczną gospodarstw rolnych w porównaniu do ludności nierolniczej – lecz także ze względnie wysokim zróżnicowaniem dochodów między gospodarstwami rolnymi. Przyczyny zmienności tych dochodów zostały już dobrze rozpoznane. Wspomnieć jedynie można, iż z jednej strony wskazuje się tu na czynniki o charakterze endogennym, na które składają się wielkość i struktura produkcji, a także poziom zaangażowania czynników produkcji i relacje między nimi. Z drugiej zaś strony podkreśla się uwarunkowania egzogenne, a więc przyrodniczy charakter działalności rolniczej, czynniki rynkowe oraz otoczenie instytucjonalne. Te pierwsze wyznaczają trendy, te drugie z kolei ewentualne zmiany wokół trendu.

Celem artykułu jest ocena kształtowania się dochodów producentów rolnych w Polsce w odniesieniu do przebiegu zmian ich poziomów w ciągu ostatnich kilkunastu lat składających się na okres członkostwa Polski w Unii Europejskiej (UE), zarówno dla ogółu gospodarstw rolnych, jak i w poszczególnych klasach wielkości ekonomicznej. Szczególną uwagę zwrócono na kształt przebiegu zmian poziomu dochodów w kolejnych latach, zakładając, że może wykazywać pewne cechy przemienności. Przemienność dochodów gospodarstw rolnych w czasie to hipoteza podstawowa prezentowanego artykułu. Przyjęto w nim również założenie, że ta przemienność ma charakter symetryczny i zachodzi wokół rosnącego trendu odnośnie do poziomu dochodów. Pojęcie przemienności odnosi się tu do zmian poziomu dochodów powyżej oraz poniżej pewnej referencyjnej ich wielkości. Tą wielkością referencyjną jest poziom dochodów według określonego trendu. Nie

objaśniono źródeł zmian dochodów poza relacjonowaniem wartości produkcji do poniesionych nakładów. Takie podejście, poza wartościami poznawczymi, może być użyteczne dla prognozowania zmian dochodów i pomocnicze dla instrumentów ich ewentualnej stabilizacji.

2. Uwarunkowania zmiany dochodów gospodarstw rolnych

Dotychczas nie podejmowano prób oceny przemienności w czasie dochodów gospodarstw rolnych, szczególnie w Polsce, a tym samym brak jest bezpośrednich odniesień literaturowych do tak postawionej kwestii. Jest dużo prac dotyczących zmienności dochodów (Zawalińska, Majewski, Wąs 2015; Runowski 2014; Baer-Nawrocka 2013), przyczyn tej zmienności (Kulawik, Płonka, Wieliczko 2020) czy też samych źródeł dochodów gospodarstw rolnych oraz całego sektora rolnictwa (Kryszak, Czyżewski 2020; Poczta, Średzińska, Mrówczyńska-Kamińska 2009). Są to prace skoncentrowane na aspektach analiz porównawczych oraz na ujmowaniu czynników zmian dochodów. Jako dwie główne charakterystyki dochodów rolniczych Józef S. Zegar (2018) wskazuje niski poziom w porównaniu do dochodów ludności spoza sektora rolnego oraz wysokie zróżnicowanie. W sensie poznawczym przyczyny względnie wysokiego zróżnicowania dochodów w polskim rolnictwie zostały, jak się wydaje, już dobrze rozpoznane. Ze względu na podjętą kwestię przemienności dochodów przywołano tutaj uwarunkowania zmienności dochodów wyłącznie w kontekście stabilności dochodów w czasie. W ogólności wśród czynników determinujących poziom dochodów, a tym samym warunkujących ich zmienność, wyróżnia się zwykle czynniki o charakterze endogenicznym, mające źródła wewnątrz gospodarstwa rolnego, jak i egzogenicznym, a więc odnoszące się do bliższego i dalszego otoczenia producenta rolnego. Zakładając niejako w uproszczeniu, że dochód rolniczy tożsamy jest z zyskiem producenta rolnego, źródła zmienności dochodów leżeć mogą zarówno po stronie przychodów, jak i kosztów (zob. Pawłowska 2020). Patrząc od strony przychodowej, zmiany dochodów związane są ze zmianą wielkości czy struktury produkcji oraz ze zmianą poziomu cen skupu. Wahania dochodu wynikające ze zmian po stronie kosztowej wiążą się z kolei ze zmianą poziomu i struktury nakładów czynników produkcji, a także ich produktywności i cen (Rembisz 2007). Specyfika sektora rolnego związana z przyrodniczym charakterem działalności rolniczej sprawia, że podstawowym czynnikiem warunkującym zmienność dochodów są kwestie środowiskowe, w tym zmiany klimatyczne. Uwarunkowania przyrodniczo-klimatyczne wskazywane są jako jedna z ważniejszych przyczyn wzrostu zmienności wyników produkcyjnych przy danym poziomie stosowanych technologii i postępu, a w związku z tym zmienności dochodów, jak również wzrostu ryzyka (Klimkowski, Rembisz 2014;

