



**AgEcon** SEARCH  
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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

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

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search  
<http://ageconsearch.umn.edu>  
[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

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

BAZYLI CZYŻEWSKI, ANNA MATUSZCZAK<sup>1</sup>

## **ALOKACJA ZASOBÓW W INDYWIDUALNYCH GOSPODARSTWACH ROLNYCH W POLSCE W ŚWIECIE ICH ZWIĄZKÓW INSTYTUCJONALNYCH<sup>2</sup>**

**Abstrakt.** Celem opracowania było wskazanie na instytucjonalne uwarunkowania alokacji zasobów w rolnictwie polskim z uwzględnieniem podstawowych typów produkcyjnych (uprawy polowe, uprawy ogrodnicze i sadownicze, chów i hodowla bydła mlecznego, chów i hodowla trzody chlewnej). Na bazie rozważań teoretycznych oraz ogólnopolskich badań ankietowych skonstruowano zagregowany indeks stopnia zinstytucjonalizowania gospodarstwa rolnego, który pozwolił na delimitację gospodarstw względem intensywności i struktury powiązań gospodarstw rolnych z instytucjami. Następnie zbadano, czy w zidentyfikowanych klasach indywidualnych gospodarstw rolnych, cechujących się różną intensywnością i strukturą związków instytucjonalnych z otoczeniem, alokacja czynników wytwórczych w kluczowych typach produkcyjnych w Polsce wykazuje istotne różnice spowodowane oddziaływaniem struktury instytucjonalnej, w której gospodarstwo funkcjonuje.

**Słowa kluczowe:** struktury instytucjonalne, alokacja zasobów, typy produkcyjne, intensywność powiązań instytucjonalnych

<sup>1</sup> Autorzy są pracownikami naukowymi Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu (e-mail: kmigz@ue.poznan.pl).

<sup>2</sup> Niniejszy artykuł stanowi fragment szerszego opracowania w ramach Programu Wieloletniego 2005–2009 „Ekonomiczne i społeczne uwarunkowania rozwoju polskiej gospodarki żywnościowej po wstąpieniu Polski do Unii Europejskiej”, zaprezentowanego dnia 27.02.2009 r. w IERiGŻ–PIB.

## TEORETYCZNE UWARUNKOWANIA INTENSYWNOŚCI I STRUKTURY ZWIĄZKÓW INSTYTUCJONALNYCH GOSPODARSTW ROLNYCH Z OTOCZENIEM

Rozważania teoretyczne związane z instytucjami w tradycyjnej i współczesnej ekonomii instytucjonalnej [Jensen i Meckling 1979, Dugger 1983, Dopfer 1991, *The Legar...* 1994, Chmielewski 1995, Iwanek i Wilkin 1998, Hockuba 2001, Ząbkowicz 2003, Bludnik 2004, Czernasty i Czyżewski 2007] dają podstawę do stwierdzenia, iż oddziaływanie czynników instytucjonalnych na proces alokacji zasobów w rolnictwie zachodzi na trzech płaszczyznach:

- poprzez zachowawcze oddziaływanie otoczenia instytucjonalnego,
- poprzez innowacyjne oddziaływanie otoczenia instytucjonalnego,
- poprzez zintegrowane struktury kierowania, w których producenci realizują udział w marży przetwórczej w zamian za obniżkę kosztów transakcyjnych pozyskania surowca rolnego.

Głównym celem badań była identyfikacja zależności między wyżej wymienionymi czynnikami instytucjonalnymi a procesem alokacji zasobów w indywidualnych gospodarstwach rolnych w Polsce w przekroju kluczowych typów produkcyjnych.

Wymienione płaszczyzny skupiają w sobie wiele zmiennych o charakterze jakościowym, które nie są brane pod uwagę w ogólnodostępnych badaniach statystycznych realizowanych przez GUS oraz państwowe instytuty badawcze w Polsce. Dlatego też zaistniała konieczność przeprowadzenia ogólnokrajowych badań ankietowych ukierunkowanych na czynniki instytucjonalne, które adresowane były do kierowników gospodarstw indywidualnych uczestniczących w systemie FADN. Miały one na celu ocenę oddziaływania zmiennych instytucjonalnych na realne procesy alokacji pracy, ziemi i kapitału, które odzwierciedlają wyniki rachunkowości rolnej. Badania przeprowadzono na próbie 400 gospodarstw indywidualnych, przy czym po 100 jednostek przypadło na każdy z czterech makroregionów i zostało skierowane do subpopulacji gospodarstw o dominującym ESU w danym regionie. Dobór próby w każdym makroregionie miał charakter losowy i spełniał kryteria doboru warstwowego proporcjonalnego. Losowanie polegało na podzieleniu subpopulacji na warstwy w zależności od typu produkcyjnego<sup>3</sup> i pobieraniu próby proporcjonalnie do udziału danego typu w zbiorowości gospodarstw o dominującym ESU. Zatem należy uznać, że próba była reprezentatywna.

Aby zrealizować postawiony cel, skonstruowano na podstawie odpowiedzi uzyskanych od respondentów wskaźniki, określające oddziaływanie czynników instytucjonalnych na trzech wyżej opisanych płaszczyznach. W ramach wpływu otoczenia instytucjonalnego uznano, że wyraża się on poprzez następujące procesy: współpracę z organizacjami (tzn. z instytucjami w tradycyjnym rozumieniu), uczestnictwo w życiu publicznym oraz zmianę mentalności producenta rolnego, wyrażającą się w hierarchii celów gospodarowania.

