

***Sytuacja ekonomiczna
i aktywność gospodarcza
różnych grup
polskich
gospodarstw rolniczych***

nr 7

Warszawa 2005

Wstępne wyniki badań



EKONOMICZNE I SPOŁECZNE UWARUNKOWANIA
ROZWOJU POLSKIEJ GOSPODARKI ŻYWNOŚCIOWEJ
PO WSTĄPIENIU POLSKI DO UNII EUROPEJSKIEJ

***Sytuacja ekonomiczna
i aktywność gospodarcza
różnych grup
polskich
gospodarstw rolniczych
Wstępne wyniki badań***

***Sytuacja ekonomiczna
i aktywność gospodarcza
różnych grup
polskich
gospodarstw rolniczych***

Wstępne wyniki badań

*Praca zbiorowa pod redakcją
prof. dr. hab. Wojciecha Józwiaka*

Autorzy:

*mgr Tomasz Czekaj
prof. dr. hab. Wojciech Józwiak
mgr Zofia Mirkowska
mgr inż. Grażyna Niewęglowska*



EKONOMICZNE I SPOŁECZNE UWARUNKOWANIA
ROZWOJU POLSKIEJ GOSPODARKI ŻYWNOŚCIOWEJ
PO WSTĄPIENIU POLSKI DO UNII EUROPEJSKIEJ

Warszawa 2005

Autorzy publikacji są pracownikami naukowymi
Instytutu Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej
– Państwowego Instytutu Badawczego

Pracę zrealizowano w ramach tematu
**Polskie gospodarstwa rolnicze
w pierwszych latach członkostwa**
w zadaniu *Sytuacja ekonomiczna i aktywność gospodarcza
różnych grup polskich gospodarstw rolniczych*

Opracowanie komputerowe
mgr Zofia Mirkowska

Redakcja techniczna
Tadeusz Majewski

Projekt okładki
AKME Projekty Sp. z o.o.

ISBN 83-89666-19-7

*Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej
– Państwowy Instytut Badawczy
00-950 Warszawa, ul. Świętokrzyska 20, skr. poczt. nr 984
tel.: (0·prefiks·22) 50 54 444
faks: (0·prefiks·22) 827 19 60
e-mail: dw@ierigz.waw.pl
<http://www.ierigz.waw.pl>*

SPIS TREŚCI

Wprowadzenie.....	7
-------------------	---

I. DOCHODY RÓŻNYCH GRUP POLSKICH GOSPODARSTW NA TLE DOCHODÓW GOSPODARSTW „STAREJ” UNII	10
<i>(prof. dr hab. Wojciech Józwiak, mgr Zofia Mirkowska)</i>	

1. Wstęp.....	10
2. Porównanie gospodarstw polskich i unijnych w świetle literatury	11
3. Opis użytej metody porównań.....	13
4. Dochody polskich i unijnych gospodarstw rolnych oraz ważniejsze przyczyny ich zróznicowania.....	15
5. Polskie gospodarstwa osiągające wyniki lepsze od gospodarstw unijnych	18
6. Polskie gospodarstwa z dochodami rolniczymi mniejszymi od dochodów gospodarstw unijnych.....	21
7. Wnioski	23
LITERATURA.....	25
Załączniki	26

II. DOCHODOWOŚĆ MATERIALNYCH CZYNNIKÓW PRODUKCJI W GOSPODARSTWACH OSÓB FIZYCZNYCH W LATACH 2001-2003	29
<i>(mgr Tomasz Czekał)</i>	

1. Wstęp.....	29
2. Metoda badań	29
3. Charakterystyka badanej zbiorowości.....	34
3.1. Położenie geograficzne	34
3.2. Wielkość ekonomiczna gospodarstw	35
3.3. Obszar gospodarstw	37
3.4. Jakość gleb	37
3.5. Reprezentatywność badanej zbiorowości.....	39
4. Modele dla gospodarstw w poszczególnych makroregionach	40
4.1. Pomorze i Mazury	40
4.2. Wielkopolska i Śląsk.....	42
4.3. Mazowsze i Podlasie	43
4.4. Małopolska i Pogórze.....	47
5. Modele dla gospodarstw z glebami różnej jakości.....	48
5.1. Gleby dobre i bardzo dobre	49
5.2. Gleby średnie.....	51
5.3. Gleby słabe i bardzo słabe.....	53
6. Wnioski	55
LITERATURA.....	57

III. WSPARCIE POLSKICH GOSPODARSTW ROLNYCH POŁOŻONYCH NA OBSZARACH O NIEKORZYSTNYCH WARUNKACH GOSPODAROWANIA	58
<i>(mgr inż. Grażyna Niewęgłowska)</i>	
1. Wstęp.....	58
2. Kategorie i strefy ONW	58
3. Charakterystyka obszarów ONW	59
4. Płatności z tytułu ONW.....	61
5. Wymagania wobec beneficjenta ONW	62
6. Absorbcja funduszy budżetowych przez polskie gospodarstwa rolne z tytułu położenia na obszarze ONW.....	63
7. Wnioski	67
LITERATURA.....	68

Wprowadzenie

Opracowanie jest pierwszym z pięciu, które zostaną zrealizowane w latach 2005-2009 i będą poświęcone analizie sytuacji ekonomicznej oraz aktywności gospodarczej polskich gospodarstw rolniczych w latach 2004-2009. Zjawiska i procesy z tym związane zostaną przedstawione na tle analogicznych zjawisk oraz procesów zachodzących w polskim rolnictwie w kilku latach poprzedzających analizowany okres, a także na tle danych zgromadzonych w wybranych krajach „starej” Unii (UE-15).

Prezentowane opracowanie ma charakter:

- empiryczny, zawiera bowiem analizę rzeczywistych zjawisk zachodzących w polskim rolnictwie w 2004 roku na tle analogicznych zjawisk zachodzących w kilku poprzednich latach w gospodarstwach polskich oraz w gospodarstwach najbliższych nam geograficznie krajów „starej” Europy,
- mikro- i makroekonomiczny, gdyż skupia się na zjawiskach występujących w gospodarstwach rolniczych oraz w ich grupach,
- unikalny, ponieważ porusza zagadnienia niewystępujące w innych opracowaniach krajowych oraz zagranicznych.

W opracowaniu poruszono zagadnienia wybrane, a ich treść musiała być zawężona z uwagi na ograniczone zasoby danych empirycznych. Monitoring i badania obejmujące rok 2004 nie zostały bowiem jeszcze zakończone.

Na publikację złożyły się trzy teksty czworga autorów. Tekst pierwszy zawiera porównanie dochodów grup polskich gospodarstw różniących się strukturą produkcji i tzw. wielkością ekonomiczną na tle charakterystyki analogicznych grup gospodarstw funkcjonujących w Austrii, Danii, Szwecji i w Niemczech.

Dochody polskich gospodarstw w 2004 roku były średnio nadal mniejsze niż w gospodarstwach unijnych, ale dystans uległ wyraźnemu zmniejszeniu. Przyczyną owego dystansu były między innymi niedostatki w technologii produkcji stosowanej w polskich gospodarstwach rolniczych, szczególnie w produkcji zwierzęcej.

Stwierdzono zarazem, że nieco ponad 26% badanych polskich gospodarstw (reprezentujących 8,6% towarowych i największych gospodarstw w kraju) osiągnęło wyniki korzystniejsze od wyników osiągniętych przez gospodarstwa unijne. I jedno, i drugie specjalizowały się w poszczególnych rodzajach produkcji roślinnej (typowe uprawy polowe, uprawa warzyw, produkcja sadownicza), bądź łączyły typową produkcję roślinną z chowem na niewielką skalę różnych gatunków zwierząt.

Dokowania polskich gospodarstw w 2004 roku przedstawiono na tle dokonań gospodarstw unijnych z 2002 roku z uwagi na brak bardziej aktualnych charakterystyk. Nie było jednak przeciwwskazań wykluczających takie porównanie, tym niemniej porównanie należy powtórzyć w latach następnych, gdy będzie większy dostęp do materiałów empirycznych.

Jeśli dalsze analizy potwierdzą powyższe spostrzeżenia, wówczas mogą stać się one podstawą wyborów specjalizacji polskich gospodarstw w ramach gospodarstw całej Unii. Od pewnego czasu pojawiają się przecież głosy¹, że specjalizacja polskiego rolnictwa powinna nawiązywać do jego specyficznych celów. Jest nią przede wszystkim relatywnie duża powierzchnia użytków rolnych przypadająca na jednego mieszkańca kraju, w porównaniu do większości krajów unijnych. Predestynuje to polskie gospodarstwa do specjalizowania się w produkcji roślinnej.

Za takim rozwiązaniem przemawia również inna przesłanka. Jest nią nadwyżka zasobów pracy istniejąca w polskich gospodarstwach, a zarówno warzywnictwo, jak i sadownictwo są gałęziami pracochłonnymi.

Pozostaje kwestia specjalizowania się polskich gospodarstw rolniczych w produkcji zwierzęcej. Sukces w tym zakresie zależy od możliwości odrobienia dystansu w rozwoju nowoczesnych technologii tego rodzaju produkcji, jaki dzieli gospodarstwa polskie od unijnych. Będzie to jednak trudne, ponieważ technologia jest tam stale udoskonalana. Rolnictwo krajów „starej” Unii stara się zachować prymat w produkcji zwierzęcej, bowiem słyszy się głosy tamtejszych działaczy rolnych o celowości specjalizowania się gospodarstw w tej produkcji. Będzie to możliwe tylko wtedy, gdy zostanie utrzymany najwyższy poziom technologii.

Drugi rozdział przedkładanej publikacji poświęcony został dochodowości materialnych czynników produkcji – pracy, ziemi i kapitału w polskich gospodarstwach rolniczych. Dochodowość tę licząco w postaci zmian kwoty dochodów brutto z gospodarstwa spowodowanej zmianami o jednostkę: nakładów pracy oraz zasobów ziemi i czynnego kapitału. Wykorzystano do tego celu modele wielorakiej regresji liniowej, które sporządzono dla:

- wszystkich czterech makroregionów Polski: Pomorza i Mazur, Wielkopolski i Śląska, Mazowsza i Podlasia oraz Małopolski i Pogórza,
- gospodarstw z różnej jakości glebami użytków rolnych: dobrymi i bardzo dobrymi, średniej jakości oraz złej i bardzo złej jakości.

¹ Między innymi D.R. Harvey: *Opcje strategiczne dla rolnictwa z perspektywy Zjednoczonego Królestwa*; w pracy zbiorowej wykonanej pod redakcją naukową E. Majewskiego i G. Daltona pt. „Strategiczne opcje dla sektora agrobiznesu w świetle analiz ekonomicznych”, SGGW, Warszawa 2000.

Ustalenia modelowe dotyczyły lat 2001-2003 i będą stanowić podstawę do porównań z dochodowością polskich gospodarstw uzyskaną w 2004 roku i w latach następnych.

Uzyskane wyniki dostarczą istotnych informacji krajowym producentom rolnym. Pozwolą im bowiem ograniczyć ryzyko związane z podejmowaniem decyzji dotyczących nakładów pracy oraz zasobów ziemi i czynnego kapitału.

Trzecia i zarazem ostatnia część prezentowanej publikacji zawiera analizę stopnia wykorzystania w 2004 roku środków budżetowych służących wsparciu gospodarstw rolniczych działających na obszarach o niekorzystnych warunkach przyrodniczych (ONW). Jest to najpowszechniej stosowany element polityki rolnej po dopłatach bezpośrednich, a mimo to brakowało dotąd wiedzy na ten temat.

Analiza wykazała, że tylko około 32% gospodarstw położonych na terenach ONW skorzystało ze wsparcia, i że wykorzystana została nieco ponad połowa finansowych środków budżetowych przeznaczonych na ten cel. Ze wsparcia skorzystały gospodarstwa, które spełniły wymagania minimum rolnośrodowiskowego. Niespełnienie natomiast tych kryteriów przez pozostałe gospodarstwa położone na terenach ONW ograniczyło kwotę wsparcia budżetowego gospodarstw rolniczych o nieco ponad 1 mld zł. Wynosiło to około 7% dochodów całego polskiego rolnictwa w 2004 roku.

Ograniczenie kwoty wsparcia gospodarstw rolniczych położonych na terenach ONW było też spowodowane wprowadzeniem zasady tzw. modulacji. Zgodnie z nią z pełnej kwoty wsparcia korzystały jedynie gospodarstwa dysponujące obszarem do 50 ha użytków rolnych. Większe obszary otrzymały mniejsze wsparcie, a powierzchnie powyżej 300 ha użytków rolnych były go całkowicie pozbawione. Kwoty wsparcia były mniejsze tylko z tego powodu o 6-16%, zależnie od rodzaju obszarów ONW (obszary górskie, obszary nizinne – strefa I i strefa II oraz obszary o specjalnych utrudnieniach).

Pojawia się pytanie, czy w warunkach niepełnego wykorzystania środków służących wsparciu gospodarstw położonych na terenach ONW trzeba utrzymać zasadę modulacji. W warunkach postępującej globalizacji stosunków rynkowych powinniśmy raczej wspierać większe i dobrze zarządzane gospodarstwa rolnicze, bo to one są (i będą nadal) głównym źródłem krajowych surowców służących produkcji żywności.

I. DOCHODY RÓŻNYCH GRUP POLSKICH GOSPODARSTW NA TLE DOCHODÓW GOSPODARSTW „STAREJ” UNII

1. Wstęp

Rok 2004 był pierwszym rokiem w polskiej historii, w którym polscy rolnicy skorzystali z dopłat bezpośrednich, co wywarło wpływ na ich dochody¹. Dlatego w tym opracowaniu zdecydowano się porównać dochody różnych grup polskich gospodarstw rolnych z dochodami analogicznych grup gospodarstw rolnych działających u naszych najbliższych sąsiadów „starej” Unii – Austrii, Danii, Niemiec i Szwecji, które od dawna korzystają z takich dopłat. Porównanie to ma charakter próbny. Zestawiono bowiem wielkości charakteryzujące polskie gospodarstwa w 2004 roku z danymi odnoszącymi się do gospodarstw unijnych z 2002 roku, ponieważ źródła unijne nie zawierają nowszych danych empirycznych. Porównań dokonano zatem na podstawie danych z różnych lat.

Drugim mankamentem tak pomyślanej analizy jest zestawienie danych jednorocznych. Dla Polski jest to oczywiste. Dokonania gospodarki w warunkach korzystania z dopłat nie przekraczają jednego roku. W przypadku gospodarstw unijnych jest to jednak problematyczne. Ponieważ jednak stwierdzono, że dochody rolnicze gospodarstw unijnych w czterech analizowanych krajach były w 2002 roku mniejsze tylko o 3,8% od dochodów z 2001 roku, więc zrezygnowano z wykorzystania liczb średnich (np. z dwulecia 2001-2002). Do porównania użyto więc najaktualniejszych jednorocznych danych empirycznych.

Mimo mankamentów natury metodycznej przeprowadzona analiza wykazała zadziwiającą zbieżność z ustaleniami sformułowanymi w trakcie wcześniejszych badań, w których analizowano gospodarstwa unijne na tle danych odnoszących się do gospodarstw polskich. Nie ma zatem przeciwwskazań, by nie udostępnić czytelnikowi wyników wstępnych porównań dochodów takich samych grup polskich i unijnych gospodarstw. Na zakończenie tych uwag trzeba jeszcze dodać, że w przedkładanym opracowaniu wskazano też niektóre ważniejsze czynniki leżące u podstaw zróżnicowania dochodów.

¹ Stwierdzono, że dochody rolnicze w Polsce w 2004 roku wzrosły o 5,6 mld zł [1], tj. o około 2/3 w porównaniu do dochodów z roku 2003. Przyrost ten był w około 70% spowodowany korzystnymi w większości przypadków dla rolnictwa relacjami cen produktów i środków produkcji oraz dobrą pogodą, która sprzyjała plonowaniu roślin uprawnych. Na pozostałą część przyrostu dochodów złożyły się natomiast dopłaty bezpośrednie.

2. Porównanie gospodarstw polskich i unijnych w świetle literatury

Porównanie cech charakteryzujących polskie i unijne gospodarstwa rolne nie jest częstym przedmiotem analiz. Jedno z pierwszych opracowań na ten temat poświęcone zostało przewagom komparatywnym polskich gospodarstw rolnych [3].

Na podstawie danych liczbowych pochodzących z lat 1997-1999 oceniono możliwości konkurowania polskich gospodarstw rolnych z gospodarstwami rolnymi wszystkich krajów UE-15, ze szczególnym podkreśleniem gospodarstw niemieckich. W tym celu porównano szereg cech charakteryzujących grupy polskich gospodarstw z takimi samymi cechami obliczonymi dla analogicznych grup wszystkich gospodarstw rolnych z krajów UE-15. Grupy te wyodrębniono na podstawie typów rolniczych i wielkości ekonomicznej wyrażanej w ESU². Dostępne wówczas polskie i zagraniczne dane empiryczne ograniczyły jednak zakres ocen do około 60% ogółu polskich gospodarstw. Oceną nie objęto specjalistycznych gospodarstw mleczarskich i warzywniczych, a także najmniejszych gospodarstw o różnorodnej produkcji.

Stwierdzono, że unijne gospodarstwa na tle gospodarstw polskich cechował:

- mniejszy o około 69% obszar użytków rolnych; analogiczny wskaźnik dla gospodarstw niemieckich wyniósł nieco ponad 60%,
- mniejsze dokładnie o 1/3 nakłady pracy; gospodarstwa niemieckie miały te nakłady mniejsze o około 48%,
- mniejsze o około 27% nakłady pracy najemnej; w gospodarstwach niemieckich różnica ta wynosiła 30,5%,
- mniejszy o blisko 1/2 obszar dzierzawionych gruntów i niemal taką samą wielkość tego wskaźnika obliczono dla gospodarstw niemieckich.

Wykazane różnice były najprawdopodobniej pochodną różnic cen kapitału i ziemi oraz płac pracowników najemnych. Stwierdzono poza tym, że polskie gospodarstwa o wielkości ekonomicznej 8-15,9 ESU miały o 7,4% mniejsze koszty pozyskania jednostki wartości produkcji, a koszty te malały wraz ze wzrostem wielkości ekonomicznej. Znacznie większa była natomiast pracochłonność produkcji polskich gospodarstw. W gospodarstwach o wielkości 8-15,9 ESU była ona blisko 30% większa niż w takich samych grupach gospodarstw unijnych, a gospodarstwach o wielkości 16-99,9 ESU większa aż

² Wielkość ekonomiczną gospodarstw określa się łączną kwotą SNB. Przyjęto wielkość tę oznaczać w jednostkach zwanych ESU (European Size Unit), przy czym 1 ESU jest równe 1200 euro SNB.

o blisko 108%. Z dużą pracochłonnością charakteryzującą polskie gospodarstwa korespondowały ustalenia dotyczące technicznego uzbrojenia pracy. Odpowiedni wskaźnik będący relacją wartości środków produkcji do jednej pełnozatrudnionej w produkcji rolniczej osoby wynosił bowiem średnio tylko około 44% (od 23,0 do 70,9% w zależności od grupy) wielkości wskaźnika obliczonego dla gospodarstw unijnych.

Interesujących wniosków dostarczyło porównanie stóp reprodukcji majątku trwałego. Ustalono, że gospodarstwa unijne cechowała w analizowanym okresie reprodukcja prosta lub ujemna, co wskazywało, że perspektywy istnienia części tamtych gospodarstw w dłuższym okresie są problematyczne. Tymczasem w Polsce w takiej sytuacji znajdowały się jedynie gospodarstwa o wielkości 1-3,9 ESU.

Te same materiały empiryczne dostarczyły podstaw do oceny dochodów uzyskiwanych przez polskie i unijne gospodarstwa rolne [4]. Dochody polskich gospodarstw należących do poszczególnych grup wielkościowych, liczone w cenach stałych z 1999 roku, wyniosły w relacji do dochodów uzyskanych w analogicznych grupach gospodarstw krajów UE-15:

▪ 1-3,9 ESU	51%,
▪ 4-7,9 ESU	61%,
▪ 8-15,9 ESU	57%,
▪ 16-99,9 ESU	62%,
<hr/>	
średnio	54%.

Dochody różniły się w zależności od struktury (typu) produkcji. Na tle pozostałych polskich gospodarstw wyróżniały się gospodarstwa sadownicze, które osiągnęły dochody większe o 14% od średnich dochodów gospodarstw sadowniczych UE-15.