Bielza Diaz-Caneja i in. 2009). Obok tych przyczyn zmienności dochodów przywołuje się również wpływ ryzyka cenowego związanego najczęściej z opóźnieniem czasowym występującym między podjęciem decyzji produkcyjnej a uzyskaniem samego produktu, a także z różnymi elastycznościami cenowymi popytu i podaży dla produktów rolnych (Rembisz, Sielska 2013). Ceny produktów rolnych wykazują relatywnie wysokie zróżnicowanie z uwagi na specyfikę rynku rolnego, w szczególności w związku z homogenicznym produktem, nieelastycznym popytem czy dużą liczbą producentów (Moschini, Hennessy 2001). Zmienność cen dotyka jednak zarówno strony przychodowej, jak i kosztowej w kreowaniu dochodu. Ryzyko związane jest bowiem nie tylko z cenami otrzymywanymi, ale też z cenami płaconymi, a więc ze zmiennością nożyc cen. Szoki cenowe na rynku czynników produkcji mogą prowadzić do silnych zmian dochodów producentów rolnych (Beckman, Schimmelpfennig 2015). Źródłem niepewności wpływającym na stabilność dochodów producentów rolnych jest również otoczenie instytucjonalne, a więc mechanizmy Wspólnej Polityki Rolnej (WPR). Zarówno wsparcie o charakterze bezpośrednim, jak i pośrednim może wpływać na zmienność dochodów producentów rolnych (Poon, Wersink 2011). W ogólności instrumenty polityki rolnej wpływają na zmianę źródeł dochodów, na sposób maksymalizacji funkcji celu lub też modyfikują jej warunki ograniczające (Bezat-Jarzębowska, Rembisz, Sielska 2012). Kwestia wpływu uwarunkowań regulacyjnych na zróżnicowanie dochodów pojawia się również w kontekście zmian w WPR, mających na celu przywrócenie rynkowi jego regulacyjnej funkcji, co doprowadziło do wzrostu wpływu ryzyka cenowego na zmienność dochodów rolniczych (Klimkowski, Rembisz 2014). Te rozpoznane w literaturze źródła dochodów i ich zmian są *implicite* podstawą, do której jednak nie odniesiono się w prowadzonej analizie profilu kształtowania się dochodów w czasie i ich przemienności, adekwatnie do postawionej kwestii i hipotezy niniejszego artykułu.

3. Próba i metoda badawcza

W badaniu wykorzystano dane jednostkowe pochodzące z systemu Polski FADN (Farm Accountancy Data Network), tj. sieci danych rachunkowych gospodarstw rolnych, stanowiącego unikatowe źródło informacji o sytuacji ekonomiczno-finansowej w pojedynczych gospodarstwach towarowych. Przedmiotem zainteresowania FADN są gospodarstwa o powierzchni użytkowanej rolniczo wynoszącej co najmniej 1 ha lub, jeśli ich powierzchnia użytków rolnych nie przekracza 1 ha, gospodarstwa dostarczające na rynek odpowiednią część swojej produkcji lub wytwarzające więcej niż określona wielkość produkcji. W samym polu obserwacji FADN znajdują się z kolei gospodarstwa towarowe, a więc wytwarzające w danym

regionie lub kraju ponad 90% Standardowej Produkcji (SO – Standard Output)² (Bocian, Cholewa, Tarasiuk 2014). W przypadku Polski progiem, powyżej którego dane gospodarstwo zostaje włączone do pola obserwacji FADN, jest wielkość ekonomiczna wynosząca 4 tys. euro SO. Przy wyborze gospodarstw rolnych z pola obserwacji FADN stosuje się dobór warstwowy. Zastosowanie takiej procedury jest niezbędne w celu odzwierciedlenia zróżnicowania gospodarstw rolnych. Operat losowania dzielony jest na warstwy według trzech kryteriów: położenia regionalnego, wielkości ekonomicznej oraz typu rolniczego. Zaakceptowana przez Komisję Europejską liczebność próby Polskiego FADN wynosi corocznie ok. 12,1 tys. gospodarstw. Dla realizacji celów niniejszego badania wykorzystano z kolei informacje o 2871 gospodarstwach rolnych, które w latach 2005–2018 nieprzerwanie uczestniczyły w systemie Polski FADN.

W pracy zbadano kształtowanie się dochodu z rodzinnego gospodarstwa rolnego w przeliczeniu na osobę pełnozatrudnioną rodziny (FWU – Family Work Unit) dla gospodarstw rolnych w Polsce. Wyniki przedstawiono zarówno dla ogółu badanego panelu gospodarstw, jak i dla poszczególnych klas wielkości ekonomicznej. Według metodyki przyjętej przez Polski FADN kategoria ta stanowi opłatę za zaangażowanie własnych czynników produkcji do działalności operacyjnej gospodarstwa oraz opłatę za ryzyko podejmowane przez producenta rolnego. Pod względem rachunkowym dochód z rodzinnego gospodarstwa rolnego stanowi sumę wartości dodanej netto oraz salda dopłat i podatków do działalności inwestycyjnej gospodarstwa, pomniejszoną o koszt czynników zewnętrznych (Floriańczyk, Osuch, Płonka 2018). Konstrukcja tej kategorii jest czytelna ekonomicznie, a jej źródła nie podlegają w niniejszej pracy objaśnieniu.

Do oceny profilu zmian dochodów producentów rolnych w czasie wykorzystano podstawowe statystyki pozycyjne. Wybór statystyk pozycyjnych do analizowania dochodów gospodarstw rolnych wynikał z odporności tych miar na wartości odstające w analizowanej próbie. dopełnieniem analizy statystycznej było wykorzystanie nieliniowej metody najmniejszych kwadratów do wyboru odpowiedniej formy funkcji do zmiany poziomu dochodów rolniczych w kolejnych latach. Dokładność dopasowania poszczególnych postaci funkcyjnych oceniono na podstawie miar takich jak: średni błąd bezwzględny (MAE – Mean Absolute Error), pierwiastek błędów średniokwadratowy (RMSE – Root Mean Square Error) oraz średni bezwzględny błąd procentowy (MAPE – Mean Absolute Percentage Error).