<sup>3</sup> Uwzględniono 4 typy: uprawy polowe (zbożowe, okopowe, oleiste i białkowe), uprawy ogrodnicze i sadownicze, chów i hodowla bydła mlecznego, chów i hodowla trzody chlewnej.

Współpraca z organizacjami, takimi jak: ODR-y, ARiMR, ARR, izby rolnicze, należy do podstawowych przesłanek instytucjonalizacji procesu gospodarowania w rolnictwie indywidualnym. Z jednej strony umożliwia dostęp do szeroko rozumianych informacji ekonomicznych, dotyczących technologii produkcji, prognoz koniunktury, organizacji procesów produkcji i dystrybucji, interpretacji norm prawnych oraz polityki rolnej. Z drugiej otwiera dostęp do środków pomocowych ze wspólnej polityki rolnej, które bezpośrednio oddziałują na alokację zasobów.

Uczestnictwo w życiu publicznym może wyrażać się udziałem w imprezach kulturalnych oraz korzystaniem ze środków masowego przekazu, w szczególności Internetu. W ten sposób również pozyskuje się bieżące informacje rynkowe, pozwalające na adaptację aparatu wytwórczego do zmieniających się warunków ekonomicznych, jak też zaspokajają potrzeby wyższego rzędu i wpływa na kształtowanie mentalności producentów rolnych.

Wyrazem ewolucji i rozwoju mentalności rolników jest, zdaniem autorów, szersze spojrzenie na cele gospodarowania, rozszerzające funkcje gospodarstwa rolnego o aspekty społeczne i środowiskowe. Szczególne znaczenie ma to w modelu rolnictwa zrównoważonego, który jest obecnie premiowany przez reformy WPR. Miarą holistycznego postrzegania przez rolników funkcji gospodarstwa indywidualnego jest zastąpienie prostego motywu zysku i konsumpcji bezpieczeństwem ekonomicznym gospodarstwa, potrzebą jego sukcesji oraz kształceniem rodziny.

W zakresie oddziaływania struktur instytucjonalnych zbadano dwa aspekty: stopień integracji kontraktowej i mobilność gospodarstwa rolnego. W pierwszym przypadku wyższy stopień integracji kontraktowej oznacza występowanie powiązań umownych formalnych lub nieskodyfikowanych z odbiorcą surowca lub dostawcą środków produkcji. Przykładami takiej współpracy mogą być kontrakty produkcyjne i marketingowe, spółdzielnie producentów rolnych czy też tzw. hedging na rynku terminowym. Są to swoiste ramy instytucjonalne transakcji, które chronią wytwarzaną w gospodarstwie wartość dodaną przed ryzykiem ekonomicznym i drenażem poprzez mechanizm rynkowy, umożliwiają realizację renty gruntowej i w rezultacie rozszerzoną reprodukcję aktywów.

Zintegrowane struktury kierowania określają przepływy uprawnień własnościowych do zasobów z gospodarstwa rolnego do integratora oraz umożliwiają wymianę informacji ekonomicznych. Żeby jednak przepływy te faktycznie optymalizowały wysokość kosztów transakcyjnych i podnosiły produktywność struktury wytwórczej, konieczna jest odpowiednia mobilność gospodarstwa rolnego w zakresie zarządzania zasobami. Stąd ostatni z badanych aspektów dotyczył właśnie skłonności kierowników gospodarstw indywidualnych do zmiany struktury i alokacji aktywów w odpowiedzi na określone bodźce rynkowe.

Reasumując, na podstawie badań ankietowych scharakteryzowano intensywność i strukturę związków instytucjonalnych gospodarstw indywidualnych z otoczeniem, określając 5 wskaźników składowych. Ich wartość oszacowano, przypisując metodą zero-jedynkową punkty adekwatnym odpowiedziom w pytaniach dotyczących: celów gospodarowania, uczestnictwa

w życiu publicznym, współpracy z organizacjami, integracji kontraktowej i mobilności rodziny rolniczej. Ważoną sumę wymienionych wskaźników określono mianem zagregowanego indeksu stopnia zinstytucjonalizowania gospodarstwa rolnego (przy założeniu, że wskaźniki składowe mają równe udziały w indeksie).

Według rozkładu indeksu zagregowanego określono klasy gospodarstw, które odzwierciedlają intensywność uwarunkowań instytucjonalnych, ale nie oddają struktury jakościowej związków instytucjonalnych. Innymi słowy, gospodarstwa w jednej klasie cechują się podobnym stopniem zinstytucjonalizowania struktury wytwórczej (co nazwano jednorodnością ilościową), ale niekoniecznie tymi samymi rodzajami związków instytucjonalnych. Wybrane przez autorów uwarunkowania instytucjonalne mają charakter jakościowy, a więc niekoniecznie są addytywne. Jakościowy aspekt instytucjonalizacji również może wpływać na alokację zasobów. Dlatego też niezbędne było drugie grupowanie, które uwzględniło strukturę tych uwarunkowań opisaną przez wskaźniki składowe i wytypowało grupy z jednorodnymi jakościowo obiektami. Żeby przeprowadzić to grupowanie, zidentyfikowano skupienia metodą Warda, w których cechami są wskaźniki składowe, a obiektami – gospodarstwa. W ten sposób uzyskano skupienia gospodarstw jednorodne pod względem struktury jakościowej uwarunkowań instytucjonalnych.