Inne opracowanie [5] wskazało na postępujący proces koncentracji dochodów w gospodarstwach Niemiec, Austrii i Danii w latach 1997-2001. Na 68 grup gospodarstw wyodrębnionych według typu rolniczego i wielkości ekonomicznej zanikło bowiem w okresie objętym analizą 16,2% grup, głównie o wielkości 8-39,99 ESU. Wśród gospodarstw większych, o wielkości 40 i więcej ESU, pojawiły się natomiast 4 nowe grupy, co stanowiło blisko 6% ogółu grup tej wielkości. Trzeba tu jednak dla porządku dodać, że pojęcie „zanikania grup gospodarstw” oznacza, iż liczba gospodarstw w danej grupie zmalała do tego stopnia, że system FADN (Farm Accountancy Data Network = sieć gospodarstw prowadzących rachunkowość) przestał monitorować ich kondycję ekonomiczną.

Poszczególne kraje różniły się jednak strukturą wielkościową gospodarstw. Austria była np. krajem, w którym w latach 1997-2001 nie występowały gospodarstwa największe, ze 100 i więcej ESU. Na tym tle gospodarstwa niemieckie i duńskie cechowała dużo większa koncentracja dochodów.

Stwierdzono poza tym, że w Unii Europejskiej było w latach 1999-2001 miejsce dla gospodarstw, które w różny sposób organizowały produkcję rolniczą. Gospodarstwa duńskie cechowało np. małe zatrudnienie i mały obszar użytków rolnych, za to dużą wartość kapitału. Oznacza to, że w gospodarstwach tego kraju proces zastępowania pracy kapitałem był bardziej zaawansowany niż w gospodarstwach niemieckich oraz austriackich.

Opracowanie [2] odwoływało się do nowszych ustaleń, z lat 2003 i 2004. Potwierdziło ono wyżej sformułowane spostrzeżenia, choć analizą objęto wyłącznie holenderskie, fińskie i polskie gospodarstwa specjalizujące się w produkcji mleka. Gospodarstwa te cechowało duże zróżnicowanie wielkości produkcji głównego produktu. Gospodarstwo holenderskie wytworzyło w 2003 roku średnio nieco ponad 490 ton mleka wobec 87,3 ton mleka wytworzonego średnio w gospodarstwie polskim. Polskie gospodarstwa wyróżniały się bowiem znacznie mniejszą liczebnością stad i wydajnością mleczną krów niż gospodarstwa holenderskie.

Polskie gospodarstwa cechowała też mała wydajność pracy. Wielkość produkcji mleka przeliczona na 1 pełnozatrudnioną osobę była o blisko 84% mniejsza niż w gospodarstwach holenderskich i o 37,5% mniejsza niż w gospodarstwach fińskich. Pośrednio świadczy to o dużej pracochłonności produkcji polskich gospodarstw rolnych specjalizujących się w produkcji mleka, a także o znacznym zróżnicowaniu organizacji produkcji oraz efektów gospodarstw egzystujących w poszczególnych krajach unijnych.

3. Opis użytej metody porównań

Dla celów analitycznych wykorzystano podział gospodarstw obowiązujący w krajach UE, który polega na wyodrębnianiu typów rolniczych i na określeniu ich ekonomicznej wielkości. Użyto w tym celu pojęć nadwyżki bezpośredniej i standardowej nadwyżki bezpośredniej. Pierwsze z pojęć określa różnicę między wartością produkcji i kosztami zmiennymi. Standardowa nadwyżka bezpośrednia zaś, to nadwyżka bezpośrednia obliczona dla każdego z regionów kraju i danego okresu czasu, uwzględniająca lokalne ceny, plony, wydajności jednostkowe zwierząt oraz koszty. Dla poszczególnych rodzajów produkcji (pszenica, trzoda chlewna itd.) istnieją odpowiednie współczynniki standardowej nadwyżki bezpośredniej. W połączeniu z obszarem poszczegól-

nych upraw oraz z liczebnością pogłowia poszczególnych gatunków i grup wiekowych zwierząt pozwala to obliczyć wartość standardowej nadwyżki bezpośredniej (SNB) dla każdego z gospodarstw.

Typy gospodarstw ustala się na podstawie struktury wartości SNB. Gospodarstwa, w których udział danego rodzaju działalności przekracza 2/3 całkowitej jej wartości nazywane są gospodarstwami specjalistycznymi (zbożowe, sadownicze, trzodowe, z produkcją mleka itd.), w innych przypadkach mowa jest o typach mieszanych (mieszana produkcja zwierzęca, mieszana produkcja roślinna itd.).

Miernik – „wielkość ekonomiczna gospodarstw” uwzględnia wszystkie trzy materialne elementy sił wytwórczych gospodarstw (ziemię, kapitał i pracę) i dlatego trafniej informuje o wielkości gospodarstw niż obszar użytków rolnych, który jest niemal wyłącznie używany do tego celu w naszym kraju.

Zatrudnienie w gospodarstwach określono w AWU (Annual Work Unit), tj. jednostkach przeliczeniowych pracy, przy czym 1 AWU = 2200 godzin pracy rocznie. Oceniano zatrudnienie obejmujące nakłady pracy użytkowników gospodarstw (producentów rolnych), członków ich rodzin oraz pracowników najemnych.

Pogłowie zwierząt wyrażono w sztukach przeliczeniowych LU (Livestock Unit) stosowanych w Unii Europejskiej. Jedna LU odpowiada jednej krowie, ale jednostki LU nie są tożsame z przeliczeniowymi sztukami dużymi stosowanymi w Polsce. Jedna sztuka trzody chlewnej odpowiada np. w Polsce średnio 0,15 sztuki dużej, lecz 0,26 LU w ustaleniach unijnych. Jednostki LU są raczej bliższe sztukom obornikowym, które uwzględniają nie tylko masę ciała zwierząt, lecz także tempo ich przemiany materii.

Techniczne uzbrojenie (wyposażenie) pracy mierzono wartością środków produkcji i obszaru użytków rolnych przeliczonymi na 1 AWU. Stopień zadłużenia gospodarstw mierzono natomiast relacją różnicy wartości środków produkcji ogółem i majątku będącego własnością rolnika do wartości ogółem środków produkcji.

Dochody rolnicze gospodarstw policzono jako różnicę wartości produkcji roślinnej, zwierzęcej i innej sprzężonej oraz kosztów, które objęły: zużycie pośrednie, saldo subwencji budżetowych i podatków oraz koszty czynników zewnętrznych (opłaty pracy najemnej, opłaty za dzierżawę środków produkcji i odsetki od kredytów oraz pożyczek). Dochody rolnicze brutto i netto różnią się kwotą amortyzacji.

Większą wagę przypisano dochodowi brutto z gospodarstwa rolnego, bowiem miernik ten pomija umownie liczoną kwotę amortyzacji środków trwałych. Ta duża pozycja kosztów liczona jest bowiem odmiennie w poszcze-

gólnych krajach. Uniknięto w ten sposób różnic w dochodach spowodowanych wyłącznie odmiennymi metodami szacowania kwot amortyzacji.

Empiryczne dane źródłowe zostały zaczerpnięte z wyników badań FADN Komisji Europejskiej i w związku z tym wszelkie liczby odnoszące się do polskich gospodarstw, które ujęto wartościowo, wyrażono w euro (w 2004 roku 1 euro odpowiadało 4,5268 zł).

Prezentowaną analizą objętych zostało 7531 polskich gospodarstw prowadzących rachunkowość w ramach FADN. Jest to zatem część (57,9%) gospodarstw objętych tym systemem. Z chwilą przystąpienia do tej analizy nie wszystkie zapisy były bowiem dostępne. Dane te zestawiono na tle uśrednionych liczb z gospodarstw austriackich, duńskich, niemieckich i szwedzkich, które dalej dla uproszczenia zwane są gospodarstwami unijnymi.

Analizą objęto wyłącznie gospodarstwa o wielkości 8-99,9 ESU, ponieważ polskie gospodarstwa o wielkości 100 i więcej ESU nie były dostatecznie licznie reprezentowane (populacja polskiego FADN liczyła mniej niż 15 takich gospodarstw).

4. Dochody polskich i unijnych gospodarstw rolnych oraz ważniejsze przyczyny ich zróżnicowania

Stwierdzono, że w 2004 roku nie uległ zmianie rodzaj relacji dochodów netto polskich gospodarstw rolnych do dochodów netto gospodarstw unijnych. Relacje te wcześniej bardzo niekorzystne (o czym pisano wyżej w przeglądzie literatury) uległy jednak złagodzeniu z przyczyn podanych we wstępie tego opracowania, ale nadal były znacząco mniejsze aniżeli dochody gospodarstw unijnych (tabela 1).

Tabela 1

Średnie dochody ^a gospodarstw polskich i unijnych (euro)			
Wyszczególnienie	Gospodarstwa		Gospodarstwa unijne = 100
	unijne	polskie	
Dochód przeliczony na jedno gospodarstwo:			
– netto	16 080	11 415	71,0
– brutto	31 549	17 518	55,5
Dochód brutto przeliczony na jedną pełnozatrudnioną osobę z rodziny rolnika	22 895	10 497	45,8

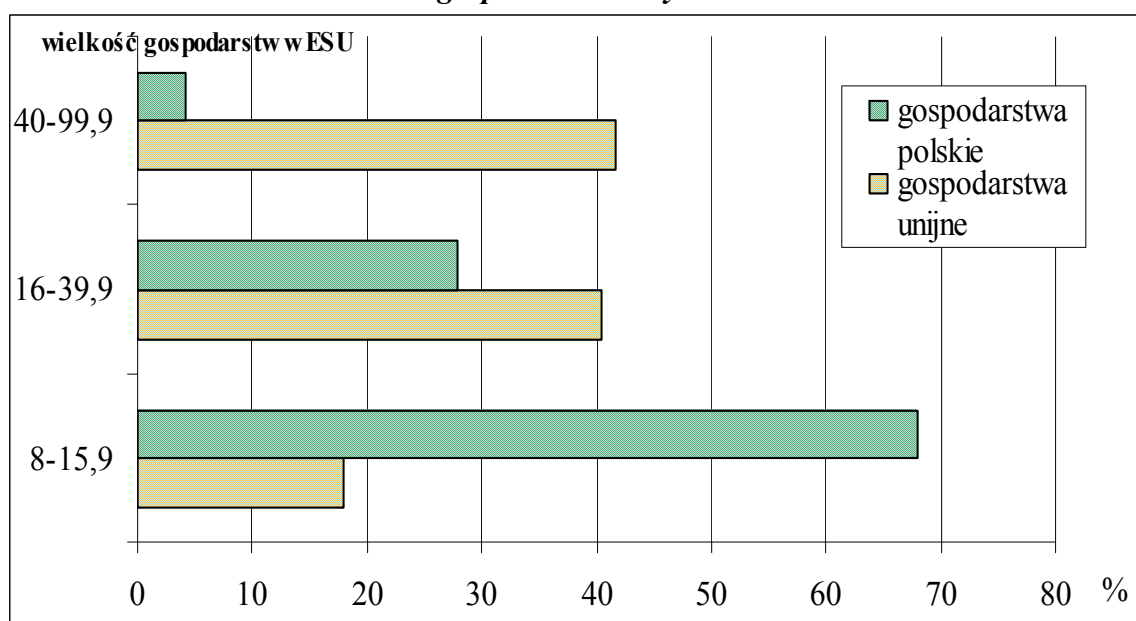
^a średnia ważona

Źródło: obliczenia własne sporządzone na podstawie danych FADN.

Dochody brutto polskich gospodarstw wyniosły natomiast jedynie 50-60% kwot dochodów gospodarstw unijnych, a proporcje te były jeszcze mniej korzystne po przeliczeniu tych dochodów na 1 pełnozatrudnioną osobę z rodzin rolniczych pracujących w swych gospodarstwach. To ostatnie spostrzeżenie również potwierdzają wnioski płynące z przeglądu literatury tematu.

Było kilka przyczyn zróżnicowania dochodów. Do najważniejszych należy zaliczyć odmienną strukturę wielkościową gospodarstw. Polskie rolnictwo na tle rolnictwa analizowanych krajów unijnych cechowało i cechuje bardzo duży udział gospodarstw o wielkości 8-15,9 ESU (wykres 1) i znikomy udział gospodarstw o wielkości 40-99,9 ESU. Tymczasem dochody brutto tych ostatnich były w 2004 roku o blisko 86% większe niż dochody gospodarstw o wielkości 16-39,9 ESU, te zaś z kolei były o blisko 129% większe od dochodów najmniejszych rozpatrywanych gospodarstw (patrz Załącznik IIa).

Wykres 1. Struktura wielkościowa analizowanych polskich i unijnych gospodarstw rolnych^a



^a dane w obu przypadkach dotyczą 2002 roku

Źródło: jak w tabeli 1.

Różnice dochodów uległyby ograniczeniu po wyeliminowaniu różnej struktury wielkościowej gospodarstw (tabela 2). Mniejsze średnie dochody polskich gospodarstw są więc w istocie w znacznym stopniu spowodowane opóźnieniami w zmianach struktury agrarnej. Gdyby struktura agrarna polskich gospodarstw ewoluowała tak jak w analizowanych krajach unijnych, wówczas różnice dochodów polskich gospodarstw byłyby obecnie znacząco mniejsze.

Tabela 2

Średnie dochody^a gospodarstw polskich i unijnych obliczone przy tej samej strukturze wielkościowej gospodarstw (euro)

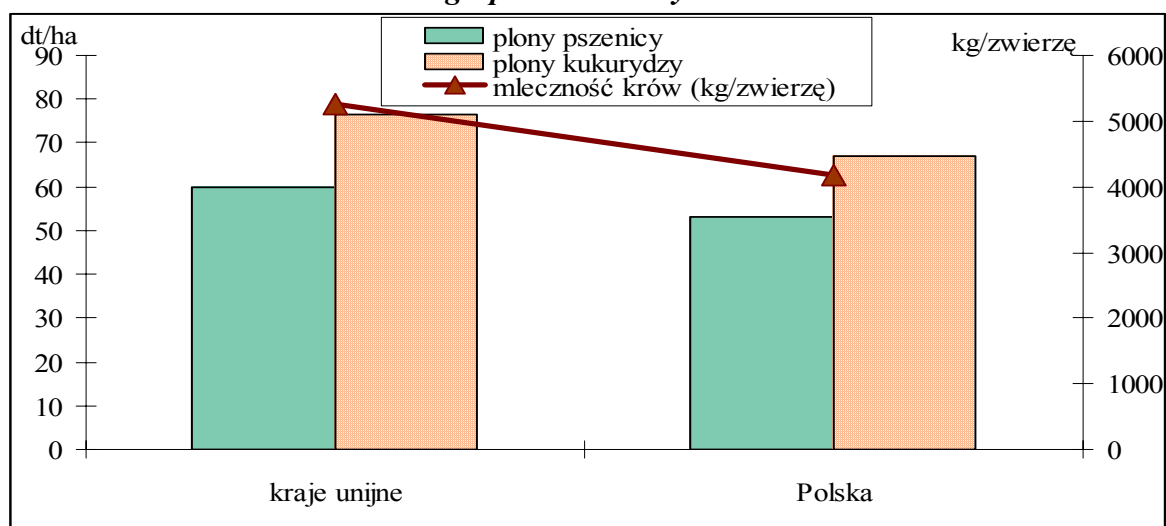
Wyszczególnienie	Gospodarstwa		Gospodarstwa unijne = 100
	unijne	polskie	
Dochód przeliczony na jedno gospodarstwo:			
– netto	16 080	18 404	114,4
– brutto	31 549	27 949	88,6
Dochód brutto przeliczony na jedną pełnozatrudnioną osobę z rodziny rolnika	22 895	16 535	72,2

^a dochody gospodarstw polskich policzono według średniej struktury wielkościowej gospodarstw we wszystkich czterech analizowanych krajach unijnych

Źródło: jak w tabeli 1.

Warto wskazać na jeszcze jedną przyczynę mniejszych dochodów polskich gospodarstw, których źródła tkwią w niedostatkach technologii produkcji. Informują o tym plony ważniejszych roślin uprawnych i wydajności jednostkowe krów, które przedstawia wykres 2.

Wykres 2. Plony roślin uprawnych i wydajności jednostkowe krów w polskich i unijnych gospodarstwach rolnych^a



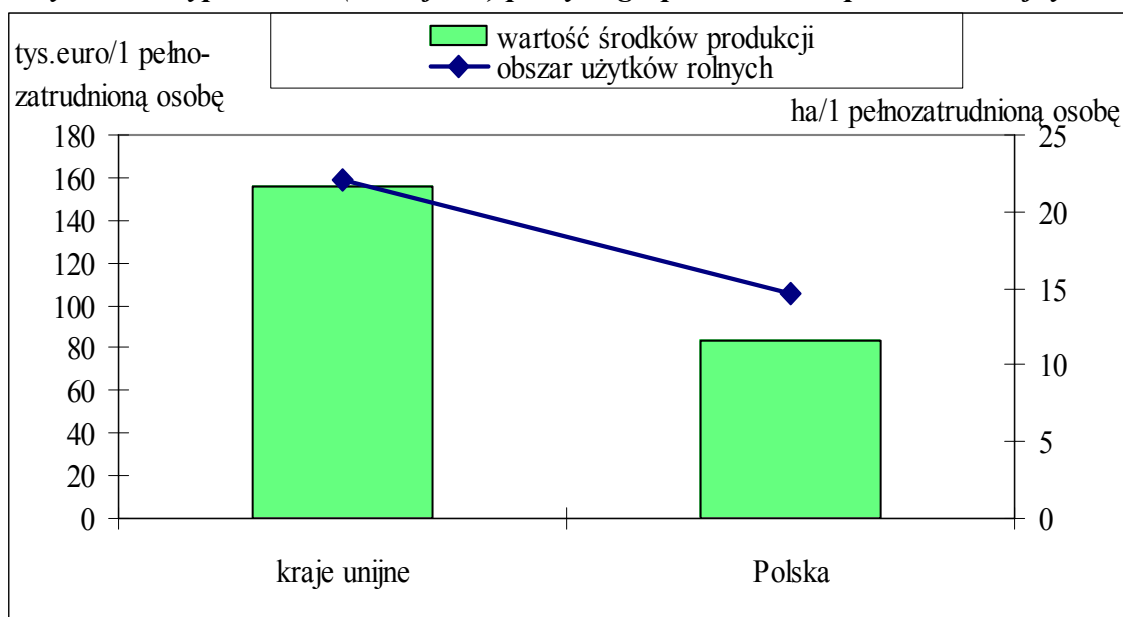
^a liczby średnie ważone obliczone dla obu analizowanych populacji gospodarstw

Źródło: jak w tabeli 1.

O niewielkich dochodach rolniczych brutto uzyskiwanych przez 1 pełnozatrudnioną w gospodarstwie osobę z rodzin rolniczych współdecydowały natomiast ograniczone zasoby środków produkcji będące w ich dyspozycji. Informują o tym wskaźniki wyposażenia (uzbrojenia pracy), tj. wartość środków produkcji (aktywów) bez wartości ziemi oraz powierzchnia użytków rolnych

przeliczone na 1 pełnozatrudnioną w gospodarstwie osobę. Z wykresu 3 wynika, że wyposażenie pracy w polskich gospodarstwach było istotnie gorsze aniżeli w analizowanych gospodarstwach unijnych. Przyczyną jest najprawdopodobniej tania praca, co powoduje, że substytuuje ona czynniki droższe – ziemię i inne środki produkcji.

Wykres 3. Wyposażenie (uzbrojenie) pracy w gospodarstwach polskich i unijnych^a



^a liczby średnie ważone obliczone dla obu analizowanych populacji gospodarstw

Źródło: jak w tabeli 1.

Analizowane obie populacje gospodarstw nie były jednolite pod względem relacji dochodów. Wśród gospodarstw polskich znalazły się bowiem grupy gospodarstw, w których dochody były większe niż w analogicznie określonych grupach gospodarstw unijnych.

5. Polskie gospodarstwa osiągające wyniki lepsze od gospodarstw unijnych

Nieco ponad 26% badanych polskich gospodarstw osiągało większy dochód brutto z gospodarstw w porównaniu do analizowanych gospodarstw unijnych. Były to gospodarstwa:

- z typowymi uprawami polowymi i wielkością 8-15,9 ESU,
- z typowymi uprawami polowymi i wielkością 16-39,9 ESU,
- z uprawami ogrodniczymi i wielkością 16-39,9 ESU,
- z plantacjami trwałymi i wielkością 16-39,9 ESU,
- łączące uprawy polowe z chowem różnych gatunków zwierząt, o wielkości 16-39,9 ESU.