² Do 2009 r. włącznie zamiast Standardowej Produkcji obowiązywało kryterium Standardowej Nadwyżki Bezpośredniej (SGM – Standard Gross Margin).

4. Badanie przemienności dochodów w polskich gospodarstwach rolnych

Podstawowe statystyki dotyczące dochodów gospodarstw rolnych w przeliczeniu na pełnozatrudnionego rodziny pokazano w tabeli 1. W latach 2005–2018 dochód rolniczy na jednostkę pracy własnej kształtował się średnio na poziomie od ok. 102,8 do ok. 312,8 tys. zł/FWU. Mediana dochodu wynosiła z kolei jedynie od ok. 18,1 do ok. 45,3 tys. zł/FWU. Większość gospodarstw rolnych osiągała więc w próbie dochód poniżej wartości przeciętnej. Odchylenie standardowe dochodu kształtowało się na poziomie od ok. 843,8 do ok. 1671,1 tys. zł/FWU. Nierównomiernemu rozkładowi dochodów rolniczych w próbie towarzyszyło również ich relatywnie wysokie zróżnicowanie.

W przypadku producentów osiągających zarówno najniższe, jak i najwyższe dochody rolnicze (według podziału kwartylowego), zauważalny wzrost wartości

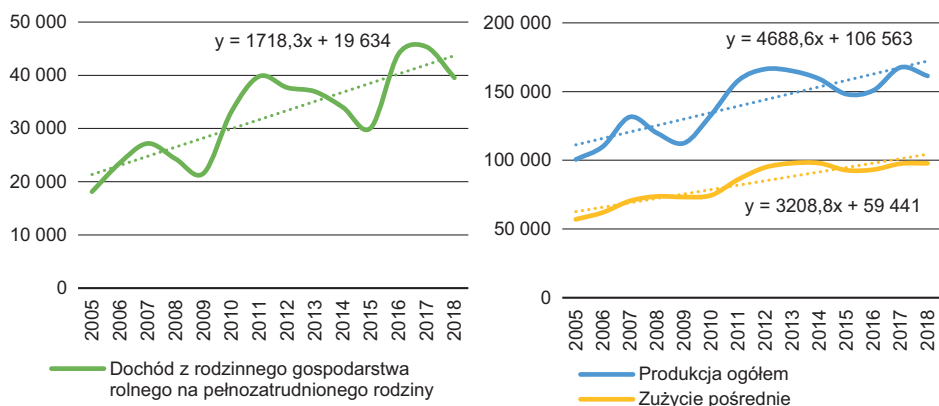
Tabela 1. Statystyki opisowe dla dochodu z rodzinnego gospodarstwa rolnego w przeliczeniu na pełnozatrudnionego rodziny w Polsce w latach 2005–2018 (zł/FWU)

Table 1. Descriptive statistics for family farm income per Family Work Unit in Poland 2005–2018 (PLN/FWU)

| Rok | Średnia | Odchylenie standardowe | Pierwszy kwartyl | Mediana | Trzeci kwartyl | Współczynnik zmienności (%) |
|------|-----------|------------------------|------------------|-----------|----------------|-----------------------------|
| 2005 | 224 588,1 | 1 439 182,8 | 8 006,63 | 18 128,17 | 35 052,99 | 75 |
| 2006 | 102 782,0 | 843 758,3 | 11 751,81 | 23 532,08 | 44 495,38 | 70 |
| 2007 | 113 358,3 | 867 907,8 | 13 769,69 | 27 187,56 | 52 704,85 | 72 |
| 2008 | 188 716,7 | 1 267 777,1 | 11 672,01 | 24 280,07 | 46 340,06 | 71 |
| 2009 | 303 323,9 | 1 671 064,2 | 9 501,21 | 21 579,89 | 44 947,88 | 82 |
| 2010 | 180 145,3 | 1 171 786,0 | 16 809,30 | 33 156,26 | 63 562,18 | 71 |
| 2011 | 172 449,6 | 1 086 545,7 | 19 663,90 | 39 808,47 | 74 730,42 | 69 |
| 2012 | 192 777,9 | 1 172 260,6 | 18 875,36 | 37 686,73 | 76 135,45 | 76 |
| 2013 | 191 762,0 | 1 188 319,3 | 17 428,28 | 36 933,15 | 71 401,23 | 73 |
| 2014 | 306 668,5 | 1 622 997,1 | 14 985,01 | 33 980,34 | 68 010,58 | 78 |
| 2015 | 312 849,5 | 1 657 430,0 | 13 372,21 | 30 113,21 | 63 197,64 | 83 |
| 2016 | 149 387,6 | 951 437,6 | 22 715,11 | 44 043,77 | 78 945,12 | 64 |
| 2017 | 179 728,9 | 1 085 650,6 | 21 464,10 | 45 340,70 | 85 229,32 | 70 |
| 2018 | 280 690,4 | 1 511 863,2 | 18 319,15 | 39 528,36 | 79 802,79 | 78 |

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Polskiego FADN.

Source: own elaboration based on data from Polish FADN.