Przeprowadzone grupowania pozwolą na weryfikację głównej hipotezy opracowania, że w zidentyfikowanych klasach indywidualnych gospodarstw rolnych, cechujących się różną intensywnością i strukturą związków instytucjonalnych z otoczeniem, alokacja czynników wytwórczych w kluczowych typach produkcyjnych w Polsce wykazuje istotne różnice spowodowane oddziaływaniem struktury instytucjonalnej, w której gospodarstwo funkcjonuje. Innymi słowy, zostaną wyznaczone przeciętne poziomy zmiennych opisujących procesy alokacji pracy, ziemi oraz kapitału i porównane w wyznaczonych typach gospodarstw, w zależności od intensywności i rodzaju powiązań instytucjonalnych z uwzględnieniem statystycznej istotności związków między zmiennymi.

## **WSPÓŁCZYNNIKI ALOKACJI ZASOBÓW W GOSPODARSTWACH ROLNYCH**

Alokacja zasobów w ekonomii jest pojęciem szerokim. Dotyczy procesu, na który składają się dwa etapy. Pierwszym jest pozyskanie danego czynnika produkcji, polegające na zawarciu określonej transakcji, w której wyniku przejmuje się część lub całość uprawnień własnościowych do zasobu. W drugim wykorzystuje się zasób do produkcji dóbr i usług zgodnie z technologią i organizacją struktury wytwórczej – etap ten można określić mianem absorpcji zasobu. Dlatego też w przeprowadzonej analizie zastosowano dwa rodzaje wskaźników – współczynniki opisujące przepływy uprawnień własnościowych w rolnictwie i dotyczące absorpcji ziemi, pracy oraz kapitału. Skonstruowano następujący zestaw współczynników opisujących względne poziomy przepływu i absorpcji zasobów:

1. Kosztochłonność przychodów – współczynnik stanowiący relację sumy kosztów bezpośrednich, pośrednich i kosztów czynników zewnętrznych do produkcji ogółem. Wskazuje ewentualne różnice w przepływach poprzez ceny zbytu, jak też ceny środków produkcji, które mogą występować z uwagi na związki instytucjonalne gospodarstwa z otoczeniem. Niższy wskaźnik to wyższe przepływy. Przykładowo, sprzedaż trzody chlewnej na zasadzie kontraktacji może podnieść ceny zbytu lub kupno pasz poprzez grupę producentów może obniżyć ich ceny. Wskaźnik ten oddaje zróżnicowanie nadwyżki bezpośredniej, występujące w określonych strukturach instytucjonalnych.

2. Działalność inwestycyjna – współczynnik stanowiący relację salda przepływów inwestycyjnych do aktywów (bez ziemi)<sup>4</sup>. Aktywa w tym przypadku określają miarę siły ekonomicznej gospodarstwa [Woś 2000, s. 10] i punkt odniesienia, pozwalający na porównywanie gospodarstw o różnych zdolnościach wytwórczych. Relatywnie większe inwestycje mogą wynikać z większych przepływów w ramach struktur instytucjonalnych, na przykład w przypadku pozyskania środków na modernizację z WPR lub zaangażowania kapitałowego integratora w proces wytwórczy.

3. Transfery netto – współczynnik stanowiący relację salda bieżących dopłat i podatków oraz salda dopłat i podatków związanych z inwestycjami do siły ekonomicznej gospodarstwa wyrażonej jak wyżej wartością aktywów. Obrazuje względną wartość przepływów netto w ramach transferów budżetowych, które świadczą o sile wpływu instytucji państwa i realizowanej przez nie polityki interwencyjnej w rolnictwie – wyższy wskaźnik to silniejszy wpływ<sup>5</sup>.

4. Płynność (wskaźnik odwrócony) – współczynnik stanowiący relację zobowiązań krótkoterminowych do aktywów obrotowych. Jest to więc „odwrócony”<sup>6</sup> klasyczny wskaźnik bieżącej płynności – im niższy, tym większa płynność. Jego zadaniem jest uchwycić ewentualne różnice w bieżącej płynności gospodarstw rolnych, wynikające z przepływów instytucjonalnych, na przykład różnych form odroczonej płatności lub kredytowania działalności proponowanych przez odbiorcę surowca rolnego. Przepływy te mogą również mieć miejsce w warunkach większego dostępu producenta do informacji rynkowych.

5. Kapitałochłonność – współczynnik stanowiący relację majątku produkcyjnego (budynków i budowli, maszyn i urządzeń) oraz środków transportu<sup>7</sup> do produkcji ogółem. Jest więc wskaźnikiem absorpcji majątku trwałego przez jednostkę wytwarzanej produkcji i świadczy o zdolności gospodarstwa do efektywne-

<sup>4</sup> Aktywa pomniejszono o wartość ziemi z uwagi na fakt, że jej wycena w rachunkowości FADN wydaje się być zaniżona i odbiega od cen rynkowych. Poza tym fakt posiadania samego zasobu ziemi niekoniecznie przekłada się na potencjał wytwórczy gospodarstwa, ponieważ ziemia bez nakładów kapitału ma ograniczone zdolności tworzenia użyteczności. W związku z tym o sile ekonomicznej gospodarstwa bardziej, w opinii autorów, świadczy techniczne uzbrojenie ziemi, a więc wartość pozostałych aktywów.