Tabela 3

Charakterystyka polskich gospodarstw rolnych z dochodem brutto większym od dochodów brutto gospodarstw unijnych^a

Mierniki i wskaźniki	Gospodarstwa		Gospodarstwa unijne = 100
	unijne ^b	polskie	
Dochód w euro przeliczony na jedno gospodarstwo:			
– netto	8 849	16 988	192,0
– brutto	17 944	30 772	171,4
Dochód brutto w euro przeliczony na jedną pełnozatrudnioną osobę z rodziny rolnika	16 980	16 718	98,5
Stopień zadłużenia gospodarstwa w procentach	24,4	15,3	62,7
Wartość środków produkcji (bez wartości ziemi) w tys. euro na 1 AWU	184,7	76,1	41,2
Obszar użytków rolnych w ha na 1 AWU	31,2	21,8	69,9
Plony w dt:			
– pszenica	57,9	58,4	100,9
– kukurydza	82,3	66,5	80,8
Pogłowie zwierząt w LU	25,0	13,9	55,6
Mleczność krów w kg/zwierzę	4 711	4 077	86,5

^a obliczenia wykonano na zasadzie średniej arytmetycznej, co pozwoliło pominąć wpływ różnej struktury obu analizowanych zbiorowości

^b wzięto pod uwagę te same grupy gospodarstw jak w przypadku polskich gospodarstw

Źródło: jak w tabeli 1.

Analizowane polskie gospodarstwa wyróżniał istotnie dochód rolniczy brutto oraz niemal taki sam dochód rolniczy brutto przeliczony na 1 w pełni zatrudnioną gospodarstwie osobę z rodziny rolniczej. Gospodarstwa polskie cechował poza tym:

- niższy stopień zadłużenia gospodarstw, a więc również mniejsze koszty obsługi kredytów,
- bardzo mała wartość środków produkcji (bez wartości ziemi) przypadająca na 1 pełnozatrudnioną w gospodarstwie osobę (AWU) oraz wyraźnie mniejszy na tym tle dystans dzielący gospodarstwa polskie i unijne, jeśli chodzi o obszar użytków rolnych przypadających również na 1 AWU,
- niemal identyczne plony pszenicy i o blisko 19% mniejsze plony kukurydzy; ta ostatnia uprawa ma jednak w naszym kraju dużo mniejsze znaczenie gospodarcze z uwagi na niewielką skalę produkcji,
- znacząco mniejsze (o około 55%) pogłowie zwierząt, które w dodatku charakteryzują mniejsze techniczno-produkcyjne wydajności jednostkowe.

Nieco inne wnioski płyną z porównania charakteryzowanych polskich gospodarstw, z polskimi gospodarstwami, które nie wykazują przewag nad gospodarstwami unijnymi (tabela 4).

Tabela 4

Charakterystyka^a polskich gospodarstw rolnych z dochodami rolniczymi brutto mniejszymi i większymi od analogicznych dochodów gospodarstw unijnych

Mierniki i wskaźniki	Gospodarstwa o dochodach		Gospodarstwa o dochodach mniejszych = 100
	mniejszych od dochodów gospodarstw unijnych	większych od dochodów gospodarstw unijnych	
Dochód w euro przeliczony na jedno gospodarstwo:			
– netto	13 352	16 998	127,3
– brutto	20 854	30 781	147,6
Dochód w euro brutto przeliczony na jedną pełnozatrudnioną osobę z rodziny rolnika	11 867	16 718	140,9
Stopień zadłużenia gospodarstwa w procentach	10,5	15,3	145,7
Wartość środków produkcji (bez wartości ziemi) w tys. euro na 1 AWU	83,5	76,1	91,1
Obszar użytków rolnych w ha na 1 AWU	16,2	21,8	134,6
Plony w dt:			
– pszenica	53,2	58,4	109,8
– kukurydza	67,8	66,5	98,1
Pogłowie zwierząt w LU	37,8	13,9	36,8
Mleczność krów w kg/zwierzę	4 499	4 077	90,6

^a wielkości obliczone na zasadzie średniej arytmetycznej, co pozwoliło pominąć wpływ różnej struktury wielkościowej obu analizowanych zbiorowości

Źródło: jak w tabeli 1.

Gospodarstwa o dużych dochodach wyróżnia poza korzystnymi dochodami:

- większy stopień zadłużenia gospodarstw, co pośrednio wskazuje na ich większą skłonność do modernizowania i powiększania majątku,
- duży obszar użytków rolnych „pracujących” na jedną pełnozatrudnioną w produkcji rolniczej osobę,
- korzystne plony roślin uprawnych,
- niewielkie pogłowie zwierząt,
- niewielka wydajność jednostkowa krów.

Z powyższego wynika, że przewagi nad gospodarstwami unijnymi wykazywały polskie gospodarstwa, które specjalizowały się w różnych kierunkach produkcji roślinnej, lub łączyły typową połową produkcję roślinną z chowem zwierząt na niewielką skalę. Przyczyną tego ostatniego zjawiska była najprawdopodobniej nie dość precyzyjna technologia tego działu produkcji rolniczej. Gospodarstwa poza tym aktywnie dopasowywały się do zmieniających się warunków i korzystały w maksymalnym stopniu z taniego czynnika produkcji jakim była ziemia.

6. Polskie gospodarstwa z dochodami rolniczymi mniejszymi od dochodów gospodarstw unijnych

Około 74% analizowanych polskich gospodarstw rolnych osiągało mniejsze dochody brutto w porównaniu do dochodów gospodarstw unijnych. Były wśród nich gospodarstwa:

- utrzymujące zwierzęta przeżuwające i o wielkości 8-15,9 ESU,
- łączące typową produkcję roślinną z chowem różnych grup oraz gatunków zwierząt i o wielkości 8-15,9 ESU,
- utrzymujące zwierzęta przeżuwające i o wielkości 16-39,9 ESU,
- utrzymujące trzodę chlewną lub drób i o wielkości 16-39,9 ESU,
- z uprawami mieszanymi i wielkością 16-39,9 ESU,
- z chowem różnych gatunków zwierząt i wielkością 16-39,9 ESU,
- z typowymi uprawami polowymi i wielkością 40-99,9 ESU,
- z uprawami ogrodniczymi i wielkością 40-99,9 ESU,
- łączące uprawy polowe z chowem różnych gatunków zwierząt i wielkością 40-99,9 ESU,
- utrzymujące zwierzęta przeżuwające i o wielkości 40-99,9 ESU,
- utrzymujące trzodę chlewną lub drób i o wielkości 40-99,9 ESU,
- z uprawami mieszanymi i wielkością 40-99,9 ESU,
- z chowem różnych gatunków zwierząt i wielkością 40-99,9 ESU.

Liczbową charakterystykę analizowanych gospodarstw polskich na tle gospodarstw unijnych zawiera tabela 5. Na tej podstawie można stwierdzić, że dochody brutto gospodarstw polskich były istotnie mniejsze, a także to, że duża pracochłonność produkcji tych gospodarstw ograniczała bardzo silnie dochody z pracy członków rodzin rolniczych we własnych gospodarstwach.

Gospodarstwa polskie cechuje poza tym:

- relatywnie niewielkie zaangażowanie produkcyjne powierzchni użytków rolnych,
- mniejsze plony roślin uprawnych,
- mniejsze o około 1/3 pogłowie zwierząt gospodarskich oraz mniejsze o około 14% wydajności jednostkowe zwierząt.

Zbiorczą liczbową charakterystykę analizowanych dwóch podpopulacji polskich gospodarstw zawiera tabela 4. Na wykresie 4 przedstawiono zatem jedynie procentowe relacje, które odzwierciedlają podobieństwa i różnice między nimi.

Tabela 5

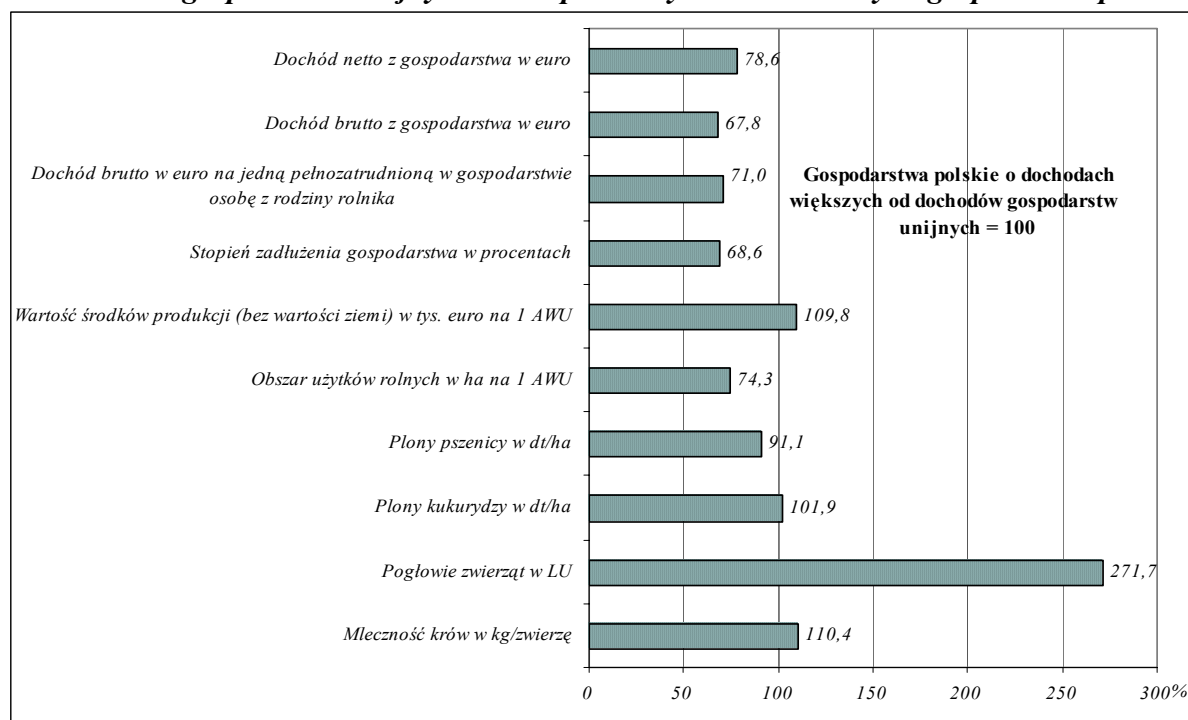
Charakterystyka polskich gospodarstw rolnych z dochodem brutto niższym od dochodów gospodarstw unijnych na tle gospodarstw unijnych^a

Mierniki i wskaźniki	Gospodarstwa		Gospodarstwa unijne = 100
	unijne ^b	polskie	
Dochód w euro z gospodarstwa:			
– netto	17 403	13 352	76,7
– brutto	32 785	20 854	63,6
Dochód brutto w euro na jedną pełnozatrudnioną w gospodarstwie osobę z rodziny rolnika	22 756	11 867	52,1
Stopień zadłużenia gospodarstwa w procentach	13,7	10,5	76,7
Wartość środków produkcji (bez wartości ziemi) w tys. euro na 1 AWU	90,1	83,5	92,7
Obszar użytków rolnych w ha na 1 AWU	21,2	16,2	76,4
Plony w dt:			
– pszenica	58,1	53,2	91,6
– kukurydza	88,9	67,8	76,2
Pogłowie zwierząt w LU	57,9	37,8	65,2
Mleczność krów w kg/zwierzę	5 254	4 499	85,6

^a obliczenia wykonano na zasadzie średniej arytmetycznej, co pozwoliło pominąć wpływ różnej struktury wielkościowej obu analizowanych zbiorowości

^b wzięto pod uwagę te same grupy gospodarstw jak w przypadku gospodarstw polskich
Źródło: jak w tabeli 1.

Wykres 4. Charakterystyka polskich gospodarstw^a rolnych z dochodami brutto mniejszymi od dochodów gospodarstw unijnych na tle pozostałych analizowanych gospodarstw polskich



^a liczby ustalone na zasadzie średniej arytmetycznej, co pozwoliło pominąć wpływ różnej struktury wielkościowej obu analizowanych zbiorowości

Źródło: jak w tabeli 1.

Gospodarstwa polskie z dochodami mniejszymi od dochodów gospodarstw unijnych miały oczywiście znacząco mniejsze dochody od dochodów pozostałej podpopulacji polskich gospodarstw rolnych. Miały one poza tym:

- znacząco mniejsze zadłużenie, co prawdopodobnie świadczy o niewielkiej skłonności producentów do podejmowania ryzyka i pośrednio informuje o niedostatkach ich umiejętności zarządczych,
- mniejsze „wyposażenie” pracy w ziemię, co jest niezrozumiałe w warunkach niskich cen tego czynnika produkcji w Polsce,
- blisko trzykrotnie większe pogłowie zwierząt gospodarskich, co pociągało za sobą większą wartość środków produkcji przypadających na 1 w pełni pracującą w gospodarstwie osobę, choć mimo to dochody brutto przeliczone na 1 pełnozatrudnioną osobę nie były duże; przyczyną tego zjawiska był prawdopodobnie niedorozwój technologii produkcji zwierzęcej, co znajdowało wyraz w dużej pracochłonności tej produkcji; nie rekompensowała tego nawet większa wydajność jednostkowa zwierząt,
- mniejsze plony ważniejszych roślin uprawnych.

Na powyższej podstawie można stwierdzić, że istotnie mniejsze efekty ekonomiczne – na tle efektów gospodarstw unijnych – osiągnęły polskie gospodarstwa rolne, które specjalizowały się w różnych kierunkach produkcji zwierzęcej i w mniejszym stopniu gospodarstwa z uprawami mieszanymi (typowa produkcja polowa, ogrodnictwo, plantacje trwałe) oraz te, które łączyły produkcję roślinną z różnorodną produkcją zwierzęcą. Najbardziej prawdopodobną przyczyną tej sytuacji są niedostatki technologiczne wyrażające się mniejszymi plonami i wydajnościami jednostkowymi zwierząt oraz dużą pracochłonnością produkcji zwierzęcej.

7. Wnioski

Okres przygotowań i samo członkostwo Polski w Unii Europejskiej zmieniło warunki gospodarowania w polskim rolnictwie. Na tym tle zrodziło się pytanie o pozycję polskich gospodarstw rolnych na tle gospodarstw unijnych. Aby na nie odpowiedzieć, w opracowaniu porównano dochody różnych grup polskich gospodarstw rolnych z dochodami analogicznych grup gospodarstw, które funkcjonowały u naszych najbliższych sąsiadów „starej” Unii – Austrii, Danii, Niemiec i Szwecji.

Porównanie to ma charakter wstępny. Porównano statystyczną próbę 7531 polskich gospodarstw rolnych reprezentujących 32,7% ogółu gospodarstw rolnych w kraju, które były jednocześnie gospodarstwami towarowymi i najwięks-

szymi. Dochody polskich gospodarstw z 2004 roku zestawiono poza tym na tle dochodów gospodarstw unijnych z 2002 roku, gdyż tamtejsze źródła nie zawierały nowszych danych empirycznych. Dla sprecyzowania spostrzeżeń i wniosków porównania powinny być zatem kontynuowane w miarę pojawiania się nowych zestawów informacji. W opracowaniu wskazano na niektóre ważniejsze czynniki leżące u podstaw zróżnicowania dochodów.

Stwierdzono, że:

1. W 2004 roku nie uległ zmianie rodzaj uśrednionych relacji dochodów polskich gospodarstw rolnych do dochodów gospodarstw unijnych. Relacje te wcześniej bardzo niekorzystne dla polskich gospodarstw uległy jednak wyraźnemu złagodzeniu.
2. Wśród przyczyn małych dochodów gospodarstw polskich należy wymienić rozdrobnioną strukturę wielkościową gospodarstw i niedostatki technologii produkcji, głównie zwierzęcej. Największe różnice dochodów miały miejsce w gospodarstwach specjalizujących się w różnych kierunkach produkcji zwierzęcej (produkcja mleka, produkcja żywca: wołowego, wieprzowego oraz drobiowego) i w gospodarstwach o dużej skali produkcji, głównie zwierzęcej utrzymujących różne gatunki zwierząt oraz łączących produkcją roślinną z chowem zwierząt.
3. Około 26% badanych polskich gospodarstw, reprezentujących 8,6% ogółu gospodarstw towarowych w kraju, osiągnęło większe dochody w porównaniu do analizowanych gospodarstw unijnych. Przewagi nad gospodarstwami unijnymi wykazały polskie gospodarstwa, które specjalizowały się w różnych kierunkach produkcji roślinnej (uprawy typowo rolne, ogrodnictwo, sadownictwo), lub łączyły typową polową produkcję roślinną z chowem zwierząt na niewielką skalę. Gospodarstwa te aktywnie dopasowywały się do zmian zachodzących w otoczeniu, w maksymalnym stopniu korzystały z taniego czynnika produkcji jakim była ziemia i osiągnęły plony roślin uprawnych bardzo bliskie plonom osiąganym w gospodarstwach unijnych.

Kończąc warto podkreślić wagę ustaleń dokonanych w tym opracowaniu. Jeśli zostaną one potwierdzone na podstawie bardziej bogatego materiału empirycznego, wówczas mogą stać się podstawą dyskusji o przyszłej specjalizacji polskiego rolnictwa.

LITERATURA

1. Gomułka J., Floriańczyk Z.: *Wyniki produkcyjno-ekonomiczne polskiego rolnictwa w świetle rachunków ekonomicznych dla rolnictwa (RER)*, w pracy zbiorowej wykonanej pod kier. A. Wosia pt. „Analiza produkcyjno-ekonomiczna sytuacji rolnictwa i gospodarki żywnościowej w 2004 roku”, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2005.
2. Goraj L.: *Wyniki ekonomiczne uzyskane w 2003 roku przez rodzinne gospodarstwa rolne specjalizujące się w produkcji mleka w Polsce w relacji do gospodarstw fińskich i holenderskich (z elementami oceny gospodarstw polskich w 2004 roku)*, w pracy zbiorowej wykonanej pod kier. A. Wosia pt. „Analiza produkcyjno-ekonomiczna sytuacji rolnictwa i gospodarki żywnościowej w 2004 roku”, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2005.
3. Józwiak W.: *Przewagi komparatywne polskich gospodarstw rolniczych*, IERiGŻ, Warszawa 2003.
4. Józwiak W.: *Wpływ integracji na sytuację ekonomiczną polskich gospodarstw*, w pracy zbiorowej pod red. naukową A. Kowalskiego pt. „Dostosowywanie polskiego rynku rolnego do wymogów Unii Europejskiej”, ARR, IERiGŻ, SGH, Warszawa 2003.
5. Józwiak W., Mirkowska Z.: *Średnie, duże i bardzo duże gospodarstwa rolne w Niemczech, Austrii, Danii i Polsce w latach 1997-2001*, Komunikaty, Raporty, Ekspertyzy, nr 499, IERiGŻ, Warszawa 2004.