Rysunek 1. Mediana dochodu z rodzinnego gospodarstwa rolnego na pełnozatrudnionego rodziny, mediana produkcji ogółem, mediana zużycia pośredniego oraz mediana salda dopłat i podatków dotyczących działalności operacyjnej w Polsce w latach 2005–2018 (zł/FWU)

Figure 1. Median family farm income per Family Work Unit, median total output, median total intermediate consumption and median balance current subsidies and taxes in Poland 2005–2018 (PLN/FWU)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Polskiego FADN.
Source: own elaboration based on data from Polish FADN.

dochodów z gospodarstwa rolnego na pełnozatrudnionego rodziny nastąpił po 2010 r., utrzymując się na zbliżonym poziomie w kolejnych latach (tabela 1). W pierwszej grupie dochód z rodzinnego gospodarstwa rolnego na pełnozatrudnionego rodziny wahał się od ok. 8,0 do ok. 22,7 tys. zł/FWU, z kolei w drugiej grupie – od ok. 35,1 do ok. 85,2 tys. zł/FWU. Co więcej, w kolejnych latach pogłębiały się również różnice w wartościach dochodów między tymi dwiema grupami gospodarstw rolnych. Jednocześnie w okresie 2005–2018 utrzymywała się stale wysoka zmienność dochodów. Zróżnicowanie dochodów w następnych latach wynosiło od 69 do 83%. W ciągu analizowanych lat widoczny był więc sukcesywny wzrost wartości dochodów gospodarstw rolnych w przeliczeniu na pełnozatrudnionego rodziny. Wzrost ten nie miał jednak charakteru liniowego czy wykładniczego, a wykazywał pewne cechy przemienności, wynikającej z głównej mierze z przemienności po stronie kształtowania się wartości produkcji (rysunek 1)³.

³ Sygnalizujemy jedynie tę kwestię, bez dalszej analizy przyczyn przemienności dochodów gospodarstw rolnych.

Tabela 2. Oszacowania współczynników wybranych postaci funkcyjnych modelu trendu dla dochodu z rodzinnego gospodarstwa rolnego na pełnozatrudnionego rodziny
Table 2. Coefficient estimates of selected functional forms of the trend model for family farm income per Family Work Unit

| Parametr / Błąd predykcji | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
|------------------------------|-----------|------------|-----------|-----------|------------|-----------|-----------|-----------|
| | 6244 | -347,9 | -37 520 | -34 879 | -38 263,9 | 0,006 | 0,048 | -47 040 |
| A | *** | | *** | *** | *** | | | *** |
| | (1588) | (444,0) | (8850) | (8879) | (9697,0) | (0,026) | (0,039) | (10 170) |
| | 16 0261 | 11 462,5 | 210 533 | 5725 | 421,1 | 5952 | -968,6 | 0,073 |
| B | *** | | *** | *** | | ** | | * |
| | (13 526) | (6846,8) | (6455) | (1594) | (484,8) | (2041) | (671,3) | (0,03) |
| | | 146 343,8 | | 167 351 | -640,9 | 161 600 | 18 380 | 1946 |
| C | - | *** | - | *** | | *** | * | |
| | | (22 324,0) | | (13 643) | (7501,4) | (14 830) | (8856) | (2216) |
| | | | | | 184 881,1 | | 132 900 | 186 900 |
| D | - | - | - | - | *** | - | *** | *** |
| | | | | | (24 363,1) | | (24 860) | (15 810) |
| MAE | 3 160 978 | 316 058 | 316 855 | 316 307 | 316 395 | 316 058 | 316 042 | 316 485 |
| RMSE | 1 283 760 | 1 283 750 | 1 283 720 | 1 283 514 | 1 283 502 | 1 283 759 | 1 283 726 | 1 283 417 |
| MAPE | 27,02 | 26,98 | 27,90 | 27,13 | 27,19 | 27,03 | 27,05 | 27,38 |

1: $y = A*t+B$; 2: $y = A*t^2+B*t+C$; 3: $y = A*\sin(t)+B$; 4: $y = A*\sin(t)+B*t+C$

5: $y = A*\sin(t)+B*t^2+C*t+D$; 6: $y = A*\exp(t)+B*t+C$

7: $y = A*\exp(t)+B*t^2+C*t+D$; 8: $y = A*\sin(t)+B*\exp(t)+C*t+D$

*** – p-value < 0,001; ** – p-value < 0,01; * – p-value < 0,05

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Polskiego FADN.