<sup>5</sup> Oczywiście bezwzględna wartość transferów netto musi być ważona siłą ekonomiczną gospodarstwa – większe i silniejsze podmioty uzyskują bowiem większe wsparcie w ramach WPR.

<sup>6</sup> „Odwrócenie” wskaźnika pozwala uniknąć kłopotliwej do interpretacji sytuacji, gdy zobowiązania krótkoterminowe gospodarstwa wynoszą zero.

<sup>7</sup> Aktywa te wpisują się w klasyczną interpretację tzw. zasobu kapitału w ekonomii.

go alokowania poszczególnych jego składników. Im niższy, tym wyższa efektywność alokacji, na którą potencjalnie oddziałują związki instytucjonalne z otoczeniem, na przykład poprzez dostęp do specjalistycznej wiedzy agrotechnicznej lub wydajnej technologii. Wzrost wskaźnika można również interpretować jako rozwój poprzez kapitałochłonną intensyfikację produkcji, szczególnie jeśli jednocześnie obniża się współczynnik pracochłonności.

6. Ziemiochłonność (wskaźnik odwrócony) – współczynnik stanowiący relację produkcji do wielkości użytków rolnych. Jest to więc w istocie „odwrócona”<sup>8</sup> forma współczynnika chłonności, obrazująca efektywność absorpcji zasobu ziemi rolniczej. Im wyższy wskaźnik, tym wyższa efektywność gospodarowania ziemią, która podobnie jak w przypadku kapitału może wzrastać dzięki rozwijaniu wiedzy agrotechnicznej. Rosnący wskaźnik można interpretować jako intensyfikację produkcji, szczególnie w warunkach rosnącej kapitałochłonności (i/lub inwestycji).

7. Pracochłonność – współczynnik stanowiący relację nakładów pracy w gospodarstwie rolnym (w godzinach) do wartości produkcji ogółem. Mniejsze jego wartości oznaczają bardziej efektywną absorpcję czynnika pracy przez produkcję rolną i w rezultacie wyższe dochody rezydualne, przypadające na jednostkę pracy w rolnictwie. Podobnie jak w przypadku ziemiochłonności należy porównać zmianę pracochłonności ze współczynnikiem kapitałochłonności i/lub wielkością inwestycji, żeby orzekać o modelu rozwoju gospodarstwa rolnego. Dotychczas prowadzone badania wpływu struktur instytucjonalnych na indywidualne gospodarstwa rolne wskazują istotną i odwrotnie proporcjonalną zależność między stopniem zintegrowania struktury wytwórczej a pracochłonnością<sup>9</sup>.

Opisane wyżej współczynniki tworzą wektor skorelowanych ze sobą zmiennych zależnych, na które potencjalnie oddziałują struktury instytucjonalne skupione w zidentyfikowanych wcześniej klasach wskaźników instytucjonalizacji. Struktury instytucjonalne są więc w tym przypadku niezależną zmienną jakościową, która determinuje proces alokacji zasobów w rolnictwie indywidualnym w Polsce. W analizie tego oddziaływania wykorzystano więc jednoczynnikową, ale wielowymiarową analizę wariancji (MANOVA), gdzie wymiarami są opisane wyżej współczynniki<sup>10</sup>, a predykatorem jakościowym (czynnikiem) – struktury instytucjonalne. Analiza wariancji pozwoliła m.in. na: identyfikację istotnych statystycznie zmian średnich wartości współczynników przy zmianie struktur instytucjonalnych w przekroju typów produkcyjnych oraz zagregowane go wskaźnika instytucjonalizacji i oszacowanie łącznej siły oddziaływania struktur instytucjonalnych na obszar zmienności wskaźników alokacji.

Wyniki analizy były również pomocne w sformułowaniu wniosków natury ogólnej, dotyczących modelu rolnictwa, który może rozwinąć się w Polsce w poszczególnych typach gospodarstw, oraz roli, jaką w tym procesie odgrywają

<sup>8</sup> Formułę odwrócono z uwagi na fakt, że w klasycznej postaci wartości współczynnika były bardzo małe i z technicznego punktu widzenia utrudniały obliczenia oraz interpretację.

<sup>9</sup> Dotyczy to w szczególności produkcji trzody chlewnej.

<sup>10</sup> Konieczna była analiza wielowymiarowa typu MANOVA, ponieważ opisane współczynniki mogą być ze sobą silnie skorelowane.

czynniki instytucjonalne. Podstawowym dylematem jest wybór między rolnictwem zrównoważonym a modelami postindustrialnymi<sup>11</sup> oraz dostosowanie do tego wyboru instrumentarium wspólnej polityki rolnej, bez którego polskie rolnictwo nie będzie konkurencyjne.