Załącznik Ia

Uśrednione mierniki i wskaźniki^a charakteryzujące unijne oraz polskie gospodarstwa rolne o wielkości $8 \leq \text{ESU} < 16$

Mierniki i wskaźniki	Jednostka miary	Gospodarstwa		Gospodarstwa polskie = 100
		unijne	polskie	
Dochód z gospodarstwa				
• netto	euro	7814	6332	81,0
• brutto	euro	16510	11188	67,8
Dochód z gospodarstwa brutto na jedną pełnozatrudnioną osobę z rodziny rolnika	euro	13115	56356	43,0
Stopień zadłużenia gospodarstwa	procent	17,2	8,4	48,8
Techniczne uzbrojenie pracy ^b				
I	tys. euro/AWU	190,9	102,0	53,4
II	ha/AWU	28,4	11,6	40,8
Plony: pszenicy	dt/ha	53,5	50,5	94,4
kukurydzy	dt/ha	79,7	67,3	84,4
Pogłowie zwierząt	LU	13,6	14,3	105,1
Mleczność krów	kg/zwierzę	4261	4003	93,9

^a średnie arytmetyczne^b I – wartość środków produkcji bez wartości ziemi

II – powierzchnia użytków rolnych

Załącznik Ib

Uśrednione mierniki i wskaźniki^a charakteryzujące unijne oraz polskie gospodarstwa rolne o wielkości $16 \leq \text{ESU} < 40$

Mierniki i wskaźniki	Jednostka miary	Gospodarstwa		Gospodarstwa polskie = 100
		unijne	polskie	
Dochód z gospodarstwa				
• netto	euro	13611	14493	106,5
• brutto	euro	27607	20992	76,0
Dochód z gospodarstwa brutto na jedną pełnozatrudnioną osobę z rodziny rolnika	euro	21599	13919	64,4
Stopień zadłużenia gospodarstwa	procent	11,3	9,3	82,3
Techniczne uzbrojenie pracy ^b				
I	tys. euro/AWU	127,1	61,9	48,7
II	ha/AWU	16,5	16,0	97,0
Plony: pszenicy	dt/ha	56,2	55,2	98,2
kukurydzy	dt/ha	73,8	66,5	90,1
Pogłowie zwierząt	LU	37,1	29,2	78,7
Mleczność krów	kg/zwierzę	4924	4415	89,5

^a średnie arytmetyczne^b jak odnośnik „b” w Załączniku Ia

Uśrednione mierniki i wskaźniki^a charakteryzujące unijne oraz polskie gospodarstwa
rolne o wielkości $40 \leq \text{ESU} < 100$

Mierniki i wskaźniki	Jednostka miary	Gospodarstwa		Gospodarstwa polskie = 100
		unijne	polskie	
Dochód z gospodarstwa				
• netto	euro	21938	26904	122,6
• brutto	euro	42116	39461	93,7
Dochód z gospodarstwa brutto na jedną pełnozatrudnioną osobę z rodziny rolnika	euro	28258	21863	77,4
Stopień zadłużenia gospodarstwa	procent	24,9	18,3	73,5
Techniczne uzbrojenie pracy ^b				
I	tys. euro/AWU	168,3	95,7	56,9
II	ha/AWU	29,8	27,3	91,6
Plony: pszenicy	dt/ha	65,6	58,6	89,3
kukurydzy	dt/ha	82,1	67,5	82,2
Pogłowie zwierząt	LU	80,8	43,9	54,3
Mleczność krów	kg/zwierzę	6010	4732	78,7

^a średnie arytmetyczne

^b jak odnośnik „b” w Załączniku Ia

Załącznik IIa

Uśredniona charakterystyka^a grup wielkościowych unijnych gospodarstw rolnych w 2002 roku

Mierniki i wskaźniki	Jednostka miary	Wielkość gospodarstw w ESU		
		8-15,9	16-39,9	40-99,9
Dochód z gospodarstwa				
• netto	euro	7814	13611	21938
• brutto	euro	16510	27607	42116
Dochód z gospodarstwa brutto na jedną pełnozatrudnioną osobę z rodziny rolnika	euro	13115	21599	28258
Stopień zadłużenia gospodarstwa	procent	17,2	11,3	24,9
Techniczne uzbrojenie pracy ^b				
I	tys. euro/AWU	190,9	127,1	168,3
II	ha/AWU	28,4	16,5	29,8
Plony: pszenicy	dt/ha	53,5	56,2	65,6
kukurydzy	dt/ha	79,7	73,8	82,1
Pogłowie zwierząt	LU	13,6	37,1	80,8
Mleczność krów	kg/zwierzę	4261	4934	6010

^a średnie arytmetyczne^b jak odnośnik „b” w Załączniku Ia

Załącznik IIb

Uśredniona charakterystyka^a grup wielkościowych polskich gospodarstw rolnych w 2002 roku

Mierniki i wskaźniki	Jednostka miary	Wielkość gospodarstw w ESU		
		8-15,9	16-39,9	40-99,9
Dochód z gospodarstwa				
• netto	euro	6332	14493	26904
• brutto	euro	11188	20992	39461
Dochód z gospodarstwa brutto na jedną pełnozatrudnioną osobę z rodziny rolnika	euro	5635	13919	21863
Stopień zadłużenia gospodarstwa	procent	8,4	9,3	18,3
Techniczne uzbrojenie pracy ^b				
I	tys. euro/AWU	102,0	61,9	95,7
II	ha/AWU	11,6	16,0	27,3
Plony: pszenicy	dt/ha	50,5	55,2	58,6
kukurydzy	dt/ha	67,3	66,5	67,5
Pogłowie zwierząt	LU	14,3	29,2	43,9
Mleczność krów	kg/zwierzę	4003	4415	4732

^a średnie arytmetyczne^b jak odnośnik „b” w Załączniku Ia

II. DOCHODOWOŚĆ MATERIALNYCH CZYNNIKÓW PRODUKCJI W GOSPODARSTWACH OSÓB FIZYCZNYCH W LATACH 2001-2003

1. Wstęp

Częste zmiany warunków gospodarowania w polskim rolnictwie zachodzące od 1990 roku powiększają ryzyko producentów rolnych, którzy podejmują decyzje dotyczące wyposażenia swoich gospodarstw w ziemię i kapitał oraz nakłady pracy.

Ostatnie duże zmiany tych warunków gospodarowania miały miejsce w 2004 roku i będą one miały daleko idące skutki w latach następnych. Jak w tych warunkach można pomóc producentom rolnym?

Jedną z odpowiedzi na postawione wyżej pytanie jest określenie dochodowości materialnych czynników produkcji: pracy, ziemi i kapitału. Producenci rolni powinni bowiem wiedzieć, o ile wzrosną dochody ich gospodarstw w ciągu roku, jeśli powiększą: zatrudnienie w gospodarstwie o jednostkę pracy (np. 1 godzinę, 1 pełnozatrudnionego), powierzchnię użytków rolnych o 1 ha (poprzez zakup lub dzierżawę), czy też, gdy zainwestują 1 tys. zł w aktywa związane z produkcją w gospodarstwie. Taka wiedza pozwoli im uniknąć błędów w inwestowaniu, co zmniejszy ryzyko, na jakie są narażeni prowadząc działalność gospodarczą. Obecnie nie jest możliwe ustalenie dochodowości materialnych czynników produkcji dla rzeczywistości w jakiej prowadzą działalność producenci rolni. Wynika to z braku dostatecznej ilości materiału faktograficznego, by można było uogólnić zdobyte doświadczenia. Dlatego w tym opracowaniu ustalono tę dochodowość dla trzech lat poprzedzających rok 2004, tj. dla lat 2001-2003. Znając dochodowość w tym okresie będzie można ją porównać z dochodowością, jaka zostanie ustalona dla lat następnych. Badania te powinny być zatem kontynuowane, by mogły stać się drogowskazem dla polskich producentów rolnych.

2. Metoda badań

Metodą badawczą użytą w badaniu wpływu materialnych czynników produkcji na dochód gospodarstw rolnych była analiza regresji wieloczynnikowej, natomiast narzędziem badawczym modele ekonometryczne oparte na rachunku regresji. W opracowaniu przedstawiono odpowiednie modele dla gospodarstw w oparciu o dane empiryczne z próby gospodarstw prowadzących rachunkowość rolną dla Zakładu Rachunkowości Rolnej IERiGŻ. Jako kryterium kwalifikacji gospodarstwa do analizy przyjęto nieprzerwane prowadzenie w nim rachunkowości rolnej w latach 2001-2003.

W opracowaniu przedstawiono modele dla gospodarstw w przekroju terytorialnym, następnie w podziale według jakości gleb użytków rolnych.

Zmienną objaśnianą w każdym modelu był dochód z rodzinnego gospodarstwa rolnego brutto (DGRb), natomiast zmiennymi objaśniającymi zmienne charakteryzujące materialne czynniki produkcji – pracę (L), ziemię (A) i kapitał (K).

Nakłady pracy wyrażone zostały w AWU, co odpowiada 2200 roboczogodzinom w roku, niezależnie czy jest to praca własna producentów rolnych i członków ich rodzin, czy też praca najemna.

Ziemię wyrażono w hektarach całkowitej powierzchni ziemi użytkowanej rolniczo (zarówno własnej, jak i dzierżawionej), bez wyodrębniania gruntów uprawianych i nieuprawianych (odłogów i ugorów).

Kapitał obejmował natomiast średnią wartość kapitału gospodarstwa rolnego, która stanowi średnią arytmetyczną wartość kapitału pracującego na koniec roku. W skład kapitału pracującego wchodzi wartości: inwentarza trwałego, upraw trwałych, urządzeń melioracyjnych, budynków, maszyn i urządzeń oraz kapitału obrotowego, czyli zapasów, środków pieniężnych, inwentarza obrotowego, należności itd. [13]. Zatem na wartość zmiennej K składa się wartość zarówno kapitału własnego i obcego, jak i kapitału trwałego i obrotowego.

Ponieważ zmienne nie były jednorodne, interpretacja współczynników regresji liniowej badanych modeli będzie czyniona z zastrzeżeniem zachowania struktury (np. własnościowej) danego czynnika produkcji przy zmianach jego nakładów, stwierdzając np., że powiększenie powierzchni użytków rolnych o 1 ha powoduje określony wzrost dochodu z rodzinnego gospodarstwa rolnego brutto zakładamy, że nie zmieni się struktura własnościowa tego czynnika produkcji.

Wartość zmiennej objaśnianej DGRb, stanowi przeciętna wartość dochodu rolniczego netto powiększonego o wysokość amortyzacji, wyrażona w tys. zł. Wartości pieniężne zostały wyrażone w cenach roku 2003 (dla dochodu zastosowano wskaźnik zmian cen towarów i usług konsumpcyjnych, natomiast dla amortyzacji wskaźnik zmian cen dóbr inwestycyjnych). Następnie zsumowano zdeflowane wartości dla każdego gospodarstwa w każdym z badanych lat i obliczono wartość średniej arytmetycznej z analizowanego trzylecia. Wartość zmiennej K – średnia wartości kapitału gospodarstwa rolnego – obliczona została analogicznie jak średnia wartość dochodu z tym, że jako deflatora użyto wskaźnika zmiany cen dóbr inwestycyjnych. Wielkości nakładów pracy i ziemi stanowią średnie arytmetyczne z wielkości tych cech w latach 2001-2003.

Budowę modeli ekonometrycznych poprzedzono analizą zmienności potencjalnych zmiennych objaśniających oraz ich skorelowania ze zmienną zależną.

Posługując się współczynnikiem zmienności (V)¹, (przy wartości krytycznej tego współczynnika ustalonej na 0,25), ustalono, że w badanych latach wszystkie z potencjalnych zmiennych objaśniających są dostatecznie zróżnicowane, by pełnić rolę zmiennych objaśniających w modelu.

Tabela 1

Charakterystyka zmiennych w całej badanej próbie (N = 687)

	Średnia	Minimum	Maksimum	Odchyl. standard. (s)	V [proc.]
DGRb	53,775	-36,356	856,230	71,885	133,7
L	1,850	0,110	32,160	1,618	87,5
A	35,208	3,290	1061,900	58,266	165,5
K	410,394	19,460	10463,610	567,138	138,2

s – odchylenie standardowe

Źródło: opracowanie własne.

Do oceny przydatności określonej potencjalnej zmiennej objaśniającej do szacowania modelu ekonometrycznego wykorzystano jej wpływ na kształtowanie się badanego dochodu z gospodarstwa rolnego. Wzajemne zależności występujące pomiędzy zmiennymi objaśniającymi, a zmienną objaśnianą, a także między samymi zmiennymi objaśniającymi, określono posługując się współczynnikiem korelacji liniowej Pearsona.²

W szacowaniu modeli ekonometrycznych najbardziej użyteczne są zmienne najsilniej skorelowane ze zmienną objaśnianą oraz najslabiej skorelowane z innymi zmiennymi objaśniającymi. O przydatności potencjalnej zmiennej objaśniającej decyduje następująca zależność:

$$|r_j| > r^*,$$

gdzie:

r_j – współczynnik korelacji liniowej Pearsona dla zmiennej j-tej i zmiennej objaśnianej,

r^* – wartość krytyczna współczynnika korelacji linkowej Pearsona, ustalona ze wzoru:

$$r^* = \sqrt{\frac{t_{\alpha, N-2}^2}{N-2 + t_{\alpha, N-2}^2}};$$

¹ Współczynnik zmienności jest ilorazem wartości odchylenia standardowego zmiennej objaśniającej i jej średniej. $V = \frac{s}{\bar{x}}$; gdzie V – współczynnik zmienności, s – odchylenie standardowe zmiennej w próbie,

\bar{x} – wartość średnia zmiennej

² Współczynnik korelacji liniowej Pearsona opisany jest wzorem: $r_{xy} = \frac{cov_{xy}}{S_x S_y}$; gdzie r_{xy} – współczynnik

korelacji liniowej Pearsona, cov_{xy} – kowariancja zmiennych x i y, S_x, S_y – odchylenia standardowe zmiennych x i y; r_{xy} przyjmuje wartości $<-1, 1>$. Gdy $r_{xy} = 0$, wówczas zmienne nie są ze sobą skorelowane. Wartość $r_{xy} > 0$ informuje o dodatniej zależności między zmiennymi, natomiast $r_{xy} < 0$ o ujemnej. Im r_{xy} co do wartości bezwzględnej jest bliższe jedności tym silniejszy jest związek badanych zmiennych. Dla $r_{xy} = -1$ i $r_{xy} = 1$ występuje silna zależność liniowa. [9]

gdzie $t_{\alpha, N-2}$ jest wartością statystyki t-Studenta dla poziomu istotności α i $N - 2$ stopni swobody.

W badanej próbie 687 gospodarstw dla wartości uśrednionych zmiennych niezależnych i zmiennej zależnej dokonano analizy korelacji przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$ otrzymując macierz współczynników korelacji przedstawioną w tabeli 2.

Tabela 2

Macierz korelacji między dochodem a czynnikami produkcji w latach 2001-2003 w badanej próbie (N = 687) dla $\alpha = 0,05$

Wyszczególnienie	DGRb	L	A	K
DGRb	1,00			
L	0,60	1,00		
A	0,78	0,67	1,00	
K	0,83	0,83	0,81	1,00

Źródło: obliczenia własne.

Z powyższej macierzy wynika, że wszystkie zmienne niezależne są istotnie skorelowane ze zmienną zależną, przy czym najsilniejszy wpływ na DGRb ma zmienna K ($r_K = 0,83$), a najsłabszy zmienna L ($r_L = 0,60$).

Niepokojącym wnioskiem wynikającym z analizy macierzy korelacji, jest silne skorelowanie zmiennych zależnych między sobą, a w przypadku zmiennej L stopień korelacji ze zmiennymi niezależnymi, który jest wyższy niż ze zmienną zależną. Efektem tego może być silny efekt katalizy zachodzący pomiędzy zmiennymi objaśniającymi a zmienną objaśnianą. W takim przypadku wartość współczynnika korelacji wielorakiej (R) jest w sposób sztuczny zawyżona korelacją pomiędzy zmiennymi objaśniającymi, co powoduje wzrost współczynnika determinacji (R^2) [1]. Metody eliminacji efektu katalizy prezentują m.in. [4; 5]. Eliminacja efektu katalizy polega na wyeliminowaniu z modelu zmiennej katalizacyjnej względem pozostałych zmiennych. W przypadku prezentowanych analiz badanie efektu katalizy nie będzie jednak uwzględniane i dlatego autor tego opracowania zdaje sobie sprawę z ułomności takiego modelowania. Poza tym, z założenia, badania mają zobrazować jedynie siłę i kierunek zależności pomiędzy materialnymi czynnikami produkcji. Nie jest natomiast celem badania oszacowanie modelu prognostycznego.

W celu przeprowadzenia analizy wpływu czynników produkcji na uzyskiwany dochód rolniczy brutto w badanych gospodarstwach posłużono się metodą analizy regresji wielorakiej.

Oszacowano modele ekonometryczne opisujące zależność DGRb od L, A i K dla gospodarstw z próby IERiGŻ w poszczególnych makroregionach wyodrębnionych przez FADN, oraz dla trzech grup gospodarstw wyodrębnionych na podstawie jakości gleb posiadanych użytków rolnych mierzonej współczynnikiem bonitacji gleb (WBG).

W analizach zastosowano pakiet statystyczny STATISTICA 6.0 PL oraz arkusz kalkulacyjny MS Excel.

Po przeprowadzonej analizie materiału empirycznego zależność między dochodem a czynnikami go kreującymi zdecydowano się opisać za pomocą modeli liniowych³ oszacowanych przy użyciu modułu regresji wielorakiej pakietu STATISTICA 6.0 PL. Jako statystyczną metodę doboru zmiennych niezależnych zastosowano metodę regresji krokowej w przód. Z uwagi na duże zróżnicowanie materiału empirycznego w celu wyeliminowania odstających obserwacji (gospodarstw) zastosowano metodę studentyzacji [7] reszt przy zachowaniu reguły 3 sigm. Pierwszym krokiem w celu wyeliminowania odstających obserwacji było oszacowanie modelu dla wszystkich gospodarstw w badanej próbie. Następnie odrzucono te, dla których reszty modelu odbiegały od średniej wartości reszt (czyli od 0 w metodzie najmniejszych kwadratów) o więcej niż 3 odchylenia standardowe tych reszt, po uprzednim stwierdzeniu czy odrzucane gospodarstwa rzeczywiście należały do nietypowych (odstających). Kolejnym krokiem było ponowne oszacowanie modelu.

Weryfikacja modelu polegała na testowaniu hipotez o istotności statystycznej stopnia skorelowania zmiennych w modelu (test F-Snedecora) oraz istotności poszczególnych współczynników regresji (test t-Studenta). W przypadku testów istotności przyjęto (chyba, że jest to oznaczone inaczej) poziom istotności $\alpha = 0,05$. Jako miarę stopnia dopasowania modelu do danych przyjęto współczynnik determinacji (R^2) oraz standardowy błąd estymacji (Se).

Empiryczne dane zaczerpnięte z gospodarstw prowadzących nieprzerwanie rachunkowość w latach 2001-2003 dla potrzeb FADN⁴. Należy podkreślić, że dobór gospodarstw do systemu FADN nie spełniał w tych latach założenia losowego doboru próby. Założenie nieprzerwanego prowadzenia rachunkowości w podanym okresie spełniało jedynie 687 gospodarstw.

Poniżej przedstawiono ich charakterystykę, również na tle ogółu gospodarstw rolniczych w kraju. Wzięto pod uwagę takie czynniki jak:
– wielkość ekonomiczna wyrażona w ESU (według klasyfikacji FADN⁵),

³ Założenie liniowych związków między zjawiskami ekonomicznymi jest daleko idącym uproszczeniem, jednak modele liniowe z uwagi na prostotę ich konstrukcji są szeroko stosowane w teorii ekonomii. Za zastosowaniem modeli liniowych przemawia również fakt, że oszacowane modele nie będą służyły budowaniu prognoz, a jedynie wyjaśnieniu kierunków i skali oddziaływania czynników produkcji na osiągnięte dochody

⁴ Farm Accountancy Data Network – Sieć Danych Rachunkowych Gospodarstw Rolnych – jedyne w swoim rodzaju źródło danych mikroekonomicznych, zbieranych w krajach Unii Europejskiej od 1965 roku

⁵ Klasyfikacja wielkości ekonomicznej gospodarstwa wyrażonej w ESU dzieli gospodarstwa na następujące klasy wielkości ekonomicznej [12]:

Wyszczególnienie:	ESU
bardzo małe (XS – ang. extra small)	< 4
małe (S – ang. small)	≥4
średnio małe (MS – medium small)	≥8
średnio duże (ML – ang. medium large)	≥16
duże (L – ang. large)	≥40
bardzo duże (XL – ang. extra large)	≥100

- areal użytków rolnych wyrażony w ha,
- lokalizacja według regionów FADN,
- dochód rolniczy.

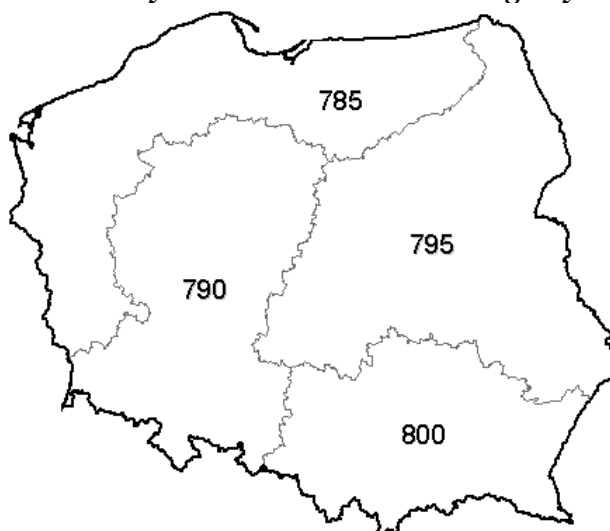
Porównania gospodarstw, których dane są podstawą badania, z populacją generalną gospodarstw, dokonano na danych z roku 2002, w którym odbył się Powszechny Spis Rolny (PSR 2002). Dane PSR 2002 stanowią najbardziej szczegółowe i najbardziej wiarygodne źródło informacji statystycznej na temat obecnego stanu polskiego rolnictwa.