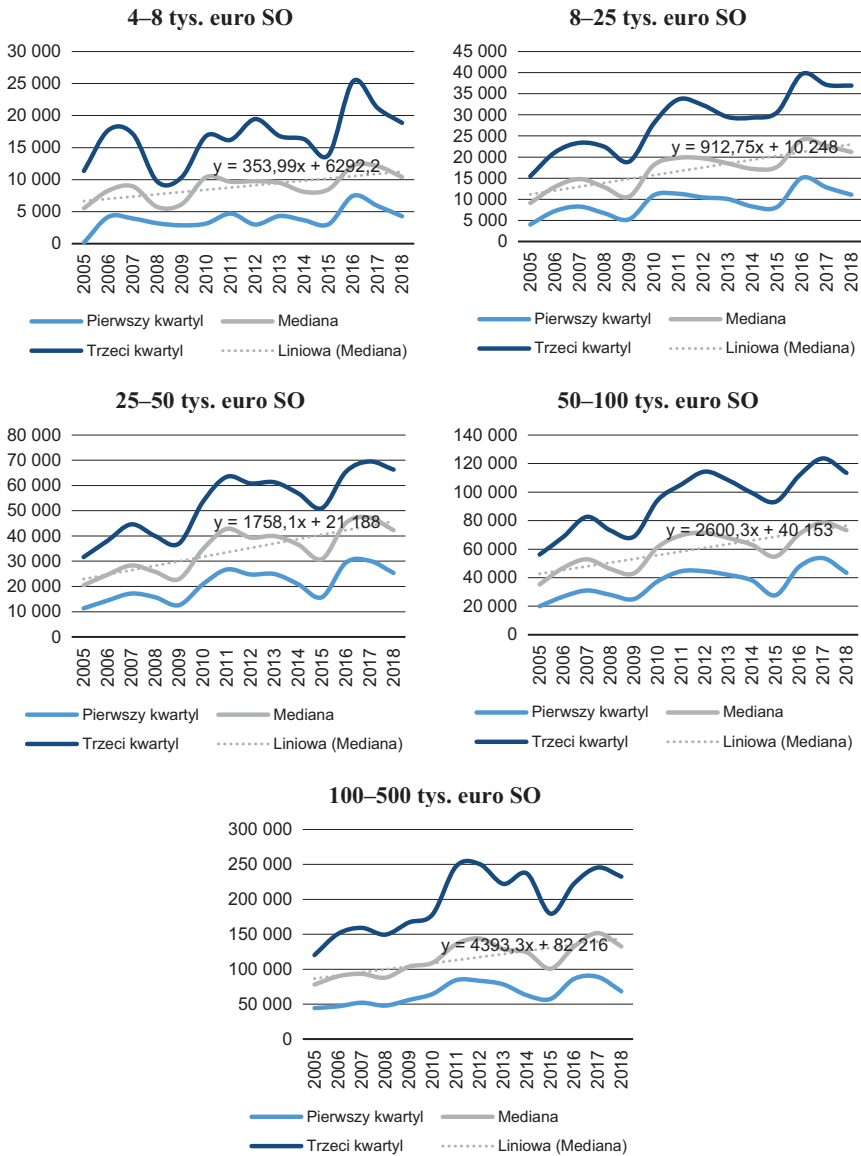
Source: own elaboration based on data from Polish FADN.

Przemienność kształtowania się dochodów gospodarstw rolnych w kolejnych latach potwierdzamy niejako poprzez próbę określenia profilu zmian dochodów w czasie za pomocą równania funkcji o odpowiednich własnościach. Argumentem rozważanych funkcji jest czas, ponieważ nie odnosimy się tutaj do źródeł zmienności dochodów rolniczych, a jedynie chcemy wskazać charakter przebiegu poziomu dochodów gospodarstw rolnych w następujących po sobie latach (tabela 2). Biorąc pod uwagę zarówno istotność oszacowań poszczególnych parametrów funkcji, jak i minimalizowane błędy, postacią funkcyjną, która w najdokładniejszy sposób oddawała sposób kształtowania się dochodu gospodarstw rolnych na jednostkę pracy własnej, było równanie zawierające funkcję sinus, co wskazuje na przemienność w poziomie dochodów w kolejnych latach.

Kształtowaniu się dochodów producentów rolnych przyjrano się również w podziale na klasy wielkości ekonomicznej wyodrębniane przez Polski FADN. W grupie najmniejszych ekonomicznie gospodarstw, a więc takich, których wielkość ekonomiczna nie przekraczała 8 tys. euro SO, średni dochód rolniczy na jednostkę pracy własnej wahał się od ok. 5,0 do ok. 10,9 tys. zł/FWU. Mediana dochodu rolniczego w tej grupie wynosiła od ok. 5,5 do 12,1 tys. zł/FWU. W gospodarstwach rolnych o wielkości 8–25 tys. euro SO średni dochód na pełnozatrudnionego rodziny wynosił od ok. 8,2 do ok. 21,9 tys. zł/FWU. Połowa gospodarstw rolnych z tej grupy osiągała z kolei co najmniej dochód wynoszący od ok. 9,1 do ok. 24,1 tys. zł/FWU. W kolejnej grupie, a więc wśród gospodarstw o wielkości ekonomicznej 25–50 tys. euro SO, dochód z rodzinnego gospodarstwa rolnego na pełnozatrudnionego rodziny wahał się przeciętnie od ok. 16,2 do ok. 46,3 tys. zł/FWU. Zbliżony poziom osiągała mediana dochodu rolniczego w tych gospodarstwach, wynosząc od ok. 20,5 do ok. 47,3 tys. zł/FWU. Gospodarstwa o wielkości ekonomicznej 50–100 tys. euro SO osiągały dochód rolniczy (w przeliczeniu na jednostkę pracy własnej) w wysokości od ok. 32,1 do ok. 86,7 tys. zł/FWU. W porównaniu do mniejszych ekonomicznie gospodarstw w grupie tej uwidocznił się jednak bardziej nierównomierny rozkład dochodów. Dochód z rodzinnego gospodarstwa rolnego na pełnozatrudnionego rodziny dla połowy gospodarstw z tej grupy wahał się bowiem od ok. 35,3 do ok. 78,7 tys. zł/FWU. Wśród gospodarstw ekonomicznie największych⁴, a więc o wielkości 100–500 tys. euro SO, średni dochód rolniczy wahał się od ok. 72,6 do ok. 169,1 tys. zł/FWU. Ponownie w grupie tej mediana dochodu z rodzinnego gospodarstwa rolnego (na pełnozatrudnionego rodziny) była nieznacznie niższa od wartości średniej, wynosząc od ok. 78,1 do ok. 151,7 tys. zł/FWU.