### **ZAŁOŻENIA WIELOWYMIAROWEJ ANALIZY WARIANCJI (MANOVA)**

Pewnym utrudnieniem w przeprowadzonej analizie wariacji MANOVA były jej dosyć restrykcyjne założenia. Niemniej, zdaniem autorów, zostały one spełnione, aczkolwiek wymagało to określonych transformacji szeregów zmiennych:

1. Założenie o mierzalności zmiennych zależnych jest bez wątpienia spełnione.

2. Założenie o losowości próby i niezależności pomiarów. Gospodarstwa indywidualne w poszczególnych typach produkcji i regionach zostały dobrane losowo przez inspektorów rolnych przeprowadzających ankiety z respondentami, nie ma podstaw żeby ten dobór kwestionować, podobnie jak niezależność pomiarów. Dyskusyjne wydaje się natomiast ograniczenie badań do gospodarstw prowadzących rachunkowość rolną, ale jest to ograniczenie, z którym od lat borykają się analizy bazujące na danych FADN i nie sposób go ominąć.

3. Założenie o losowości doboru w ramach kolejnych grup o różnych strukturach instytucjonalnych. Pozornie spełnienie tego założenia budzi zastrzeżenia, ponieważ o przynależności do grupy formalnie decydowały wskaźniki stopnia instytucjonalizacji. Niemniej, jeśli przyjąć, że w Polsce funkcjonuje system rynkowy, demokratyczny i bezklasowy, a gospodarstwa indywidualne mają nieograniczony wybór instytucji, z którymi nawiązują kontakty, to trzeba uznać, iż wybór struktury instytucjonalnej, w ramach której prowadzi się produkcję i zbyt surowców rolnych, jest z punktu widzenia badacza losowy. Oczywiście słabszym ekonomicznie gospodarstwom jest trudniej tworzyć zintegrowane i silnie zinstytucjonalizowane struktury wytwórcze, ale obiektywnych (np. prawnych) ograniczeń w tym zakresie nie ma.

4. Założenie o normalności rozkładu analizowanych zmiennych zależnych w każdej z podgrup predykatora jakościowego. Rozkłady te zostały ocenione na podstawie wykresów normalności rozkładu i widocznych odchyłań wartości obserwowanej od oczekiwanej normalnej. Normalność w wątpliwych przypadkach potwierdzono testem Saphiro-Wilka. W razie konieczności usunięto obserwacje odstające, a zmienne zależne poddano transformacji – na ogół semilogarytmicznej<sup>12</sup>, doprowadzając w ten sposób ich rozkład do normalnego.

5. Założenie o jednorodności wariacji i kowariancji. Spełnienie tego założenia potwierdzono testem M. Boxa dla przestrzeni wielowymiarowej oraz testa-

<sup>11</sup> Zakładając, że UE poprzez obecne reformy WPR ostatecznie zerwała z dotychczasowym modelem industrialnym, którego wyróżnikiem było powiązanie wsparcia z wydajnością produkcji rolnej.

<sup>12</sup> Gdzie  $X' = \ln X$  lub w przypadku obserwacji ze znakiem ujemnym  $\ln(X + 1)$ .



mi Levene'a, C Cochrana, Hartleya i Bartletta dla poszczególnych zmiennych zależnych.

Spełnienie powyższych założeń nie upoważnia jednak do uogólnień wyników analizy na całą populację gospodarstw indywidualnych w Polsce. Niemniej uogólnienia takie są w znacznej mierze uzasadnione dla subpopulacji gospodarstw z systemu FADN w podziale na wybrane do analizy typy produkcyjne.

## **ANALIZA WARIANCJI DLA GOSPODARSTW W POSZCZEGÓLNYCH TYPACH PRODUKCYJNYCH**

### **Etapy analizy wariancji**

Analizę wariancji przeprowadzono w sześciu etapach:

1. Sprawdzone założenia analizy MANOVA.
2. Przeprowadzono testy wielowymiarowe Roya, Wilksa, Pillaia, które sprawdzają, czy średnie całego wektora zmiennych zależnych różnią się istotnie w kolejnych grupach predykatora jakościowego. Przyjęto kryterium spełnienia co najmniej jednego z nich na poziomie istotności  $p = 0,05$ . Uznano, że test Roya jest wystarczający, w szczególności jeśli zostanie potwierdzony testem jednowymiarowym.
3. Przeprowadzono testy jednowymiarowe (test F), żeby określić, których zmiennych zależnych zmiany są istotne (przy poziomie istotności  $p = 0,05$ ).
4. Przeprowadzono testy post-hoc, żeby porównać poziomy zróżnicowania istotnych zmiennych zależnych w kolejnych podgrupach predykatora jakościowego. Określono w ten sposób, które struktury instytucjonalne istotnie zmieniają analizowane współczynniki.
5. Obliczono kontrasty, żeby określić względną siłę oddziaływania poszczególnych typów struktur instytucjonalnych na istotne zmienne zależne.
6. Oszacowano siłę wpływu zmiennej niezależnej (struktur instytucjonalnych) na wektor istotnych zmiennych zależnych, tzn. określono, jaką część ich zmienności wyjaśnia.