3. Charakterystyka badanej zbiorowości

3.1. Położenie geograficzne

Dla potrzeb Polskiego FADN obszar Polski został podzielony na cztery makroregiony: Pomorze i Mazury, Wielkopolskę i Śląsk, Mazowsze i Podlasie oraz Małopolskę i Pogórze. Wyodrębnienia makroregionów dokonano na podstawie „podobieństwa warunków produkcji, struktury obszarowej gospodarstw a także stosowanych technologii produkcji” [3]. Zasięg terytorialny poszczególnych makroregionów obrazuje rys. 1.

Rysunek 1. Podział terytorium Polski na makroregiony według FADN



gdzie:

region nr 785 – Pomorze i Mazury

region nr 790 – Wielkopolska i Śląsk

region nr 795 – Mazowsze i Podlasie

region nr 800 – Małopolska i Pogórze

Źródło: opracowanie własne na podstawie:

http://europa.eu.int/comm/agriculture/rica/regioncodes_en.cfm?CodeCountry=POL

Zdecydowana większość gospodarstw objętych badaniem – 45,0%, usytuowana jest na Mazowszu i Podlasiu, 22,1% badanych gospodarstw leży w Wielkopolsce i na Śląsku, 18,5% w Małopolsce i Pogórze, a najmniej, bo 14,4% liczy zbiorowość gospodarstw z Pomorza i Mazur.

3.2. Wielkość ekonomiczna gospodarstw

Struktura badanej grupy 687 gospodarstw różni się od struktury populacji generalnej będącej w polu obserwacji FADN. Poczynając od 2004 roku populacja ta liczy 745 023 gospodarstwa spełniających warunek wielkości ekonomicznej ≥ 2 ESU. Struktura ta będzie podstawą losowego doboru próby gospodarstw również w latach następnych.

Udział gospodarstw bardzo małych (o wielkości ekonomicznej poniżej 4 ESU) w populacji generalnej gospodarstw rolniczych ogółem wynosił w 2002 roku 37,6%, natomiast wśród badanych gospodarstw zaledwie 9,9%. Znacząca różnica występuje również w udziale gospodarstw średnio dużych ($16 \leq \text{ESU} < 40$), odpowiednio 8,4% wobec 27,1% oraz gospodarstw dużych ($40 \leq \text{ESU} < 100$) 1,3% wobec 5,7%.

Udział gospodarstw, w poszczególnych klasach wielkościach ekonomicznych, w liczbie gospodarstw ogółem oraz w badanej zbiorowości ilustruje tabela 3.

Tabela 3

Struktura gospodarstw pod względem wielkości ekonomicznej w liczbie gospodarstw ogółem oraz w badanej zbiorowości w 2002 roku

Wielkość w ESU	Gospodarstwa populacji generalnej		Gospodarstwa badanej zbiorowości	
	liczba [szt.]	udział [proc.]	liczba [szt.]	udział [proc.]
2,00 – 3,99	280 398	37,64	68	9,90
4,00 – 7,99	239 570	32,16	164	23,87
8,00 – 15,99	149 096	20,01	221	32,17
16,00 – 39,99	62 875	8,44	186	27,07
40,00 – 99,99	9 642	1,29	39	5,68
100,00 i więcej	3 442	0,46	9	1,31
Razem	745 023	100,00	687	100,00

Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS [11] i IERiGŻ-PIB [6].

Największy udział w badanej zbiorowości, pod względem wielkości ekonomicznej wyrażonej w ESU w 2002 roku, miały gospodarstwa małe, średnio małe i średnio duże, które łącznie stanowiły ok. 85% badanych gospodarstw, przy czym najwięcej było gospodarstw o wielkości ekonomicznej w przedziale 8-16 ESU. Gospodarstwa bardzo małe stanowiły ok. 10%, zaś duże ok. 6%. Udział gospodarstw bardzo dużych był marginalny, ok. 1%.

Wielkość ekonomiczna gospodarstwa wyrażona w ESU zależy od uzyskiwanej przez gospodarstwo wartości nadwyżki bezpośredniej. W badanej zbiorowości w latach 2001-2003 w strukturze gospodarstw zachodziły pod tym względem zmiany, co ilustruje tabela 4.

Tabela 4

Zmiany struktury wielkości ekonomicznej gospodarstw w badanej zbiorowości
w latach 2001-2003

Wielkość ekonomiczna gospodarstwa	2001		2002		2003	
	liczba [szt.]	udział [proc.]	liczba [szt.]	udział [proc.]	liczba [szt.]	udział [proc.]
2,00 – 3,99	57	8,30	68	9,90	80	11,65
4,00 – 7,99	172	25,03	164	23,87	157	22,85
8,00 – 15,99	221	32,17	221	32,17	202	29,40
16,00 – 39,99	185	26,93	186	27,07	194	28,24
40,00 – 99,99	45	6,55	39	5,68	43	6,26
100,00 i więcej	7	1,02	9	1,31	11	1,60
Razem	687	100,00	687	100,00	687	100,00

Źródło: opracowanie własne.

W analizowanych latach zwiększył się udział gospodarstw bardzo małych o 3,35 pp., (do ok. 12%), zmniejszył się natomiast udział gospodarstw małych (o 2,18 pp., (do ok. 23%) i średnio małych o 2,77 pp. Jednocześnie wzrósł udział gospodarstw średnio dużych – do ok. 28% (o 1,31 pp.). Niewielkim zmianom uległ udział gospodarstw dużych i bardzo dużych, które łącznie stanowiły w 2003 roku niespełna 8% badanych gospodarstw.

Strukturę badanej grupy ze względu na wielkość ekonomiczną w poszczególnych makroregionach prezentuje tabela 5.

Tabela 5

Struktura badanych gospodarstw ze względu na wielkość ekonomiczną i region w 2002 roku

Region Wielkość ekonomiczna	Pomorze i Mazury		Wielkopolska i Śląsk		Mazowsze i Podlasie		Małopolska i Pogórze	
	udział [szt.]	udział [proc.]	udział [szt.]	udział [proc.]	udział [szt.]	udział [proc.]	udział [szt.]	udział [proc.]
do 3,99	5	5,05	11	7,24	31	10,03	21	16,53
4,00 – 7,99	23	23,23	33	21,7	88	28,48	20	15,75
8,00 – 15,99	40	40,41	55	36,19	91	29,45	35	27,56
16,00 – 39,99	27	27,27	41	26,98	78	25,24	40	31,5
40,00 – 99,99	4	4,04	8	5,26	19	6,15	8	6,3
100 i więcej	0	0	4	2,63	2	0,65	3	2,36
Razem	99	100,00	152	100,00	309	100,00	127	100,00

Źródło: opracowanie własne.

3.3. Obszar gospodarstw

Przeciętna powierzchnia użytków rolnych badanych gospodarstw w 2002 roku (ok. 35 ha) była o wiele większa od przeciętnej powierzchni użytków rolnych w indywidualnym gospodarstwie rolnym. Powierzchnia użytków rolnych w badanej zbiorowości była jednak bardzo zróżnicowana pod tym względem. Najmniejsze gospodarstwo posiadało w 2002 roku 3,02 ha UR, natomiast największe 1208,03 ha UR.

Udział dzierzawionych gruntów rolnych w badanych gospodarstwach wynosił przeciętnie ok. 35%, podczas gdy w całym sektorze gospodarstw indywidualnych wynosił on przeciętnie ok. 10,5%⁶.

Przeciętny obszar gospodarstwa w makroregionie Pomorze i Mazury wyniósł w badanych gospodarstwach 37,59 ha. Połowa gospodarstw posiadała mniej niż 26,58 ha, najmniejsze gospodarstwo miało powierzchnię 5,97 ha, zaś największe 147,90 ha.

W makroregionie Wielkopolska i Śląsk przeciętny obszar badanego gospodarstwa wynosił 33,53 ha. Połowa gospodarstw miała obszar mniejszy niż 18,43 ha, przy czym najmniejsze gospodarstwo posiadało 3,08 ha użytków rolnych, a największe 376,00 ha.

Wśród gospodarstw makroregionu Mazowsze i Podlasie średni obszar UR wynosił 29,34 ha. Połowa gospodarstw miała mniej niż 18,10 ha użytków rolnych. Najmniejsze gospodarstwo w tym regionie posiadało powierzchnię 3,44 ha, zaś największe 422,48 ha.

Przeciętna powierzchnia użytków rolnych wśród gospodarstw należących do makroregionu Małopolska i Pogórze wyniósł 47,84 ha. Należy jednak zaznaczyć, że na tę liczbę istotnie wpływa największe w badanej grupie gospodarstwo o powierzchni 1208,30 ha. Z wyłączeniem tego gospodarstwa przeciętna wielkość badanych gospodarstw w tym regionie wynosi 38,63 ha użytków rolnych. W tym makroregionie leży również najmniejsze z gospodarstw w badanej zbiorowości, o powierzchni 3,02 ha, a połowa gospodarstw posiada mniej niż 21,86 ha użytków rolnych.

3.4. Jakość gleb

Przeciętny wskaźnik bonitacji gleb (WBG) w badanej grupie gospodarstw wyniósł 0,86, co świadczy o nieco wyższej od przeciętnej jakości gleb badanych gospodarstw⁷. Niższą od przeciętnej w badanej zbiorowości gospodarstw jakością użytków rolnych charakteryzują się gospodarstwa Pomorza i Mazur (WBG = 0,75) oraz makroregionu Mazowsze i Podlasie (WBG = 0,81). Lepszymi glebami charakteryzują się gospodarstwa Wielko-

⁶ Obliczenia własne na podstawie danych GUS [11].

⁷ Zgodnie z klasyfikacją gleb według hektarów przeliczeniowych [10].

polski i Śląska (WBG = 0,93), natomiast najlepszymi gospodarstwa w makroregionie Małopolska i Pogórze (WBG = 1,01).

W badaniach wyróżniono trzy poziomy jakości gleb (patrz tabela 6). Należy jednak podkreślić, że w Polskim FADN wskaźnik bonitacji gleb jest obliczany jedynie dla gruntów będących własnością gospodarstwa.

Tabela 6

Klasy jakości gleb z uwagi na wartość WBG

Jakość gleb	Przedziały wartości WBG
Bardzo słabe i słabe	do 0,69
Średnie	0,70 – 0,99
Dobre i bardzo dobre	1,00 i więcej

Źródło: opracowanie własne.

Strukturę badanej zbiorowości gospodarstw ze względu na jakość gleb przedstawia tabela 7.

Tabela 7

Struktura gospodarstw w makroregionach ze względu na jakość gleb wyrażoną wskaźnikiem bonitacji gleb (WBG) w 2002 roku

Region		WBG				
		do 0,69	0,70 – 0,99	1,00 i więcej	0*	razem
Pomorze i Mazury	liczba [szt.]	46	30	22	1	99
	udział [proc.]	46,5	30,3	22,2	1,0	100,0
Wielkopolska i Śląsk	liczba [szt.]	41	39	72	0	152
	udział [proc.]	27,0	25,7	47,3	0,0	100,0
Mazowsze i Podlasie	liczba [szt.]	124	94	90	1	309
	udział [proc.]	40,2	30,4	29,1	0,3	100,0
Małopolska i Pogórze	liczba [szt.]	25	33	69	0	127
	udział [proc.]	19,7	26,0	54,3	0,0	100,0
Razem	liczba [szt.]	236	196	253	2	687
	udział [proc.]	34,4	28,5	36,8	0,3	100,0

* z uwagi na brak ewidencji jakości gleb dzierżawionych w Polskim FADN w przypadku, gdy udział gruntów dzierżawionych wynosi 100% UR w gospodarstwie, to WBG = 0.

Źródło: opracowanie własne.

Podobna jest struktura gospodarstw pod względem jakości posiadanych użytków rolnych w makroregionach Pomorze i Mazury oraz Mazowsze i Podlasie. Dominowały gospodarstwa o słabych bądź bardzo słabych glebach, które w obydwu makroregionach stanowią ponad 40%, przy czym udział gospodarstw o słabych glebach był największy w makroregionie Pomorze i Mazury, gdzie

wynosił ponad 46%. Było to o ponad 12 pp. więcej niż przeciętnie w badanych gospodarstwach ogółem. Jednakowy w tych regionach był również udział gospodarstw o glebach średnich i wynosi ok. 30%.

W pozostałych dwóch makroregionach, Wielkopolska i Śląsk oraz Małopolska i Pogórze rozkład gospodarstw pod względem jakości posiadanych gleb był zbliżony. W obydwu dominowały gospodarstwa o glebach dobrych lub bardzo dobrych, stanowiące ok. 50%, czyli o ok. 15 pp. więcej niż przeciętnie we wszystkich badanych gospodarstwach. Udział gospodarstw o średnich glebach w obu regionach jest podobny i wynosi ok. 25%. Udział gospodarstw posiadających poszczególne klasy jakości gleb jest zbieżny ze strukturą jakości gleb w kraju.

3.5. Reprezentatywność badanej zbiorowości

W celu określenia reprezentatywności badanej zbiorowości gospodarstw dokonano porównania przeciętnej wartości dochodu z rodzinnego gospodarstwa rolnego badanych gospodarstw w 2002 r. z przeciętnymi dochodami populacji generalnej gospodarstw towarowych w Polsce w tym samym roku.

Przeciętny dochód rolniczy dla całego rolnictwa liczony zgodnie z metodologią wymaganą przez Eurostat można utożsamić z dochodem „przedsiębiorcy rolnego”, który jest obliczany przez J. Gomułkę z IERiGŻ-PIB

Tabela 8

Dochody uzyskiwane w polskim rolnictwie w 2002 roku

Dochody rolnictwa w 2002 roku	
Ogółem [mln zł]	9 302
w tym gospodarstwa:	
produkujące wyłącznie na samozaopatrzenie [mln zł]	72
z pracą najemną (spółki prawa handlowego) [mln zł]	214
działki rolne (do 1 ha UR) [mln zł]	44
towarowe indywidualne [mln zł]	8 972
liczba gospodarstw towarowych w 2002 roku (tys. szt.)	1 411
Przeciętny dochód 1 gospodarstwa towarowego w kraju w 2002 roku [zł]	6 359

Źródło: W. Józwiak, obliczenia wg ustaleń J. Gomułki [2] oraz szacunków sporządzonych na podstawie wyników PSR 2002 i materiałów ZRR IERiGŻ-PIB.

Dochody rolnicze badanych gospodarstw w 2002 roku przeciętnie wynosiły 30 446 zł, były zatem ponad pięciokrotnie większe niż przeciętne dochody gospodarstwa towarowego w kraju. Z tabeli 8 i 9 wynika, że 8,2% gospodarstw z produkcją towarową o wartości przekraczającej 50 000 zł,

uzyskuje średnią ważoną wartość dochodu ok. 38 310 zł, natomiast 11,3% gospodarstw towarowych uzyskuje średni ważony dochód równy ok. 30 455 zł. Wartość tego dochodu jest na poziomie przeciętnego dochodu w badanych gospodarstwach, zatem można przyjąć, że reprezentują one ok. 11% (czyli ok. 155 tys.) największych indywidualnych gospodarstw towarowych w Polsce.

Tabela 9

Struktura towarowych gospodarstw indywidualnych ze względu na wartość sprzedanej produkcji oraz przeciętne dochody uzyskiwane w poszczególnych grupach gospodarstw

Wartość sprzedaży [tys. zł]	Struktura gospodarstw [proc.]	Dochód na 1 gospodarstwo [zł]
do 5	46,9	1 369
5 – 15	24,7	3 829
15 – 25	10,6	6 631
25 – 50	9,6	9 486
50 – 100	5,4	18 558
100 i więcej	2,8	76 405
średnia ważona:		6 343

Źródło: jak w tabeli 8.

4. Modele dla gospodarstw w poszczególnych makroregionach

4.1. Pomorze i Mazury

Z próby gospodarstw IERiGŻ prowadzących rachunkowość nieprzerwanie w latach 2001-2003 wybrano gospodarstwa z makroregionu Pomorze i Mazury. Dla otrzymanej próby (N = 99) gospodarstw oszacowano równanie regresji wielorakiej.

$$DGRb = -7,351 + 10,237 \cdot L + 0,359 \cdot A + 0,065 \cdot K + \xi_1 \quad \{1\}$$

gdzie ξ_n – błąd losowy estymacji, dla $n = 1, \dots, 8$.

Tabela 10

Podsumowanie równania regresji liniowej regionu Pomorze i Mazury (N = 99)				
Wyszczególnienie	$R^2 = 0,816$		Se = 17,674	
	F(3,95) = 140,84		$\alpha = 0,05$	
	B	Błąd st. B	t(95)	poziom p
Wyraz wolny	-7,351	3,083	-2,385	0,019
L	10,237	1,751	5,845	0,000
A	0,359	0,088	4,081	0,000
K	0,065	0,012	5,510	0,000

gdzie: R^2 – współczynnik determinacji, Se – odchylenie standardowe reszt/standardowy błąd estymacji; F – wartość statystyki testu Fishera-Snedecora dla k zmiennych i $n - (k + 1)$ stopni swobody; α – poziom istotności; B – ocena parametru; Błąd st. B – błąd standardowy oceny B; t – wartość statystyki t-Studenta dla $n - (k + 1)$ stopni swobody; poziom p – wartość prawdopodobieństwa, z którym dany parametr jest nieistotny statystycznie.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 11

Charakterystyka zmiennych modelowych (N = 99)

Wyszczególnienie	Średnia	Minimum	Maksimum	Odchyl. standard. (s)
DGRb	40,985	1,532	208,305	40,615
L	1,670	0,150	11,780	1,264
A	37,896	6,093	157,933	33,688
K	271,151	36,048	1367,400	260,491

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 12

Macierz współczynników korelacji badanych zmiennych dla $\alpha = 0,05$

Wyszczególnienie	DGRb	L	A	K
DGRb	1,00			
L	0,72	1,00		
A	0,80	0,53	1,00	
K	0,84	0,58	0,79	1,00

Źródło: obliczenia własne.

Stwierdzono statystyczną istotność parametrów równania regresji {1} przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$. Współczynnik determinacji wyniósł $R^2 = 0,816$, model wyjaśnia zmienność dochodu w 81,6%. Oszacowany model charakteryzuje wysoka wartość błędu estymacji (17,674).

Z modelu wynika, że:

- zwiększenie zatrudnienia o 1 pełnozatrudnioną osobę przyniosło gospodarstwu przyrost dochodu z gospodarstwa brutto o 10 237 zł, o czym informuje współczynnik regresji zmiennej L, równy 10,237. Przyrost dochodu w przeliczeniu na 1 godzina nakładów pracy wyniósł natomiast 4,65 zł, był więc mniejszy od opłaty parytetowej o ok. 40% (opłata ta wynosiła średnio w badanych latach 7,92 zł za 1 godzinę pracy);
- każdy hektar użytków rolnych przyniósł przyrost dochodu brutto przeciętnie o 359 zł, co wynika z wartości współczynnika regresji zmiennej A równego 0,359. Przeciętna roczna dochodowość ziemi w gospodarstwach Pomorza i Mazur stanowiła 9,48% średniej ceny gruntów ornych (3 788zł) w obrocie prywatnym w województwach tego regionu w latach 2001-2003;
- każdy 1 000 zł zainwestowany w aktywa gospodarstwa (zmienna K) przyniósł w analizowanym czasie dochód brutto z gospodarstwa w kwocie 65 zł, co wynika z wartości współczynnika regresji tej zmiennej (0,065);
- oczywiście z równania regresji {1} w sytuacji zmniejszenia nakładów pracy oraz zasobów ziemi i kapitału wynikają analogiczne ujemne przyrosty (spadki) dochodów brutto z gospodarstwa.

4.2. Wielkopolska i Śląsk

Model dla regionu Wielkopolska i Śląsk oszacowano po odrzuceniu 5 odstających obserwacji ze 152 gospodarstw należących do tego regionu. Oszacowane równanie regresji dla $N = 147$ gospodarstw ma następującą postać:

$$\text{DGRb} = -13,516 + 13,407 \cdot L + 0,416 \cdot A + 0,088 \cdot K + \xi_2 \quad \{2\}$$

Tabela 13

Podsumowanie równania regresji liniowej regionu Wielkopolska i Śląsk ($N = 147$)

Wyszczególnienie	$R^2 = 0,885$		$Se = 20,184$	
	$F(3,143) = 367,31$		$\alpha = 0,05$	
	B	Błąd st. B	t(143)	poziom p
Wyraz wolny	-13,516	3,282	-4,118	0,000
L	13,407	2,479	5,408	0,000
A	0,416	0,079	5,294	0,000
K	0,088	0,009	9,953	0,000

Oznaczenia jak w tabeli 10.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 14

Charakterystyka zmiennych modelowych ($N = 147$)

Wyszczególnienie	Średnia	Minimum	Maksimum	Odchyl. standard. (s)
DGRb	45,948	-0,089	339,006	58,939
L	1,430	0,110	6,397	0,858
A	29,542	4,053	304,023	40,489
K	319,127	19,460	2193,479	370,149

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 15

Macierz współczynników korelacji badanych zmiennych dla $\alpha = 0,05$

Wyszczególnienie	DGRb	L	A	K
DGRb	1,00			
L	0,69	1,00		
A	0,87	0,58	1,00	
K	0,91	0,61	0,85	1,00

Źródło: obliczenia własne.