Postawioną hipotezę o przemienności w kształtowaniu się dochodów gospodarstw rolnych zweryfikowano również oddzielnie w grupach według wielkości ekonomicznej. Wyniki oszacowań parametrów funkcji oraz wartości błędów szacunku potwierdzają zwykle profil zmian dochodów w czasie zaobserwowany na poziomie całej próby badawczej. Wyjątek stanowią jednak gospodarstwa najmniejsze, o wielkości ekonomicznej poniżej 8 tys. euro SO. Profil kształtowania się dochodów rolniczych w tej grupie gospodarstw nie wykazywał przemienności uwidocznionej dla wszystkich gospodarstw rozpatrywanych łącznie. Chociaż wskazanie źródeł takiej zmienności dochodów w czasie nie stanowi przedmiotu niniejszego artykułu, przyczyn można upatrywać w poziomie wrażliwości tej grupy gospodarstw na uwarunkowania rynkowe, w tym ekspozycji ryzyka na zmiany cen skupu. W pozostałych

⁴ Z uwagi na niedostateczną liczebność w kolejnych latach nie analizowano gospodarstw o wielkości ekonomicznej powyżej 500 tys. euro SO.



Rysunek 2. Pierwszy, drugi i trzeci kwartył dochodu z rodzinnego gospodarstwa rolnego na pełnozatrudnionego rodziny w Polsce w latach 2005–2018 (zł/FWU)
Figure 2. First, second and third quartile of family farm income per Family Work Unit in Poland 2005–2018 (PLN/FWU)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Polskiego FADN.
 Source: own elaboration based on data from Polish FADN.

Tabela 3. Oszacowania współczynników wybranych postaci funkcyjnych modelu trendu dla dochodu z rodzinnego gospodarstwa rolnego na pełnozatrudnionego rodziny w poszczególnych klasach wielkości ekonomicznej**Table 3.** Coefficient estimates of selected functional forms of the trend model for family farm income per Family Work Unit in each economic size class

| Parametr funkcji / Błąd estymacji | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
|-----------------------------------|--------------|------------|---------------|---------------|----------------|-----------|------------|----------------|
| 4–8 tys. euro SO | | | | | | | | |
| A | –25 345 * | 4242 | 45 896 | 55 278 | 22 429 | 0,175 | 0,05 | 16 400 |
| | (11 372) | (3102) | (61 742) | (61 780) | (68 815) | (0,145) | (0,231) | (77 320) |
| | 499 145 | –94 224 | 259 358 | –26 023 | 3745 | –37 890 | 3370 | 0,152 |
| B | *** | | *** | * | | * | | |
| | (113 819) | (51 642) | (45 671) | (11 398) | (3457) | (15 410) | (4947) | (0,181) |
| | | 708 127 | | 497 509 | –86 439 | 570 000 | –83 820 | –36 440 |
| C | – | *** | – | *** | | *** | | * |
| | | (190 542) | | (113 842) | (56 915) | (128 100) | (69 160) | (16 880) |
| | | | | | 683 006 | | 686 400 | 560 200 |
| D | – | – | – | – | *** | – | ** | *** |
| | | | | | (205 600) | | (213 500) | (136 300) |
| MAE | 491 404 | 490 660 | 492 869 | 491 142 | 490 594 | 491 057 | 490 156 | 491 059 |
| RMSE | 1 621 792 | 1 620 638 | 1 624 512 | 1 621 298 | 1 620 573 | 1 620 893 | 1 620 607 | 1 620 866 |
| MAPE | 111,68 | 111,53 | 113,68 | 117,46 | 113,87 | 114,33 | 112,10 | 115,71 |
| 8–25 tys. euro SO | | | | | | | | |
| A | 9382 ** | –909,2 | –49 645 ** | –45 272 ** | –45 241,8 * | 0,032 | 0,165 * | –65 350 *** |
| | (2918) | (813,0) | (16 160) | (16 223) | (17 697,1) | (0,048) | (0,073) | (18 460) |
| | 125 131 | 22 927,9 | 198 799 | 8633 | –3,8 | 7826 | –2988 | 0,125 |
| B | *** | | *** | ** | | * | * | * |
| | (24 539) | (12 459,3) | (11 800) | (2930) | (886,6) | (3729) | (1,224) | (0,055) |
| | | 89 322,9 | | 134 630 | 8690,2 | 132 500 | 45 970 | 2287 |
| C | – | * | – | *** | | ** | ** | |
| | | (40 339,8) | | (24 768) | (13 645,1) | (26 870) | (16 070) | (4042) |
| | | | | | 134 474,4 | | 44 840 | 167 200 |
| D | – | – | – | – | ** | – | | *** |
| | | | | | (44 029,2) | | (44 840) | (28 590) |
| MAE | 341 449 | 341 422 | 341 483 | 341 257 | 341 258 | 341 427 | 341 324 | 341 131 |
| RMSE | 1 351 466 | 1 351 402 | 1 351 511 | 1 351 071 | 1 351 071 | 1 351 443 | 1 351 141 | 1 350 807 |
| MAPE | 47,00 | 46,84 | 50,54 | 47,60 | 47,60 | 47,14 | 47,19 | 48,41 |

Tabela 3. – cd.
Table 3. – cont.