### **Typ 1 – uprawy polowe (zbożowe, okopowe, oleiste i białkowe)**

W próbie z populacji gospodarstw zbożowych przeprowadzono analizę wariancji na podstawie 3 grup struktur instytucjonalnych, cechujących się rosnącą intensywnością związków instytucjonalnych z otoczeniem. Grupa A skupiała gospodarstwa z 3 i 4 klasy zagregowanego wskaźnika instytucjonalizacji, grupa B – z 5 klasy, grupa C – z 6 i 7 klasy. W ten sposób uzyskano odpowiednio liczne zbiory obserwacji (powyżej 30 obiektów) o podobnej liczebności.

Zgodnie z pierwszym etapem analizy w każdej z podgrup doprowadzono rozkłady zmiennych zależnych do normalnych za pomocą odpowiednich transformacji i zweryfikowano założenia MANOVA. Nie było podstaw do odrzucenia hipotez zerowych o równości wariancji i jednorodności macierzy kowariancji (tabela1).

TABELA 1. Założenie jednorodności kowariancji w przestrzeni wielowymiarowej

Test M Boxa – uprawy polowe, predyktor jakościowy: „struktura instytucjonalna”				
	M Boxa	Chi-kw.	df	p
M Boxa	59,96279	53,77319	56	0,559622

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyników ogólnopolskiej ankiety przeprowadzonej wśród gospodarstw rolnych FADN *Zrównoważenie indywidualnych gospodarstw rolnych*.

Następnie zweryfikowano istotność różnic wektorów średnich wartości współczynników. Zgodnie z przyjętymi założeniami odrzucono hipotezę zerową o równości wektorów średnich na rzecz hipotezy alternatywnej, że różnią się one istotnie (tabela 2). Oznacza to, że zbiór (macierz) współczynników opisujących alokację zasobów w gospodarstwie indywidualnym zmienia się istotnie przy rozwijaniu struktury instytucjonalnej, w której podmiot funkcjonuje. Warto zaznaczyć, że prawdopodobieństwo popełnienia błędu w przeprowadzonych wielowymiarowych testach istotności spada przy zmniejszaniu liczby analizowanych wymiarów, na przykład w przypadku „wyłączenia” zmiennych, które okazały się nieistotne w testach jednowymiarowych.

TABELA 2. Istotność różnic wektorów średnich współczynników alokacji zasobów

Wielowymiarowe testy istotności – współczynniki alokacji zasobów (uprawy polowe)						
	Test	Wartość	F	Efekt	Błąd	p
Struktura instytucjonalna	Wilksa	0,7886	1,639	14	182	0,072422
	Pillai	0,2194	1,620	14	184	0,077215
	Hotelln.	0,2579	1,658	14	180	0,068076
	Roya	0,2092	2,750	7	92	0,012239
Jednowymiarowe testy istotności – ziemiochłonność lnX						
	SS	MS	F	p		
Struktura instytucjonalna	2,908	1,454	6,07	0,003270		
Błąd	23,220	0,239				
Ogółem	26,129					

Źródło: Jak w tabeli 1.

Testy jednowymiarowe potwierdziły istotność zróżnicowania tylko jednego współczynnika alokacji zasobów gospodarstw zajmujących się uprawami polowymi – ziemiochłonności (tabela 2), zwracając jednocześnie uwagę na wahania wielkości inwestycji i pracochłonności ( $0,05 < p < 0,1$ ).

Odwrócony współczynnik ziemiochłonności w warunkach rosnącej intensywności związków instytucjonalnych rośnie, co oznacza wyższą efektywność wykorzystania zasobu ziemi. W grupie A wynosi 3356 zł/ha, w B – 3558 zł/ha, a w C – 4583 zł/ha, co świadczy o wzroście około 37%.

Analiza post-hoc wykazała jednak, że istotne są tylko zmiany ziemiochłonności przy przechodzeniu z 1 do 2 i 3 klasy struktur instytucjonalnych i z 2 do 3 (z 1 do 2 nie są istotne – tabela 3), przy czym największe efekty daje zmiana struktury instytucjonalnej z klasy B na C – wyjaśnia aż 49% procesu poprawy

TABELA 3. Istotność wpływu różnych klas instytucji na ziemiocłoność (testy post-hoc)

Test Tuckeya HSD (nierówne N); zmienna ziemiocłoność lnX Przybliżone prawdopodobieństwa dla testów post hoc Błąd: MS międzygrupowe = ,23939, df = 97,000			
Struktura instytucjonalna	{1}	{2}	{3}
1 A		0,749561	0,008600
2 B	0,749561		0,044259
3 C	0,008600	0,044259	

Źródło: Jak w tabeli 1.

efektywności gospodarowania ziemią. Analiza struktury instytucjonalnej przy przejściu z klasy B do C wskazuje, że kluczowym czynnikiem jest hierarchia celów gospodarza (przeciętna wartość tego cząstkowego wskaźnika wzrasta aż o 52%). Zatem obranie kierunku na długookresowe cele gospodarowania może zmieniać podejście w kwestii zarządzania czynnikiem ziemi, co wyraża się w poprawie jego efektywności.

Warto zauważyć, że wspomniana zmiana instytucjonalna (z klasy B do C) wyjaśnia również aż 86% zmienności wartości inwestycji, które w tym przypadku także notują spadek (tabela 4.)