Stwierdzono, że wszystkie oceny parametrów strukturalnych równania regresji {2} były istotne statystycznie dla poziomu istotności $\alpha = 0,05$. Współczynnik determinacji wyniósł $R^2 = 0,885$, zatem zależność dochodu rolniczego brutto dla gospodarstw regionu Wielkopolska i Śląsk została wyjaśniona w 88,5% zmiennością nakładów oraz materialnych czynników produkcji. O słabości modelu świadczy fakt, że błąd standardowy estymacji wyniósł 20,184, czyli estymując, na podstawie znanych wielkości nakładów czynników produkcji, dochód rolniczy brutto można pomylić się o 20 184 zł. Biorąc pod uwagę przeciętny dochód gospodarstw w tej grupie w wysokości 51 692 zł, błąd estymacji stanowi ok. 40% średniej, co uniemożliwia zastosowanie modelu do budowania prognoz (ale jak już wcześniej stwierdzono, prezentowane modele nie będą w tym celu stosowane).

Interpretacja modelu jest następująca:

- współczynnik regresji zmiennej L wynoszący 13,407 informuje, że zwiększenie zatrudnienia o 2200 h (1 AWU) powodowało przyrost dochodu o 13 407 zł rocznie. Jednostkowy przyrost dochodu wynosił zatem 6,09 zł za 1 rbh i był o ok. 21% niższy niż przeciętna parytetowa opłata pracy w latach 2001-2003;
- współczynnik regresji zmiennej A, który wyniósł 0,416, informuje, że każdy wzrost powierzchni UR o 1 ha powodował w badanych gospodarstwach wzrost dochodu o 416 zł, co stanowiło 7,28% przeciętnej ceny ziemi w tym regionie w badanym okresie, która według szacunków GUS wynosiła 5 712 zł;
- współczynnik regresji zmiennej K wynosił w gospodarstwach badanego makroregionu 0,088, co oznacza, że wzrost nakładów kapitałowych o 1 000 zł powodował wzrost dochodu z gospodarstwa brutto o 88 zł.
- zmniejszenie każdego z nakładów o jednostkę powodowało ujemne przyrosty dochodu.

4.3. Mazowsze i Podlasie

Model objaśniający zmiany dochodu z rodzinnego gospodarstwa rolniczego brutto pod wpływem zmian nakładów materialnych czynników produkcji dla gospodarstw regionu Mazowsze i Podlasie został oszacowany metodą regresji liniowej po odrzuceniu 7 odstających obserwacji. Z uwagi na brak istotności stałej w modelu oraz oceny współczynnika regresji zmiennej L (praca) ostatecznie model dla tego regionu przyjął postać liniowego równania regresji o dwóch zmiennych niezależnych A (ziemia) i K (kapitał).

$$DGRb = 0,545 \cdot A + 0,088 \cdot K + \xi_3 \quad \{3\}$$

Tabela 16

Podsumowanie równania regresji liniowej regionu Mazowsze i Podlasie (N = 303)				
Wyszczególnienie	$R^2 = 0,909$		Se = 21,140	
	F(2,301) = 1494,5		$\alpha = 0,05$	
	B	Błąd st. B	t(301)	poziom p
Wyraz wolny	–	–	–	–
L	–	–	–	–
A	0,545	0,036	15,162	0,000
K	0,088	0,003	26,725	0,000

Oznaczenia jak w tabeli 10.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 17

Charakterystyka zmiennych modelowych (N = 303)				
Wyszczególnienie	Średnia	Minimum	Maksimum	Odchyl. standard. (s)
DGRb	48,375	-36,356	327,222	50,205
L	1,984	0,343	9,107	0,998
A	28,648	3,330	421,987	37,892
K	383,172	39,290	2793,878	349,528

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 18

Macierz współczynników korelacji badanych zmiennych dla $\alpha = 0,05$				
Wyszczególnienie	DGRb	L	A	K
DGRb	1,00			
L	0,60	1,00		
A	0,72	0,34	1,00	
K	0,83	0,72	0,48	1,00

Źródło: obliczenia własne.

Współczynnik determinacji w równaniu regresji {3} wyniósł $R^2 = 0,909$, i informuje, że zmienność zmiennej zależnej została wyjaśniona w ok. 91%. Podobnie jak w przypadku pozostałych modeli znaczna jest wartość błędu standardowego estymacji, który wyniósł 21,140, co oznacza, że prognoza dochodu gospodarstwa na podstawie wielkości jego zasobów przeciętnie różni się od wartości średniej dochodu w gospodarstwach regionu Mazowsze i Podlasie o 21 140 zł, co stanowi 43,7% tej średniej. Taka wartość błędu standardowego estymacji wyklucza zastosowanie modelu w celu predykcji dochodu.

Interpretacja modelu jest następująca:

- zmienna L w modelu dla gospodarstw Mazowsza i Podlasia była bardzo silnie skorelowana ze zmienną K (była silniej skorelowana z kapitałem $r_{L;K} = 0,72$

niż ze zmienną zależną $r_L = 0,60$). Zatem można przyjąć, że zmienna K zawiera również informację o wpływie pracy na dochód z rolniczego gospodarstwa brutto;

- współczynnik regresji zmiennej kapitał wyniósł 0,088, informuje on o tym, że każde zwiększenie nakładów materialnych czynników produkcji o 1 000 zł powoduje wzrost dochodu o 88 zł. Jednak bardzo prawdopodobne, że wpływ ten został zawyżony z uwagi na silną korelację między zmienną K a zmienną L, która nie została ujęta w modelu;
- dochodowość zasobów ziemi w badanych gospodarstwach regionu Mazowsze i Podlasie wynosiła 545 zł z 1 ha, co stanowiło 10,6% przeciętnej ceny 1 ha gruntów ornych w tym regionie w latach 2001-2003, która wynosiła 5 128 zł;
- zmniejszenie nakładów powodowało spadek dochodowości o wartości równe współczynnikom regresji.

Z powodu wysokiej korelacji zachodzącej pomiędzy zmiennymi niezależnymi L i K postanowiono posłużyć się metodą regresji grzbietowej [8] w celu oszacowania modelu z trzema zmiennymi. Metoda ta jest modyfikacją metody najmniejszych kwadratów. Stosowana jest w przypadku występowania wysokiej korelacji pomiędzy zmiennymi niezależnymi, a taka ma miejsce w analizowanym przypadku. W regresji grzbietowej sztucznie (przez dodanie parametru λ) zmniejsza się wartość współczynników korelacji pomiędzy zmiennymi. Uzyskane w tej metodzie estymatory parametrów modelu posiadają mniejszą wariancję, lecz są obciążone.

Liniowe równanie regresji oszacowane metodą regresji grzbietowej ($\lambda = 10$) dla gospodarstw regionu Mazowsze i Podlasie przyjęło następującą postać:

$$DGRb = 3,722 \cdot L + 0,529 \cdot A + 0,068 \cdot K + \xi_4 \quad \{4\}$$

Tabela 19

Podsumowanie równania regresji liniowej regionu Mazowsze i Podlasie (N = 303)				
Wyszczególnienie	$R^2 = 0,861$		$Se = 26,086$	
	$F(3,300) = 620,22$		$\alpha = 0,05$	
	B	Błąd st. B	t(300)	poziom p
Wyraz wolny	–	–	–	–
L	3,722	1,091	3,411	0,001
A	0,529	0,040	13,247	0,000
K	0,068	0,005	14,061	0,000

Oznaczenia jak w tabeli 10.

Źródło: obliczenia własne.

Charakterystyka zmiennych modelowych (N = 303)

Wyszczególnienie	Średnia	Minimum	Maksimum	Odchyl. standard. (s)
DGRb	48,375	-36,356	327,222	50,205
L	1,984	0,343	9,107	0,998
A	28,648	3,330	421,987	37,892
K	383,172	39,290	2793,878	349,528

Źródło: obliczenia własne.

Stosując metodę regresji grzbietowej uzyskano istotne oceny parametrów modelu (nieistotna statystycznie była stała modelu) przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$. Współczynnik determinacji równania regresji {4} wyniósł $R^2 = 0,861$, zatem biorąc pod uwagę tę statystykę można przyjąć, iż zmienność dochodu została w znacznym stopniu (w 86%) wyjaśniona za pomocą zmiennych L, A, K. Jednocześnie, podobnie jak w innych równaniach regresji znaczna była wartość standardowego błędu estymacji, wynosząca 26,086.

Model posiada następującą interpretację:

- zwiększenie nakładów pracy w badanych gospodarstwach o 1 pełnozatrudnioną osobę (o 2200 roboczogodzin) skutkowało przyrostem dochodu przeciętnie o 3 722 zł, co w przeliczeniu na stawkę godzinową wyniosło jedynie 1,69 zł (zaledwie 22,3% parytetowej opłaty pracy w badanych latach);
- powiększenie zasobów ziemi gospodarstwa o 1 ha w badanych latach zwiększało dochód o 529 zł, co stanowiło 10,3% przeciętnej ceny 1 ha gruntów ornych w tym regionie w latach 2001-2003, która wynosiła 5128 zł. Nie stwierdzono znacznej różnicy w dochodowości tego czynnika produkcji w modelu trzyczynnikowym {4} względem modelu dwuczynnikowego {3};
- dochodowość kapitału w świetle równania regresji wynosiła 68 zł z każdego dodatkowego 1 000 zł nakładów poniesionych na produkcję, czyli rentowność 6,8%. Dochodowość ta była niższa o ok. 23% od dochodowości kapitału w modelu {3} bez zmiennej L;
- w przypadku ograniczenia któregoś z nakładów (pracy, ziemi lub kapitału), dochód malał o odpowiednią wartość wyrażoną współczynnikiem regresji zmiennej charakteryzującej ten nakład czynnika produkcji.

4.4. Małopolska i Pogórze

Model wpływu czynników produkcji na dochód rolniczy brutto dla gospodarstw regionu Małopolska i Pogórze oszacowano po odrzuceniu 9 odstających i na tej podstawie otrzymano następujące równanie regresji:

$$DGRb = -8,818 + 8,130 \cdot L + 0,163 \cdot A + 0,095 \cdot K + \xi_5 \quad \{5\}$$

Tabela 21

Podsumowanie równania regresji liniowej regionu Małopolska i Pogórze (N = 114)

Wyszczególnienie	$R^2 = 0,821$		Se = 17,504	
	F(3,110) = 168,51		$\alpha = 0,05$	
	B	Błąd st.	t(110)	poziom p
Wyraz wolny	-8,818	4,181	-2,109	0,037
L	8,130	2,993	2,716	0,008
A	0,163	0,077	2,105	0,038
K	0,095	0,009	10,648	0,000

Oznaczenia jak w tabeli 10.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 22

Charakterystyka zmiennych modelowych (N = 114)

Wyszczególnienie	Średnia	Minimum	Maksimum	Odchyl. standard. (s)
DGRb	50,136	0,907	180,053	40,852
L	1,666	0,230	5,560	0,718
A	31,146	3,290	184,813	30,179
K	424,612	70,936	1638,873	309,499

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 23

Macierz współczynników korelacji badanych zmiennych dla $\alpha = 0,05$

Wyszczególnienie	DGRb	L	A	K
DGRb	1,00			
L	0,65	1,00		
A	0,69	0,42	1,00	
K	0,90	0,64	0,71	1,00

Źródło: obliczenia własne.

Wszystkie oceny parametrów modelu {5} są istotne przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$. Współczynnik determinacji wyniósł $R^2 = 0,821$, czyli przy danym poziomie istotności zmienność dochodu z gospodarstwa rolniczego

brutto gospodarstw leżących w makroregionie Małopolska i Pogórze w ok. 82% wyjaśniona została równaniem regresji. Z drugiej strony niepokoi wysoka wartość błędu standardowego estymacji, który wyniósł 17,504.

W regionie Małopolska i Pogórze gospodarstwa osób fizycznych z próby IERiGŻ uzyskały dochody rolnicze brutto przeciętnie o 12,5% wyższe od średniej dla całej próby, choć region ten, zwłaszcza jego wschodnia część obejmująca województwo podkarpackie uznawany jest za obszar o niekorzystnych warunkach gospodarowania. Wyższe dochody tej grupy gospodarstw mogą być wynikiem przewagi gospodarstw o bardziej dochodowych kierunkach produkcji lub, co nie jest wykluczone, niereprezentatywnego doboru gospodarstw tego makroregionu do próby IERiGŻ.

Z analizy współczynników regresji równania {5} wynika, że:

- dochodowość uzyskiwana z zatrudnienia 1 pracownika wynosiła 8 130 zł;
- dochodowość kapitału wynosząca 95 zł z zainwestowanego 1 000 zł w kapitał pracujący świadczy o wysokiej rentowności takiej inwestycji – na poziomie 9,5% rocznie;
- niską dochodowość wykazywały nakłady ziemi, co prawdopodobnie wynikało z niskiej jakości gleb użytków rolniczych. Przyrost dochodu (z uwagi na zwiększenie powierzchni użytków rolnych) w kwocie 163 zł stanowił jedynie 2,9% średniej ceny gruntów ornych (5 634 zł za ha) w województwach regionu Małopolska i Pogórze w badanych latach. Świadczyć to może o braku opłacalności inwestycji w ziemię w gospodarstwach tego regionu;
- zmniejszenie nakładów powodowało oczywiście odpowiednio ujemne przyrosty dochodu gospodarstwa.

5. Modele dla gospodarstw z glebami różnej jakości

Wcześniej przedstawiona analiza całej badanej zbiorowości wykazała duże zróżnicowanie badanej próby gospodarstw pod względem jakości użytków rolnych. Za celowe uznano zatem oszacowanie modeli dla grup gospodarstw wyodrębnionych według tej cechy.

W polskim FADN jest uwzględniana jedynie jakość gleb będących w posiadaniu gospodarstwa, pomijana jest natomiast jakość gleb gruntów dzierżawionych. Tymczasem w latach 2001-2003 w badanej grupie aż 74% gospodarstw dzierżawiło ziemię, a udział dzierżawionych użytków rolnych stanowił przeciętnie 23% w całkowitej powierzchni. Do docelowych ustaleń przyjęto zatem, że gospodarstwa dzierżawią ziemię o jakości zbliżonej do jakości posiadanych gruntów. W większości przypadków dzierżawie podlegają

bowiem grunty w najbliższym sąsiedztwie gospodarstwa, o zbliżonych parametrach jakościowych.

Badane gospodarstwa podzielono na trzy grupy, jak w tabeli 6. Uzyskane podzbiory były zbliżone do siebie pod względem liczebności. Do grupy gospodarstw o glebach dobrych i bardzo dobrych zaklasyfikowano 244 obiekty, do grupy gospodarstw o średniej jakości glebach 209 obiektów, natomiast pozostałe 234 obiekty zakwalifikowano do grupy gospodarstw o glebach słabych i bardzo słabych.

Dla każdej grupy gospodarstw przeprowadzono analizę regresji. Metoda postępowania była analogiczna jak w przypadku estymacji równań regresji dla przekrojów regionalnych. Wyniki zaprezentowano poniżej.

5.1. Gleby dobre i bardzo dobre

Ostateczna postać liniowej funkcji regresji dochodu rolniczego brutto względem materialnych powstała po odrzuceniu 7 odstających obserwacji.

$$DGRb = -6,911 + 5,978 \cdot L + 0,721 \cdot A + 0,069 \cdot K + \xi_6 \quad \{6\}$$

Tabela 24

Podsumowanie równania regresji liniowej dla gleb dobrych i bardzo dobrych (N = 237)				
Wyszczególnienie	$R^2 = 0,859$		Se = 21,531	
	F(3, 233) = 474,99		$\alpha = 0,05$	
	B	Błąd st. B	t(233)	poziom p
Wyraz wolny	-6,911	2,995	-2,307	0,022
L	5,978	2,200	2,718	0,007
A	0,721	0,052	13,784	0,000
K	0,069	0,007	9,725	0,000

Oznaczenia jak w tabeli 10

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 25

Charakterystyka zmiennych modelowych (N = 237)				
Wyszczególnienie	Średnia	Minimum	Maksimum	Odchyl. standard. (s)
DGRb	52,413	-36,356	325,227	57,068
L	1,744	0,110	9,107	1,073
A	29,832	3,290	263,833	36,825
K	396,753	54,507	2793,878	405,182

Źródło: obliczenia własne.

Macierz współczynników korelacji badanych zmiennych dla $\alpha = 0,05$

Wyszczególnienie	DGRb	L	A	K
DGRb	1,00			
L	0,61	1,00		
A	0,79	0,26	1,00	
K	0,86	0,76	0,61	1,00

Źródło: obliczenia własne.

Wszystkie oceny parametrów były istotne statystycznie przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$. Współczynnik determinacji równania regresji {6} wyniósł $R^2 = 0,859$, co świadczy o tym, że zmiany nakładów czynników produkcji w około 86% wyjaśniają zmiany dochodu z gospodarstwa rolnego brutto. Tak jak w poprzednich modelach, wystąpił wysoki błąd estymacji wynoszący 21,531, zatem formułowanie prognozy ekonomicznej z zastosowaniem tego modelu może prowadzić do popełnienia błędu w oszacowaniu dochodu o 1 531 zł, w odniesieniu do przeciętnego dochodu ok. 52 tys. zł.

Na podstawie analizy regresji przeprowadzonej dla gospodarstw posiadających użytki rolnicze o najwyższej jakości gleb ustalono dochodowość poszczególnych czynników produkcji. W przypadku nakładów pracy dochodowość ta w badanych latach wynosiła przeciętnie 5 978 zł przy zwiększeniu zatrudnienia w gospodarstwie o 1 pełnozatrudnioną osobę. W przeliczeniu na stawkę godzinową wzrost dochodu z tytułu zwiększonych nakładów pracy wynosił 2,72 zł, czyli o blisko 65% mniej niż wynosiła opłata parytetowa pracy w latach 2001-2003.

Bardzo wysoka dochodowość charakteryzowała nakłady ziemi. Powiększenie użytków rolnych gospodarstwa o 1 ha prowadziło do wzrostu dochodu z gospodarstwa rolnego brutto aż o 721 zł. Odnosząc tę wartość do przeciętnej ceny gruntów ornych w obrocie prywatnym podawanej przez GUS, która w badanych latach 2001-2003 wynosiła 6 959 zł, można przyjąć, że zakup ziemi charakteryzowała stopa zwrotu równa ok. 10,4%. Gospodarstwa o najlepszych glebach charakteryzowała zatem najwyższa dochodowość tego czynnika produkcji. Nie powinno to dziwić, gdyż powszechnie wiadomo, iż na glebach dobrej jakości możliwa jest uprawa bardziej wymagających gatunków roślin, tym samym rzadszych, co wpływa oczywiście na ich rynkową cenę, oraz większych zbiorów niż na glebach średniej i niskiej jakości, co dodatkowo podwyższa jednostkową dochodowość ziemi.

W tej grupie gospodarstw wystąpiła najniższa wśród gospodarstw badanych pod względem jakości użytkowanej ziemi dochodowość zaangażo-

zowanego kapitału, ponieważ zwiększenie nakładów tego czynnika produkcji powodowało wzrost dochodu jedynie o 69 zł.

Dochody były mniejsze o te same (odpowiednio) kwoty gdy malały nakłady pracy, lub gospodarstwa ograniczały powierzchnię użytków rolnych czy też zasoby innych środków produkcji.

Powyższe współczynniki charakteryzujące zmiany dochodu odpowiadają sytuacji, w której wzrost nakładów pracy, ziemi oraz kapitału lub ich zmniejszenie odbywa się przy zachowaniu dotychczasowej ich struktury. Zmienne objaśniające nie są bowiem homogeniczne. Powiększenie nakładów pracy np. o 1000 godzin, przyniesie więc mniejszy przyrost dochodu brutto, jeśli będzie to praca najemna. Analogiczna sytuacja występuje w przypadku pozostałych czynników produkcji – ziemi i kapitału.