| Parametr funkcji / Błąd estymacji | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
|---|-----------|------------|-----------|------------|------------|-----------|-----------|-----------|
| 25–50 tys. euro SO | | | | | | | | |
| A | 4071 | -274,3 | -35 317 | -33 258 | -36 969,4 | 0,0002 | 0,028 | -42 760 |
| | | | ** | * | * | | | ** |
| | (2443) | (682,6) | (13 593) | (13 672) | (14 916,2) | (0,041) | (0,062) | (15 500) |
| | 128 469 | 8127,5 | 161 399 | 3425 | 463,5 | 4063 | -622 | 0,061 |
| B | *** | | *** | | | | | |
| | (20 257) | (10 389,2) | (9911) | (2457) | (744,6) | (3113) | (1025) | (0,047) |
| | | 117 908 | | 136 368 | -3502,9 | 128 500 | 11 950 | 394,7 |
| C | - | *** | - | *** | | *** | | |
| | | (33 187,5) | | (20 511) | (11 397,9) | (22 130) | (13 360) | (3384) |
| | | | | | 155 096,8 | | 110 600 | 151 800 |
| D | - | - | - | - | *** | - | ** | *** |
| | | | | | (36 415,9) | | (36 860) | (23 680) |
| MAE | 234 672 | 234 646 | 234 945 | 234 762 | 234 852 | 234 670 | 234 585 | 234 930 |
| RMSE | 1 117 031 | 1 117 024 | 1 116 859 | 1 116 775 | 1 116 759 | 1 117 031 | 1 117 015 | 1 116 702 |
| MAPE | 12,19 | 12,17 | 12,71 | 12,45 | 12,51 | 12,19 | 12,20 | 12,65 |
| 50–100 tys. euro SO | | | | | | | | |
| A | 1412 | -246,1 | -56376 | -56 104,3 | -64 512,1 | -0,039 | -0,065 | -64 980 |
| | | | *** | ** | *** | | | *** |
| | (3060) | (859,2) | (17 027) | (17 080,1) | (18 644) | (0,05) | (0,075) | (19 560) |
| | 183 686 | 5114,3 | 199 162 | 621,3 | 1054,2 | 3357 | 590 | 0,053 |
| B | *** | | *** | | | | | |
| | (26 047) | (13 280,9) | (12 382) | (3068,1) | (937,3) | (3937) | (1296) | (0,057) |
| | | 173 740,7 | | 194 477,9 | -15 354,1 | 174 400 | -4238 | -2143 |
| C | - | *** | - | *** | | *** | | |
| | | (43 400,9) | | (26 238,5) | (14 531) | (28 600) | (17 150) | (4269) |
| | | | | | 238 690,3 | | 192 200 | 208 800 |
| D | - | - | - | - | *** | - | *** | *** |
| | | | | | (47 260,9) | | (48 380) | (30 400) |
| MAE | 249 931 | 249 917 | 251 288 | 251 188 | 251 825 | 250 017 | 250 135 | 251 430 |
| RMSE | 1 146 717 | 1 146 711 | 1 146 008 | 1 146 006 | 1 145 922 | 1 146 676 | 1 146 663 | 1 145 948 |
| MAPE | 6,92 | 6,91 | 6,98 | 6,98 | 7,02 | 6,91 | 6,93 | 6,99 |

Tabela 3. – cd.

Table 3. – cont.

| Parametr funkcji / Błąd estymacji | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
|---|-----------------------------|-------------|-----------|-----------|-------------|-----------|-----------|-----------|
| | 100–500 tys. euro SO | | | | | | | |
| A | 10 512 | 58,53 | 10 644 | 13 036 | 14 859,8 | –0,0001 | –0,006 | 17 900 |
| | (6646) | (1857,65) | (36 599) | (36 622) | (39 801,0) | (0,099) | (0,153) | (42 880) |
| | 329 155 | 9606,90 | 413 545 | 10 609 | –236,4 | 10 520 | 141 | –0,025 |
| B | *** | | *** | | | | | |
| | (60 070) | (29 476,78) | (26 655) | (6652) | (2018,9) | (8628) | (2847) | (0,117) |
| | | 331 715 | | 327 259 | 14 277,6 | 329 100 | 8654 | 12 050 |
| C | – | ** | – | *** | | *** | | |
| | | (101 054) | | (60 312) | (32 024,6) | (66 390) | (38 600) | (9377) |
| | | | | | 316 650,4 | | 333 700 | 319 300 |
| D | – | – | – | – | ** | – | ** | *** |
| | | | | | (108 822,2) | | (113 200) | (70 410) |
| MAE | 531 288 | 531 300 | 532 349 | 531 141 | 531 062 | 531 282 | 531 304 | 531 034 |
| RMSE | 1 648 637 | 1 648 636 | 1 649 150 | 1 648 610 | 1 648 607 | 1 648 637 | 1 648 636 | 1 648 600 |
| MAPE | 8,81 | 8,82 | 9,09 | 8,81 | 8,79 | 8,81 | 8,82 | 8,79 |

1: $y = A*t+B$; 2: $y = A*t^2+B*t+C$; 3: $y = A*\sin(t)+B$; 4: $y = A*\sin(t)+B*t+C$

5: $y = A*\sin(t)+B*t^2+C*t+D$; 6: $y = A*\exp(t)+B*t+C$

7: $y = A*\exp(t)+B*t^2+C*t+D$; 8: $y = A*\sin(t)+B*\exp(t)+C*t+D$

*** – p-value < 0,001; ** – p-value < 0,01; * – p-value < 0,05

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Polskiego FADN.

Source: own elaboration based on data from Polish FADN.

grupach gospodarstw, a więc dla jednostek o wielkości ekonomicznej od 8 do 500 tys. euro SO, wnioski o profilu kształtowania się dochodów rolniczych, wskazującym na pewne cechy przemienności mogą być jednak utrzymane.