TABELA 4. Siła wpływu różnych klas instytucji na ziemiocłoność i działalność inwestycyjną (analiza kontrastów)

	Działalność inwestycyjna				Ziemiocłoność			
	Ocena	błąd standardowy	t	p	Ocena	błąd standardowy	t	P
KONTR. 1 (porównanie 1 z 3)	0,015650	0,032866	0,476181	0,635016	-0,390459	0,119970	-3,25464	0,001564
$SS_{\text{kontrast}}/SS_{\text{efekt}}^a$					76%↓			
KONTR. 2 (porównanie 2 z 3)	0,069688	0,031971	2,179745	0,031697	-0,297347	0,116700	-2,54796	0,012406
$SS_{\text{kontrast}}/SS_{\text{efekt}}$	86%↓				49% ↓			

<sup>a</sup> SS – suma kwadratów (zmienność), za którą odpowiedzialny jest odpowiednio kontrast i efekt.

Źródło: Jak w tabeli 1.

Godne odnotowania jest więc zachowanie pozostałych współczynników, które mimo że nie zmieniają się w sposób istotny statystycznie, są ściśle związane z ziemiocłonością i sposobem gospodarowania ziemią w gospodarstwach zajmujących się uprawami polowymi. Otóż zauważa się spadkową tendencję pracochłonności i kapitałochłonności oraz transferów netto przy rozwijaniu struktur instytucjonalnych. Z kolei inwestycje i kosztocłoność przychodów osiągają najlepsze wyniki w drugiej klasie instytucji (B), a w trzeciej już pogarszają się. Na zakończenie warto dodać, że współczynnik  $\omega^2$ , tj. estymator wariancji zmiennej zależnej wyjaśnionej przez zmienną niezależną, w całej populacji wynosi dla ziemiocłoności 9,22%, co oznacza, że struktury instytucjo-

nalne odpowiadają w przybliżeniu za takie właśnie wahania efektywności gospodarowania ziemią. Pozornie wydaje się to niewiele, ale trzeba pamiętać, że niższa ziemiochłonność wywołuje efekty mnożnikowe w zakresie dochodów rolniczych, pracochłonności, działalności inwestycyjnej, płynności, które również są ze sobą sprzężone, w związku czym ten efekt się zwielokrotnia. Problem ilościowej oceny wielkości tego mnożnika wykracza poza ramy niniejszej analizy, ale z pewnością podnosi on znaczenie czynników instytucjonalnych w gospodarstwach indywidualnych.

Powyższe wyniki skłaniają do kilku wniosków ogólnych, nawiązujących do postawionych wcześniej hipotez. Po pierwsze, wzrost efektywności gospodarowania ziemią w uprawach polowych nie wiązał się z istotnym wzrostem kapitałochłonności oraz inwestycji – wręcz przeciwnie, współczynniki te odnotowały tendencje spadkowe w miarę rozwoju struktury instytucjonalnej. Podobnie niższa ziemiochłonność nie wiązała się ze wzrostem transferów netto. Świadczy to o tym, że czynniki instytucjonalne w polskim rolnictwie nie stymulują rozwoju industrialnego oraz postindustrialnego modelu rolnictwa, stawiającego na intensyfikację kapitałochłonną produkcji, który jak wiadomo do połowy lat dziewięćdziesiątych funkcjonował w UE, naruszając równowagę społeczną i środowiskową. Można także uznać, iż powyższe spostrzeżenie wpisuje się w ideę polityki rolnej w UE prowadzonej od czasu reformy Mac Sharry'ego, która poprzez swoje instrumentarium nie promowała intensywnej drogi gospodarowania ziemią, wręcz przeciwnie – wprowadzono wówczas konieczność odłogowania części gruntów, co wiązało się z problemami nadprodukcji, wynikającej m.in. z intensyfikacji produkcji.

Biorąc pod uwagę powyższe rozważania, pierwsza z postawionych wcześniej hipotez nie zostaje zweryfikowana (zatem odrzuca się ją). Jaki więc model rolnictwa odpowiada opisanym uwarunkowaniom instytucjonalnym? Trudno orzekać, czy jest to rolnictwo zrównoważone, z uwagi na to, że nie zostały poddane analizie zmienne środowiskowe. Można jednak przypuszczać, że instytucje równoważą w gospodarstwach polowych sferę ekonomiczną i społeczną, nie degradując środowiska naturalnego zbyt intensywnością produkcji. Tworzy się więc w ten sposób koncepcja rolnictwa nie tyle zrównoważonego, ile „zintegrowanego”, w której realizowane są omówione wcześniej „renty instytucjonalne”, wynikające przede wszystkim z ochrony wytworzonej nadwyżki poprzez adekwatną strukturę instytucjonalną, zapobiegającą jej drenażowi przez mechanizm rynkowy. Jednocześnie obserwacja gospodarstw unijnych z sieci FADN, zajmujących się uprawami polowymi, daje jednoznaczne wnioski: dochody z gospodarstw tego typu podlegają najsilniejszej interwencji na rynkach rolnych. Przejawia się to w ich wielkości ściśle uzależnionej od poziomu dopłat, bez których, w większości badanych krajów, pozostałybyby ujemne [Czyżewski i Matuszczak 2006]. Zatem można uznać, że występujące związki instytucjonalne są niezbędne dla funkcjonowania tychże gospodarstw. Trzeba także dodać, iż renty instytucjonalne w literaturze tematu są uznawane za najbardziej trwałe rodzaj rent gruntowych w UE w świetle obecnych reform WPR.