5.2. Gleby średnie

Równanie regresji dla gospodarstw o glebach średnich oszacowane po odrzuceniu 2 obserwacji odstających, przyjęło postać:

$$DGRb = -7,456 + 3,848 \cdot L + 0,391 \cdot A + 0,100 \cdot K + \xi_7 \quad \{7\}$$

Tabela 27

Podsumowanie równania regresji liniowej dla gospodarstw o glebach średnich (N = 207)				
Wyszczególnienie	$R^2 = 0,847$		$Se = 23,265$	
	$F(3, 203) = 373,75$		$\alpha = 0,10$	
	B	Błąd st. B	t(110)	poziom p
Wyraz wolny	-7,456	3,575	-2,086	0,038
L	3,848	2,202	1,748	0,082
A	0,391	0,045	8,646	0,000
K	0,100	0,006	16,099	0,000

Oznaczenia jak w tabeli 10.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 28

Charakterystyka zmiennych modelowych (N = 207)				
Wyszczególnienie	Średnia	Minimum	Maksimum	Odchyl. standard. (s)
DGRb	56,663	0,408	339,006	58,987
L	1,881	0,370	6,397	0,973
A	38,663	3,330	421,987	48,814
K	418,026	19,460	2095,207	373,680

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 29

Macierz współczynników korelacji badanych zmiennych dla $\alpha = 0,10$

Wyszczególnienie	DGRb	L	A	K
DGRb	1,00			
L	0,64	1,00		
A	0,77	0,56	1,00	
K	0,88	0,62	0,65	1,00

Źródło: obliczenia własne.

Wszystkie oceny parametrów równania regresji liniowej {7} były istotne przy poziomie istotności $\alpha = 0,10$. Współczynnik determinacji wyniósł $R^2 = 0,847$, zatem można przyjąć, że zmienność dochodu rolniczego brutto została wyjaśniona przez model w niemal 85%, co świadczy o dobrym dopasowaniu równania regresji do danych empirycznych. Z drugiej strony dopasowanie to obarczone jest wysokim błędem estymacji, który wyniósł 23,265, czyli szacując wartość dochodu rolniczego brutto za pomocą omawianego równania regresji można uzyskać fałszywą wartość, przeciętnie różną od wartości rzeczywistej o 23 265 zł, co stanowi ok. 40% przeciętnego dochodu rolniczego brutto, który wyniósł 56 663 zł.

W próbie gospodarstw o glebach średnich, zwiększenie zatrudnienia o jednego pełnozatrudnionego (1 AWU), skutkowało wzrostem dochodu rolniczego brutto o 3 848 zł, natomiast zwiększenie zasobów ziemi o 1 ha UR powodowało wzrost dochodu o 391 zł (7,6% ceny gruntów ornych średniej jakości gruntów ornych w Polsce w latach 2001-2003), czyli przeciętnie o 45% mniejszy przyrost dochodu w porównaniu z gospodarstwami użytkującymi gleby dobre i bardzo dobre. Uwidacznia się tu oczywista zależność spadku dochodowości gleby wraz ze spadkiem jej jakości. Po pierwsze wynika to z mniejszej efektywności gleb o niższej jakości (mniejsze plony uzyskiwane na gorszych glebach), po drugie jakość użytkowanych gleb determinuje dobór gatunków uprawianych roślin: na glebach dobrych i bardzo dobrych oprócz uzyskiwania wyższych plonów możliwa jest uprawa bardziej wymagających gatunków roślin, wyżej cenionych przez rynek, a tym samym bardziej dochodowych. W tej grupie gospodarstw zaobserwowano znacznie wyższą od przeciętnej dochodowość kapitału obrotowego, która wynosiła 100 zł z każdego zaangażowanego 1 000 zł. Przeciętnie w grupie gospodarstw o średnich glebach rentowność kapitału obrotowego była wyższa o 45% w stosunku do modelu ustalonego dla gospodarstw z glebami dobrej i bardzo dobrej jakości. Prawdopodobnie gospodarstwa o średniej jakości UR prowadziły bardziej intensywną produkcję nastawioną w większym stopniu na produkcję zwierzęcą.

W przypadku ograniczenia nakładów czynników produkcji dochód gospodarstw ulegał odpowiedniemu (wyrażonemu współczynnikami regresji) zmniejszeniu.

5.3. Gleby słabe i bardzo słabe

Równanie liniowej regresji wielorakiej dla gospodarstw o glebach słabych i bardzo słabych (o WBG < 0,7) oszacowano po odrzuceniu 9 gospodarstw, które uznano za nietypowe. Dla otrzymanej próby 223 gospodarstw oszacowano model w następującej postaci:

$$DGRb = -7,407 + 8,739 \cdot L + 0,101 \cdot A + 0,088 \cdot K + \xi_8 \quad \{8\}$$

Tabela 30

Podsumowanie równania regresji liniowej dla gospodarstw o glebach słabych i bardzo słabych (N = 223)

Wyszczególnienie	$R^2 = 0,773$		Se = 15,656	
	F(3,219) = 248,29		$\alpha = 0,05$	
	B	Błąd st. B	t(219)	poziom p
Wyraz wolny	-7,407	2,224	-3,331	0,001
L	8,739	1,320	6,623	0,000
A	0,101	0,055	1,835	0,068
K	0,088	0,007	13,157	0,000

Oznaczenia jak w tabeli 10

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 31

Charakterystyka zmiennych modelowych (N = 223)

Wyszczególnienie	Średnia	Minimum	Maksimum	Odchyl. standard. (s)
DGRb	35,673	0,210	208,305	32,623
L	1,684	0,457	11,780	0,921
A	27,353	5,503	287,633	29,263
K	292,314	31,048	1754,076	245,889

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 32

Macierz współczynników korelacji badanych zmiennych dla $\alpha = 0,05$

Wyszczególnienie	DGRb	L	A	K
DGRb	1,00			
L	0,61	1,00		
A	0,70	0,45	1,00	
K	0,85	0,49	0,75	1,00

Źródło: obliczenia własne.

Wszystkie zmienne w modelu {8} były istotne statystycznie, przy poziomie istotności $\alpha = 0,1$. Uzyskano wartość współczynnika determinacji $R^2 = 0,773$, zatem stopień dopasowania modelu do danych – biorąc pod uwagę tę miarę dopasowania modelu – można uznać za wystarczający. Na niekorzyść tego oszacowania wpływu nakładów czynników produkcji na dochód rolniczy brutto przemawia wysoka wartość błędu estymacji, wynosząca 15,656. Oznacza to, że przeciętny błąd szacunku dochodu rolniczego brutto gospodarstwa na podstawie wielkości zaangażowanych w nim czynników produkcji stanowi ok. 44% wartości przeciętnego dochodu rolniczego brutto uzyskiwanego w grupie gospodarstw o glebach słabej i bardzo słabej jakości.

Z równania regresji {8} wynika, potwierdzająca tezę malejącej dochodowości nakładów ziemi wraz z obniżaniem jej jakości, bardzo niska dochodowość nakładów ziemi, która wynosiła 100 zł z każdego dodatkowego ha UR zaangażowanych do produkcji rolniczej. W stosunku do przeciętnej ceny słabych gruntów ornych, która w badanym trzyleciu wynosiła 3 082 zł świadczy o stopie zwrotu z inwestycji na poziomie ok. 3,2%. Dochodowość nakładów ziemi w gospodarstwach o słabej jakości użytkach rolnych była ponad siedmiokrotnie niższa niż w grupie gospodarstw użytkujących gleby bardzo dobre i dobre, oraz niemal czterokrotnie niższa, niż w grupie gospodarstw o średniej jakości użytkowanej ziemi.

Ponieważ przeciętne dochody brutto uzyskiwane w grupie gospodarstw o słabych glebach były niższe jedynie o 30% od przeciętnych dochodów uzyskiwanych w gospodarstwach o glebach średnich oraz dobrych i bardzo dobrych, niższa dochodowość nakładów ziemi musiała być rekompensowana zwiększoną dochodowością pozostałych czynników produkcji. Dochodowość kapitału wynosząca 88 zł z zainwestowanego 1 000 zł była o ok. 12% mniejsza niż w grupie gospodarstw o średniej jakości glebach, natomiast o ok. 28% większa niż w grupie gospodarstw o glebach najlepszej jakości. Zastanawiająca jest tu wysoka dochodowość pracy, która była najwyższa wśród trzech modeli ustalonych dla gleb różnej jakości i wynosiła 8 739 zł rocznie. Jednostkowa dochodowość pracy (dochodowość jednej roboczogodziny) wynosiła 3,97 zł i stanowiła 50% opłaty parytetowej pracy. Przyczyną jest najprawdopodobniej zaangażowanie w gospodarstwach wyłącznie własnej pracy. Gospodarstw z glebami najgorszej jakości nie było po prostu stać na zatrudnienie najemnej siły roboczej.

W przypadku ograniczenia każdego z nakładów (pracy, ziemi lub kapitału) dochód malał o odpowiednią wartość wyrażoną współczynnikiem regresji zmiennej charakteryzującej ten nakład czynnika produkcji.

6. Wnioski

W opracowaniu dokonano analizy dochodów gospodarstw rolniczych położonych w czterech makroregionach Polski, oraz gospodarstw, które dysponowały różnej jakości glebami użytków rolnych. Niezbędne modele regresji ustalono na podstawie danych empirycznych z lat 2001-2003, które zostały zebrane w Zakładzie Rachunkowości Rolnej IERiGŻ-PIB.

Przedstawione modele będą punktem wyjścia do dalszych merytorycznych analiz, które zostaną sporządzone na podstawie danych z 2004 roku i z lat następnych. Analizowane będą zmiany efektów, które nastąpiły po 1 maja 2004 roku w różnych grupach polskich gospodarstw rolnych. Myślą przewodnią tych analiz będzie dochodowość materialnych czynników produkcji – pracy, ziemi i kapitału – oraz zmiany tej dochodowości.

Sporządzone analizy dostarczyły poza walorami merytorycznymi podstaw do sugerowania celowości korekty modeli regresji użytych w dotychczasowych analizach. Jest wskazane, aby korekty te objęły:

- definicję zmiennej zależnej i zmiennych niezależnych,
- dokonanie trafniejszego wyboru rodzaju relacji łączących zmienną zależną ze zmiennymi niezależnymi.

Stwierdzono przede wszystkim niepełną homogeniczność zmiennych niezależnych. Zmienna L składała się bowiem z nakładów pracy własnej właścicieli gospodarstw rolnych i członków ich rodzin oraz pracowników najemnych. W tym ostatnim przypadku dochodowość pracy była mniejsza o koszty opłaty tej pracy i koszty towarzyszące (np. koszty ubezpieczenia społecznego). Analogiczna sytuacja występowała w przypadku zmiennej A, ponieważ część ziemi rolnicy użytkowali na zasadzie dzierżawy. Jeszcze większa komplikacja wystąpiła w przypadku zmiennej K. Składały się nań wartość środków trwałych i obrotowych oraz wartość środków własnych i obcych. Dochodowość kapitału obrotowego jest odmienna od dochodowości kapitału trwałego, odmienna jest też dochodowość kapitału własnego i obcego. W tym przypadku jest ona mniejsza o odsetki płacone od kredytów i pożyczek.

W takiej sytuacji użycie zmiennej zależnej – „dochód z gospodarstwa rolnego brutto” powodowało trudności w interpretacji oszacowanych modeli. Ustalone współczynniki regresji można było bowiem ekstrapolować biorąc za punkt wyjścia dotychczasowe struktury zmiennych zależnych. Ograniczało to praktyczną przydatność uzyskanych modeli regresji do oceny działań podejmowanych przez różne grupy producentów rolnych. Powiększanie nakładów pracy własnej rolnika, a w innym przypadku pracy najemnej, powodo-

wało, że ustalenia modelowe stawały się mniej przydatne. Analogiczna była sytuacja dotycząca ziemi i kapitału.

Korzystniejsze na przyszłość będzie użycie zmiennej zależnej – dochód z czynników produkcji. Jest to suma dochodu brutto z gospodarstwa rolnego oraz kosztów opłaty obcych czynników produkcji. Użycie takiej zmiennej zależnej ułatwi analizę. Dochodowość poszczególnych czynników będzie bowiem stała niezależnie od tego, czy praca i ziemia będą własne, czy obce itp. Dzięki temu łatwiej będzie można interpretować współczynniki regresji, co spowoduje, że uda się precyzyjnie ustalić dochodowość czynników niezależnie od tego, czy są to czynniki własne, czy też obce, a w przypadku kapitału K – czy są to środki przeznaczone na powiększenie zasobów środków trwałych, czy obrotowych. Oczywiście interpretacja będzie wymagała dodatkowych wyliczeń, które będą się odbywać na podstawie współczynników regresji i kosztów czynników zewnętrznych w gospodarstwach.

Drugie spostrzeżenie metodyczne dotyczy wyboru rodzaju relacji łączących zmienną zależną ze zmiennymi niezależnymi. W modelach użyto modeli liniowych, które na pozór dość wiernie odzwierciedlały modelowaną rzeczywistość, bowiem np. współczynniki determinacji przekraczały wielkość 0,80. Mimo to błędy standardowe estymacji były zbyt duże, gdyż zbliżały się w niektórych modelach do 40% średniej wartości zmiennej zależnej. Celowe zatem wydaje się poszukiwanie najbardziej adekwatnych relacji nieliniowych (potęgowych, wykładniczych, wielomianowych itp.), które ograniczyłyby błędy standardowe estymacji i powiększyły wskaźniki determinacji do wielkości 0,9 i więcej. Zwiększy to oczywiście pracochłonność budowy modeli regresji, ale rezultaty będą bardziej wartościowe.

Na zakończenie warto dodać, że wydaje się za celowe opracowanie modeli regresji dla grup gospodarstw wyodrębnionych według typu (struktury) produkcji i wielkości mierzonej w ESU. Takimi grupami operuje się bowiem w UE, co zapewne ułatwi porównywanie dochodowości materialnych czynników produkcji.

LITERATURA

1. Borkowski B, Dudek H.: *Ekonometria: wybrane zagadnienia*, PWN, Warszawa 2003.
2. Gomułka J.: *Analiza wyników ekonomicznych polskiego rolnictwa w latach 1998-2002*, Komunikaty, Raporty, Ekspertyzy, nr 504, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2005.
3. Goraj L. i in.: *Rachunkowość rolnicza*, Diffin, Warszawa 2004.
4. Hellwig Z.: *Efekt katalizy w modelu ekonometrycznym, jego wykrywanie i usuwanie*, Przegląd statystyczny, nr 3-4, 1977.
5. Gruszczyński M., Podgórska M. (red.): *Ekonometria*, SGH, Warszawa 2004.
6. Osuch D. i in.: *Plan wyboru próby gospodarstw rolnych Polskiego FADN*, Warszawa 2004.
7. Ostasiewicz W. (red.): *Statystyczne metody analizy danych*, AE im. O. Langego, Wrocław 1998.
8. Welfe W.: *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*, PWE, Warszawa 2003.
9. Witkowska D.: *Podstawy ekonometrii i teorii prognozowania*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków 2005.
10. Ziętara W., Olko-Bagieńska T.: *Zadania z analizy działalności gospodarczej i planowania w gospodarstwie rolniczym*, PWRiL, Warszawa 1986.
11. *Raport z wyników powszechnego spisu rolnego 2002*, GUS, Warszawa 2003.
12. *Roczniki statystyczne GUS 2001; 2002; 2003; 2004*.
13. *Wyniki uzyskane przez indywidualne gospodarstwa rolne prowadzące rachunkowość w 2003 roku*, ZRR IERiGŻ, Warszawa 2004.

www.europa.eu.int/comm/agriculture/rca/regioncodes_en.cfm?CodeCountry=POL

www.fadn.pl

www.stat.gov.pl

III. WSPARCIE POLSKICH GOSPODARSTW ROLNYCH POŁOŻONYCH NA OBSZARACH O NIEKORZYSTNYCH WARUNKACH GOSPODAROWANIA

1. Wstęp

Od momentu wejścia Polski do krajów Unii Europejskiej polska wieś i rolnictwo objęte są budżetowym wsparciem w ramach Wspólnej Polityki Rolnej (WPR) oraz funduszy strukturalnych.

Wśród działań zaliczanych do II filaru WPR, a realizowanych w ramach Planu Rozwoju Obszarów Wiejskich (PROW), jako pierwsze udostępnione zostały płatności z tytułu prowadzenia działalności rolniczej na terenach o niekorzystnych warunkach gospodarowania (ONW). Jest to najpowszechniej stosowany instrument WPR po dopłatach bezpośrednich¹.

Dopłaty dla gospodarstw rolnych położonych na terenach ONW mają rekompensować utratę dochodów spowodowaną lokalnymi utrudnieniami w stosunku do dochodów pozostałych gospodarstw rolnych naszego kraju. Pozwala to przeciwdziałać lokalnemu wyludnianiu się obszarów wiejskich i zatraceniu ich rolniczego charakteru.

Nie dysponujemy wiedzą o obszarach ONW i o gospodarstwach, które tam istnieją. Niniejsza publikacja ma zatem na celu przedstawienie i zlokalizowanie obszarów o niekorzystnym gospodarowaniu w Polsce. Ponadto prezentuje ona zainteresowanie rolników gospodarujących na obszarach ONW wsparciem z funduszy budżetowych.

2. Kategorie i strefy ONW

Obszary ONW obejmują w Polsce:

1. Obszary górskie, z gminami, w których ponad 50% użytków rolnych (UR) jest położona na wysokości powyżej 500 metrów n.p.m. Utrudnienia w gospodarowaniu na tych obszarach są związane z krótkim okresem wegetacji roślin oraz z występowaniem dużego nachylenia terenu, co zwiększa nakłady pracy i wymaga specjalnego sprzętu oraz określonego gospodarowania [7].
2. Obszary nizinne, którym grozi zaprzestanie użytkowania ziemi, a w związku z tym również zmiana krajobrazu. Obszary nizinne podzielono na dwie strefy: strefę nizinną I i strefę nizinną II. Zasady wydzielania tych stref określa tabela 1[6].

¹ Kwota środków finansowych przeznaczonych w 2004 roku na wspieranie działalności rolniczej na obszarach o niekorzystnych warunkach gospodarowania (ONW) wyniosła 440,6 mln euro, co stanowi 22,6% całkowitych wydatków PROW [11]. Natomiast limit środków przyznanych na to działanie na lata 2004-2006 wynosi 976,8 mln euro.

Tabela 1

Zasady wydzielania ONW na obszarach nizinnych

Liczba osób na 1 km ²	Wskaźnik waloryzacji rolniczej przestrzeni produkcyjnej ²			
	warunki skrajnie niekorzystne (< 52)	warunki niekorzystne (52,1- 56)	znaczne utrudnienia (56,1 - 66,0)	utrudnienia (66,1 - 72,5)
do 40	strefa II	strefa I	strefa I	strefa I
40,1 – 60	strefa II	strefa I	strefa I	-
powyżej 60	strefa II	strefa I	-	-

Źródło: Plan Rozwoju Obszarów Wiejskich dla Polski na lata 2004-2006, MRiRW, Warszawa 2004.

- Obszary ze specyficznymi utrudnieniami, na których działalność rolnicza powinna być kontynuowana w celu poprawy stanu środowiska, utrzymania walorów krajobrazu i zachowania ich potencjału turystycznego. Obejmują one gminy rejonów podgórskich oraz obręby geodezyjne, które w przeszłości zostały wydzielone w strefie podgórskiej. Na obszarach tych gospodarstwa rolne charakteryzują się małą powierzchnią i niekorzystnym rozłogiem pól, a ze względu na rzeźbę terenu są one też narażone na erozję wodną. Charakteryzowane obszary wyróżnia poza tym duży udział trwałych użytków zielonych w strukturze użytków rolnych.

3. Charakterystyka obszarów ONW

W efekcie w zasięgu wydzielonych obszarów ONW znalazło się 50,7% użytków rolnych, zamieszkiwanych przez 18% ludności rolniczej. Uzupełnienie ONW przez obręby geodezyjne powoduje wzrost wydzielonych obszarów ONW do 56% użytków rolnych kraju, z czego około 2% stanowią obszary ze specyficznymi utrudnieniami.

Tereny te cechuje duży udział ziem porzuconych (odłogi i ugory) w stosunku do powierzchni użytków rolnych ogółem oraz kilkakrotnie większy udział ludności związanej z rolnictwem w stosunku do terenów znajdujących się poza wydzielonymi strefami ONW [3].

² Wskaźnik waloryzacji rolniczej przestrzeni produkcyjnej (WWRPP) opracowany w IUNG w Puławach uwzględnia jakość gleby (klasa bonitacyjna gleb, kompleks przydatności rolniczej gleb), warunki klimatyczne, rzeźbę terenu i stosunki wodne. Powyższe czynniki opisano odpowiednimi parametrami i przypisano im odpowiednie wagi liczbowe w sposób, który odzwierciedla względną skalę ich wpływu na urodzajność gruntów. Dokonano analizy przestrzennej każdego z tych parametrów i wyliczono średnią ważoną na poziomie gminy – najmniejszej jednostki administracyjnej i statystycznej [13].