5. Podsumowanie

W artykule przedstawiono nowy wymiar problemu zmienności dochodów w gospodarstwach rolnych. Podjęto próbę zbadania charakteru zmian dochodów w latach 2005–2018, zakładając, że występuje pewna przemienność ich poziomów w kolejnych latach, mogąca mieć charakter cykliczny czy nawet symetryczny. Z pewną ostrożnością można potwierdzić przyjętą hipotezę. Uzyskane wyniki wskazują na tę przemienność, przy czym dowód z dopasowań

analitycznych postaci funkcji trendu nie jest pełny. Przemienność ta jest jednak widoczna na zagregowanym poziomie, a więc dla średniego lub mediany dochodu rolniczego. Przeprowadzona analiza pozwoliła również na wskazanie utrzymującej się wysokiej zmienności dochodów, zarówno na poziomie ogółu próby badawczej, jak i w poszczególnych klasach wielkości ekonomicznej. W przypadku gospodarstw o wielkości ekonomicznej od 8 do 500 tys. euro SO widoczny był wzrost dochodów w okresie 2005–2018, a sposób kształtowania się dochodów w kolejnych latach miał dodatkowo pewne cechy przemienności. Uzyskane wyniki oprócz wartości poznawczych odnoszących się do charakterystyki dochodów gospodarstw rolnych w Polsce mogą mieć również wkład aplikacyjny, będąc podstawą do konstruowania określonych narzędzi stabilizacji dochodów.

Bibliografia

- Baer-Nawrocka A. (2013). Dochody producentów rolnych w krajach Unii Europejskiej. *Roczniki Naukowe SERiA*, 15 (6), 11–15.
- Beckman J., Schimmelpfennig D. (2015). Determinants of farm income. *Agricultural Finance Review*, 75 (3), 385–402. DOI:10.1108/AFR-06-2014-0019.
- Bezat-Jarzębowska A., Rembisz W., Sielska A. (2012). *Wybór polityki i jej wpływ na decyzje producentów rolnych w ujęciu analitycznym z elementami weryfikacji empirycznej*. Program Wieloletni 2011–2014, nr 49. Warszawa: IERiGŻ-PIB.
- Bielza Diaz-Caneja M., Conte C.G., Dittmann C., Gallego P.F.J., Stroblmair J., Catenaro R. (2009). *Risk Management and Agricultural Insurance Schemes in Europe*. Luxemburg: European Commission. DOI:10.2788/24307.
- Bocian M., Cholewa I., Tarasiuk R. (2014). *Współczynniki Standardowej Produkcji „2010” dla celów Wspólnotowej Typologii Gospodarstw Rolnych*. Warszawa: IERiGŻ-PIB.
- Floriańczyk Z., Osuch D., Płonka R. (2018). *Wyniki Standardowe 2017 uzyskane przez gospodarstwa rolne uczestniczące w Polskim FADN. Część I: Wyniki Standardowe*. Warszawa: IERiGŻ-PIB.
- Klimkowski C., Rembisz W. (2014). Kwestie stabilizacji dochodów w rolnictwie. *Roczniki Naukowe Ekonomii Rolnictwa i Rozwoju Obszarów Wiejskich*, 101 (4), 85–96.
- Kryszak Ł., Czyżewski B. (2020). *Determinanty dochodów rolniczych w regionach UE*. Warszawa: CeDeWu.
- Kulawik J., Płonka R., Wieliczko B. (2020). Changes in the income situation of agricultural holdings in the light of the Polish FADN observations from 2004–2018. *Problems of Agricultural Economics*, 365 (4), 108–134. DOI:10.30858/zer/130053.
- Moschini G., Hennessy D.A. (2001). Uncertainty, risk aversion, and risk management for agricultural producers. W: B.L. Gardner, G.C. Rausser (red.), *Handbook of Agricultural Economics. Volume 1A: Agricultural Production* (s. 87–153). Amsterdam: Elsevier Science. DOI:10.1016/s1574-0072(01)10005-8.

- Pawłowska A. (2020). *Dekompozycja dochodów gospodarstw rolnych przy wykorzystaniu metody kontrfaktycznej*. Studia i monografie, nr 180. Warszawa: IERiGŻ-PIB.
- Poczta W., Średzińska J., Mrówczyńska-Kamińska A. (2009). Determinanty dochodów gospodarstw rolnych Unii Europejskiej według typów rolniczych. *Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie. Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*, 76, 17–30.
- Poon K., Weersink A. (2011). Factors affecting variability in farm and off-farm income. *Agricultural Finance Review*, 71 (3), 379–397. DOI:10.1108/00021461111177639.
- Rembisz W. (2007). *Mikroekonomiczne podstawy wzrostu dochodów producentów rolnych*. Warszawa: VIZJA PRESS&IT.
- Rembisz W., Sielska A. (2013). Ryzyko i cenowa elastyczność podaży produkcji rolniczej. *Studia Ekonomiczne*, 163, 175–190.
- Runowski H. (2014). Kształtowanie się dochodów gospodarstw rolnych w Unii Europejskiej. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 361, 195–205. DOI:10.15611/pn.2014.361.20.
- Zawalińska K., Majewski E., Wąs A. (2015). Długookresowe zmiany w dochodach z polskiego rolnictwa na tle krajów Unii Europejskiej. *Stowarzyszenie Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu*, 17 (6), 346–354. DOI:10.22004/ag.econ.233528.
- Zegar J.S. (2018). *Kwestia agrarna w Polsce*. Warszawa: IERiGŻ-PIB.

Changes in Farm Income in Poland in 2005–2018

Abstract: The article assesses the formation of income of Polish agricultural producers in 2005–2018, with particular attention to the nature of the trend of income changes in subsequent years. The analysis made it possible to indicate the persistently high variability of income, both at the level of the research sample as a whole and in particular economic size classes. In the case of farms with economic size from 8 to 500 thousand euro SO, an increase in income was visible in the period 2005–2018, and the way of income formation in subsequent years additionally had some features of alternation.

Keywords: income, farms, income alternation, income stabilization.