Tabela 2

Charakterystyka obszarów o niekorzystnych warunkach gospodarowania

Wyszczególnienie	ONW				Razem obszary ONW
	górskie	nizinne strefa I	nizinne strefa II	ze specyficznymi utrudnieniami	
Szacowana liczba gospodarstw – potencjalnych beneficjentów (tys. szt.)	42	795	289	63	1 189
Udział w liczbie rolników ogółem (procent)	1,8	34,5	12,6	2,7	40,5
Powierzchnia użytków rolnych (mln ha)	0,20	6,42	1,85	0,33	8,8
Udział w powierzchni użytków rolnych ogółem (procent)	1,2	36,8	11,2	1,5	52,1
Udział odłogów i ugorów w powierzchni użytków rolnych (procent)	16,70	12,95	15,80	22,41	11,8
Ludność ogółem (mln osób)	0,39	4,40	1,61	0,67	7,07
Ludność rolnicza (mln osób)	0,28	2,51	0,93	0,44	4,16
Udział ludności rolniczej w ludności ogółem (procent)	73	57	58	66	58,8

Źródło: Rocznik Statystyczny Rolnictwa, GUS, Warszawa 2003; Plan Rozwoju Obszarów Wiejskich dla Polski na lata 2004-2006, MRiRW, Warszawa 2004.

Udział obszarów ONW w powierzchni użytków rolnych w Polsce nie odbiega od wielkości analogicznego wskaźnika obliczonego dla większości krajów członkowskich Unii Europejskiej (tabela 3). Jednak między innymi w Grecji, Hiszpanii, Portugalii i Szwecji jest on większy, dużo mniejszy zaś w Belgii, Danii i w Holandii.

Tabela 3

Udział ONW w powierzchni użytków rolnych
w krajach Unii Europejskiej i w Polsce w roku 2003

Kraj	Udział w procentach
Austria	69
Belgia	20
Dania	0
Finlandia	51
Francja	46
Grecja	82
Hiszpania	74
Holandia	6
Irlandia	71
Luksemburg	100
Niemcy	50
Portugalia	86
Szwecja	85
Wielka Brytania	45
Włochy	54
Polska	56

Źródło: www.arimr.gov.pl

4. Płatności z tytułu ONW

Metodyka płatności została oparta na różnicach w osiągniętych dochodach z produkcji rolniczej na terenach ONW i poza nimi. Za podstawę do określania płatności przyjęto zróżnicowanie dochodu rolniczego w gospodarstwach z obszaru referencyjnego i w gospodarstwach z terenów ONW [6].

Pomoc finansowa udzielana jest gospodarstwom w postaci corocznych zryczałtowanych płatności (dopłat wyrównawczych), przyznawanych rolnikom do hektara użytków rolnych położonych na obszarach o niekorzystnych warunkach gospodarowania i pozostających w użytkowaniu rolniczym. Płatnością mogą być objęte grunty orne, sady i trwałe użytki zielone. Kwoty płatności zawiera tabela 4.

Tabela 4

Wysokość stawek dopłat wyrównawczych do gruntów na obszarach ONW

Kategorie ONW	Dopłata w zł/ha
Górskie	320
Nizinne:	
- strefa nizinna I	179
- strefa nizinna II	264
Obszary ze specyficznymi naturalnymi utrudnieniami	264

Źródło: www.arimr.gov.pl

Dopłaty wyrównawcze z tytułu ONW podlegają zmniejszeniu w miarę wzrostu powierzchni gruntów rolnych gospodarstwa. Tak więc rolnicy użytkujący gospodarstwo rolne o wielkości od 1 do 50 hektarów otrzymują płatność z tytułu ONW w pełnej wysokości, gospodarstwa o powierzchni od 50 do 100 ha otrzymują 50% stawki podstawowej płatności, natomiast jeszcze większe gospodarstwa otrzymują odpowiednio mniej lub nie są objęte dopłatą (tabela 5) [11].

Tabela 5

**Kwota dopłat wyrównawczych z tytułu ONW
a obszar gospodarstwa**

Obszar (ha)	Dopłata wyrównawcza ONW
1-50	100% płatności
50,01-100	50% płatności
100,01-300	25% płatności
Ponad 300	Brak płatności za obszar powyżej 300 ha

Źródło: www.arimr.gov.pl

Powyższe ograniczenia wypłat zostały wprowadzone w wyniku analizy poszczególnych typów i grup obszarowych gospodarstw oraz korzyści osiągniętych przez duże gospodarstwa w wyniku skali prowadzonej produkcji.

5. Wymagania wobec beneficjenta ONW

Polskie normy prawne³ określają wymagania wobec producentów rolnych, którzy składają wnioski o wsparcie z funduszy budżetowych z tytułu gospodarowania na obszarach ONW [8, 9].

W związku z tym producenci powinni prowadzić działalność rolniczą zgodnie z zasadami zwykłej dobrej praktyki rolniczej. Powinni zatem przestrzegać wymagań w zakresie:

- stosowania nawozów i ich przechowywania,
- rolniczego wykorzystania ścieków na terenie gospodarstwa rolnego,
- rolniczego wykorzystania komunalnych osadów ściekowych,
- stosowania i przechowywania środków ochrony roślin,
- gospodarki na użytkach zielonych,
- utrzymania czystości i porządku w gospodarstwie rolnym,
- ochrony siedlisk przyrodniczych,

³ Rozporządzenie Rady Ministrów z 14 kwietnia 2004 (Dz. U. Nr 73, poz. 656 i 657) w sprawie szczegółowych warunków i trybu udzielania pomocy finansowej na wspieranie działalności rolniczej na obszarach o niekorzystnych warunkach gospodarowania objętej planem rozwoju obszarów wiejskich, za Rozporządzeniem Rady (WE) 1257/1999 w sprawie wsparcia rozwoju wsi przez Europejski Fundusz Orientacji i Gwarancji Rolnej. Szczegółowe dane dotyczące wyżej wymienionych wymagań zostały określone w załączniku do cytowanego wyżej rozporządzenia.

- ochrony gleb,
- gospodarki wodnej.

Jeżeli kontrola wykáže brak przestrzegania zasad zwykłej dobrej praktyki rolniczej, wówczas płatność ONW należna za dany rok podlega zmniejszeniu o 7% lub wstrzymaniu.

Ponadto producent rolny, któremu przyznano płatność z tytułu ONW, jest zobowiązany przechowywać przez pięć lat:

- dowody zakupu nawozów i środków ochrony roślin,
- plan nawożenia i kopie pozwolenia wodnoprawnego w przypadku rolniczego wykorzystania ścieków i komunalnych osadów ściekowych,
- atest dla opryskiwacza ciągnikowego oraz dokumenty potwierdzające:
 - ukończenie szkolenia w zakresie stosowania środków ochrony roślin w produkcji roślinnej,
 - prowadzenie ewidencji zabiegów wykonywanych przy użyciu środków ochrony roślin.

6. Absorbacja funduszy budżetowych przez polskie gospodarstwa rolne z tytułu położenia na obszarze ONW

Agencja Restrukturyzacji i Modernizacji Rolnictwa (ARiMR) uruchomiła działanie związane ze wspieraniem działalności rolniczej na obszarach o niekorzystnych warunkach gospodarowania w kwietniu 2004 roku. Rolnicy złożyli 629 960 wniosków na ogólną powierzchnię ONW 6 442 214,26 ha. Najwięcej wniosków złożyli rolnicy z województwa mazowieckiego (18% ogółu), najmniej zaś z opolskiego (1%) [10]. W ramach dopłat ONW dokonano wypłat na łączną kwotę 1 130 862,4 tys. zł, w tym:

- obszary górskie 27 764,4 tys. zł,
- strefa nizinna I 707 236,7 tys. zł,
- strefa nizinna II 326 887,3 tys. zł,
- obszary ze specyficznymi utrudnieniami 68 974,0 tys. zł.

Nieco ponad połowę (tabela 6) wniosków złożyli właściciele gospodarstw z dwóch grup obszarowych: 2-5 ha oraz 5-10 ha. Najmniej natomiast wniosków złożyli właściciele gospodarstw największych z grupy obszarowej powyżej 50 ha, bo jedynie 2% spośród ogółu.

Tabela 6

Liczba i struktura wniosków złożonych w 2004 roku o dopłaty z tytułu ONW
przez gospodarstwa o różnej powierzchni

Wyszczególnienie	Ogółem kraj	w tym grupy obszarowe (ha)					
		1-2	2-5	5-10	10-15	15-50	pow. 50
Liczba wniosków	629 960	85 070	179 642	167 508	86 019	99 264	12 457
Struktura wniosków (procent)	100,0	13,5	28,5	26,6	13,7	15,6	2,1

Źródło: dane ARiMR.

Tabela 7

Liczba i struktura wniosków, które wpłynęły w 2004 roku z obszarów poszczególnych kategorii i stref ONW

Wyszczególnienie	Ogółem kraj	w tym kategorii i strefy ONW			
		obszary górskie	obszary nizinne - strefa I	obszary nizinne - strefa II	obszary ze specyficznymi utrudnieniami
Liczba wniosków	629 960	20 960	393 422	150 553	65 025
Struktura wniosków (procent)	100,0	3,3	62,5	23,9	10,3

Źródło: dane ARiMR.

Tabela 8

Powierzchnia i udział użytków rolnych objętych w 2004 roku
wsparciem w ramach dopłat ONW

Wyszczególnienie	Ogółem kraj (tys. ha)	w tym powierzchnia użytków rolnych w poszczególnych kategoriach i strefach ONW (tys. ha)			
		obszary górskie	obszary nizinne - strefa I	obszary nizinne - strefa II	obszary ze specyficznymi utrudnieniami
Powierzchnia użytków (tys. ha)	6 442,4	94,1	4 713,2	1 321,9	313,2
Struktura (procent)	100,0	1,5	73,1	20,5	4,9

Źródło: dane ARiMR.

Płatność z tytułu ONW przeliczona na hektar użytków rolnych wyniosła 175,5 zł. Najniższe kwoty płatności na hektar uzyskali rolnicy z obszaru nizinnej strefy I (150,1 zł/ha), a najwyższe zanotowano na obszarze górskim (295,0 zł) (tabela 9). Takie dane świadczą o dużym udziale gospodarstw o powierzchni powyżej 50 ha na obszarze nizinnym z I strefy, a wiąże się to z zasadą modulacji. Charakteryzowane płatności były w części uzależnione od modulacji wypłat. Największy wpływ modulacja miała w strefie I obszarów nizinnych, najmniejszy zaś w strefie II tych obszarów oraz na terenach górskich.

Tabela 9

Kwoty wypłacone rolnikom w 2004 roku z tytułu ONW według kategorii i stref

Wyszczególnienie	Ogółem kraj	w tym powierzchnia użytków rolnych w poszczególnych kategoriach i strefach ONW (tys. ha)			
		obszary górskie	obszary nizinne - strefa I	obszary nizinne - strefa II	obszary ze specyficznymi utrudnieniami
Kwota ogółem (tys. zł)	1 130 862,4	27 764,4	707 236,7	326 887,3	68 974,0
Struktura (procent)	100,0	2,5	62,5	28,9	6,1
Płatność (zł/ha)	175,5	295,0	150,1	247,3	220,2

Źródło: dane ARiMR.

Stwierdzono (tabela 10), że 32,2% użytkowników gospodarstw rolnych złożyło wnioski o dopłaty z tytułu ONW. Na ogólnym tle wyróżnia się województwo podlaskie, w którym największy odsetek rolników złożył wnioski o wsparcie (61,2%). Natomiast najmniejszy był udział wnioskodawców z województwa śląskiego (12%). Tak niewielki udział wnioskodawców był wynikiem niesprostania przez dużą część rolników wymagań określonych dla beneficjentów dopłat ONW, o których pisano wcześniej.

Największe kwoty płatności z tytułu ONW przeliczone na jednostkę powierzchni otrzymali producenci rolni z województwa małopolskiego (273 zł/ha) i podkarpackiego (215 zł/ha), a najmniejsze w województwie zachodniopomorskim (120 zł/ha) i warmińsko-mazurskim (148 zł/ha). Najmniej modulacja płatności zaważyła w gospodarstwach położonych na obszarach górskich, gdzie najmniej została zmniejszona płatność przeliczona na jeden średni hektar użytków rolnych.

Tabela 10

Liczba wniosków o dopłaty z tytułu ONW na tle ogólnej liczby gospodarstw oraz średnia płatność w przeliczeniu na 1 hektar użytków rolnych w poszczególnych województwach w 2004

Województwo	Liczba gospodarstw rolnych powyżej 1 ha UR (tys. sztuk)	Liczba wniosków ONW (sztuk)	Udział gospodarstw ONW w ogólnej liczbie gospodarstw	Struktura wniosków ONW według województw (procent)	Płatność (zł/ha)
Dolnośląskie	83,3	18 069	21,7	2,9	174
Kujawsko-pomorskie	79,5	28 016	35,2	4,4	162
Lubelskie	223,3	56 475	25,3	9,0	172
Lubuskie	32,0	13 693	42,8	2,2	130
Łódzkie	165,0	66 404	40,2	10,5	188
Małopolskie	216,9	48 474	22,3	7,7	273
Mazowieckie	291,8	114 151	39,1	18,1	201
Opolskie	41,9	6 099	14,6	1,0	164
Podkarpackie	198,6	37 476	18,9	5,9	215
Podlaskie	99,8	61 113	61,2	9,7	197
Pomorskie	53,9	19 865	36,8	3,2	165
Śląskie	110,9	13 317	12,0	2,1	200
Świętokrzyskie	125,8	30 726	24,4	4,9	203
Warmińsko-mazurskie	52,1	27 136	52,1	4,3	148
Wielkopolskie	139,6	72 583	52,0	11,5	171
Zachodniopomorskie	41,6	16 363	39,3	2,6	120
Razem	1 956,1	629 960	32,2	100,0	176^a

^a średnio w kraju

Źródło: wyliczenia własne na podstawie danych ARiMR oraz PSR 2002, GUS.

Największy udział (tabela 11) powierzchni objętej dopłatami z tytułu ONW w powierzchni województwa wystąpił w 2004 roku w województwie podlaskim (68,5%), warmińsko-mazurskim (64,9%), zachodniopomorskim (63,3%) oraz lubuskim (55,0%). Natomiast najmniejszy udział był w województwie opolskim i śląskim, odpowiednio 10,7 i 15,9%.

Tabela 11

Powierzchnia użytków rolnych objętych wsparciem w ramach dopłat ONW w 2004 roku w poszczególnych województwach na tle ogólnej powierzchni UR

Województwo	Powierzchnia użytków rolnych ogółem (tys. ha)	Powierzchnia użytków rolnych ONW (tys. ha)	Udział powierzchni ONW w ogólnej powierzchni (procent)	Struktura powierzchni ONW według województw (procent)
Dolnośląskie	1 039	239	23,0	3,7
Kujawsko-pomorskie	1 106	388	35,1	6,0
Lubelskie	1 573	445	28,3	6,9
Lubuskie	480	264	55,0	4,1
Łódzkie	1 147	460	40,1	7,1
Małopolskie	784	168	21,4	2,6
Mazowieckie	2 249	1 042	46,3	16,1
Opolskie	560	60	10,7	1,0
Podkarpackie	736	170	23,1	2,6
Podlaskie	1 112	762	68,5	11,8
Pomorskie	700	337	48,1	5,2
Śląskie	490	78	15,9	1,2
Świętokrzyskie	616	151	24,5	2,3
Warmińsko-mazurskie	895	581	64,9	9,0
Wielkopolskie	1 526	882	57,8	13,7
Zachodniopomorskie	679	430	63,3	6,7
Razem	16 899	6 442	38,1	100,0

Źródło: dane ARiMR oraz PSR 2002, GUS.

7. Wnioski

1. Wyплаты dla gospodarstw rolnych położonych na obszarach o niekorzystnych warunkach gospodarowania, należne za 2004 rok, zostały wypłacone dopiero w 2005 roku. Analizując te wypłaty stwierdzono, że:
 - zaledwie 32,2% rolników skorzystało ze wsparcia z tytułu ONW, podczas gdy mogło z nich skorzystać blisko 53% ogółu rolników w kraju,

- powierzchnia użytków rolnych objęta wsparciem wyniosła jedynie 38,1% powierzchni użytków rolnych kraju, a mogła wynieść nieco ponad 52% tej powierzchni,
- wypłacono tylko około 54% kwoty dopłat, które rolnicy mogli otrzymać z tytułu ONW.

Przyczyną tej niekorzystnej sytuacji było najprawdopodobniej niespełnienie przez dużą część rolników wymogów związanym z obowiązkiem stosowania zwykłej dobrej praktyki rolniczej. Taki wynik potwierdzają badania IERiGŻ PIB, które udowodniły, że polskie gospodarstwa rolne o wielkości ekonomicznej osiągające standardową nadwyżkę bezpośrednią poniżej 22 tys. zł nie są w stanie sprostać wymogom zwykłej dobrej praktyki rolniczej, gdyż nie stać ich na sfinansowanie wymaganych obiektów wyposażenia technicznego [5].

2. Zasada modulacji uzależniająca kwotę wypłat od powierzchni gospodarstw wywarła znaczący wpływ na kwotę płatności przeliczoną na 1 ha. Były one mniejsze z tego powodu o 6,3-16,1%, zależnie od kategorii i strefy obszaru ONW.

LITERATURA

1. Bis K., Krasowicz S.: *Jakość rolniczej przestrzeni produkcyjnej a poziom produkcji roślinnej w Polsce*. IUNG, Puławy 1989.
2. Ciołkosz A.: *Charakterystyka rolniczej przestrzeni produkcyjnej Polski*. GUS, Warszawa 2003.
3. Józwiak W., Mirkowska Z.: *Zatrudnienie na obszarach wiejskich w 2002 roku i w perspektywie następnych dwudziestu lat, ze szczególnym uwzględnieniem obszarów o niskich wydajnościach (ONW)*, ekspertyza, maszynopis, IERiGŻ, Warszawa 2004.
4. Krzymuski J., Krasowicz S., Filipiak K.: *Ocena wykorzystania rolniczej przestrzeni produkcyjnej w Polsce*, Pamiętnik Puławski, IUNG, Puławy 1985.
5. Niewęglowska G.: *Zdolność rodzinnych gospodarstw rolnych do realizacji programu rolnośrodowiskowego*, maszynopis, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2005.
6. *Plan Rozwoju Obszarów Wiejskich dla Polski na lata 2004-2006*, MRiRW, Warszawa 2004.
7. *Rolnictwo na terenach górskich i terenach o słabszych warunkach glebowych*, praca zbiorowa pod red. Witkowskiego J.: GUS, Warszawa 2003.

8. *Rozporządzenie Rady (WE) nr 1257/1999 z 17 maja 1999 roku w sprawie wsparcia rozwoju wsi przez Europejski Fundusz Orientacji i Gwarancji Rolnej (EFOGR).*
9. *Rozporządzenie Rady (WE) nr 1783/2003 z 29 września 2003 zmieniające Rozporządzenie (WE) nr 1257/1999 z 17 maja 1999 roku w sprawie wsparcia rozwoju wsi przez Europejski Fundusz Orientacji i Gwarancji Rolnej (EFOGR).*
10. *Sprawozdanie z działalności ARiMR po akcesji do Unii Europejskiej, Warszawa 2005.*
11. *Ustawa z 28 listopada 2003 roku o wspieraniu rozwoju obszarów wiejskich ze środków pochodzących z Sekcji Gwarancji Europejskiego Funduszu Orientacji i Gwarancji Rolnej, Dz. U. Nr 229, poz. 2273 wraz z późniejszymi zmianami.*
12. *Wieliczko B.: Wykorzystanie unijnego wsparcia finansowego dla Polskiej wsi i rolnictwa w pierwszym roku członkostwa w Unii Europejskiej, Komunikaty, Raporty, Ekspertyzy, nr 508, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2005.*
13. *Witek T.: Waloryzacja rolniczej przestrzeni produkcyjnej Polski według gmin, IUNG, Puławy 1994.*
14. *Wyniki Powszechnego Spisu Rolnego 2002: Użytkowanie gruntów i ich jakość; Systematyka i charakterystyka gospodarstw rolnych; Gospodarstwa rolne – grupy obszarowe a kierunki produkcji; wyd. GUS, Warszawa 2003, 2004, 2005.*