## Typ 2 – uprawy ogrodnicze i sadownictwo

W próbie z populacji gospodarstw prowadzących uprawy ogrodnicze i sadownictwo przeprowadzono analizę wariancji na podstawie dwóch grup struktur instytucjonalnych, cechujących się rosnącą intensywnością związków instytucjonalnych z otoczeniem. Grupa D skupiała gospodarstwa z 1, 2, 3 i 4 klasy zagregowanego wskaźnika instytucjonalizacji, grupa E – z 5, 6, 7 i 8. Klasy wskaźnika zagregowanego połączono z uwagi na małą liczebność tej próby. W rezultacie uzyskano grupy obserwacji o podobnej liczebności – powyżej 30 jednostek każda.

Podobnie jak w przypadku upraw polowych, w każdej z podgrup doprowadzono rozkłady zmiennych zależnych do normalnych za pomocą odpowiednich transformacji i zweryfikowano założenia MANOVA. Nie było podstaw do odrzucenia hipotez zerowych o równości wariancji i jednorodności macierzy kowariancji (tabela 5).

TABELA 5. Założenie jednorodności kowariancji w przestrzeni wielowymiarowej

Test M Boxa – uprawy ogrodnicze i sadownictwo, predyktor jakościowy: „struktura instytucjonalna”				
	M Boxa	Chi-kw.	df	p
M Boxa	34,12502	29,38130	28	0,393384

Źródło: Jak w tabeli 1.

Następnie zweryfikowano istotność różnic wektorów średnich wartości współczynników. W tym przypadku nie było jednak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o równości wektorów średnich (tabela 6). Oznacza to, że współczynniki alokacji w tym typie gospodarstw nie różnią się istotnie w zależności od klasy struktury instytucjonalnej. Spostrzeżenie to potwierdziły jednowymiarowe testy istotności, które nie wskazały na żadną zmienną zależną. Należy zastanowić się nad przyczynami takiego stanu rzeczy i podjąć próbę odpowiedzi na pytanie, dlaczego intensyfikacja związków instytucjonalnych nie wpływa istotnie na proces alokacji zasobów w gospodarstwach ogrodniczych.

TABELA 6. Istotność różnic wektorów średnich współczynników alokacji zasobów

Wielowymiarowe testy istotności – współczynniki alokacji zasobów (uprawy ogrodnicze i sadownictwo)						
	Test	Wartość	F	Efekt	Błąd	P
Struktura instytucjonalna	Wilksa	0,91037	0,6892	7	49	0,680625
	Pillai	0,08963	0,6892	7	49	0,680625
	Hotelln.	0,09845	0,6892	7	49	0,680625
	Roya	0,09845	0,6892	7	49	0,680625

Źródło: Jak w tabeli 1.

Obserwacja średnich wielkości współczynników alokacji w obu grupach struktur instytucjonalnych pokazała, że grupa E cechuje się wyższą kapitałochłonnością, wyższym poziomem inwestycji, niższą kosztocłonnością i znacznie spadającymi transferami netto, które w obu grupach były, przeciętnie rzecz

biorąc, ujemne. Mimo że zmiany współczynników nie były istotne, wskazują one na pewien kierunek ewolucji tego typu gospodarstw, która bez względu na powiązania instytucjonalne ma charakter intensyfikacji kapitałochłonnej. Można przypuszczać, że specyfika tego kierunku produkcji, niezależnie od związków instytucjonalnych, wymusza określone poziomy wskaźników alokacji, a specjalizacja i wzrost intensywności produkcji należą do podstawowych metod konkurowania na tym rynku. Reasumując, konkurencja na rynku owoców, warzyw i kwiatów oraz wysokie wymagania jakościowe powodują, że gospodarstwa indywidualne, bez względu na poziom instytucjonalizacji struktury wytwórczej, muszą ponosić relatywnie wysokie nakłady kapitałowe i tą drogą zwiększać wydajność produkcji oraz dochody. Po części wynika to z faktu, że produkt końcowy tej grupy gospodarstw cechuje się dużą wartością wymienną w relacji do wartości użytkowej, przez co kanały marketingowe ulegają skróceniu (produkcja lokuje się bliżej konsumenta finalnego), a współczynniki elastyczności cenowej i dochodowej popytu są relatywnie wysokie. Tak więc gospodarstwa ogrodnicze i sadownicze nie mogą liczyć ani na transfery z WPR, ani, jak widać, na ochronę instytucjonalną wytworzonej nadwyżki. Skądinąd świadczy to o niskiej efektywności instytucji w tym sektorze i wysokim poziomie kosztów transakcyjnych. Potwierdzają to także węższe badania czynione na populacji gospodarstw zajmujących się uprawami trwałymi w UE-15, które wykazały, że interwencja poprzez instrumenty WPR w tym typie gospodarstw jest relatywnie niewielka, co jednocześnie uwidacznia się w efektach dochodowych tychże gospodarstw poprzez ujemne saldo dopłat i podatków [Czyżewski i Matuszczak 2006]. Interesujące jest także drugie spostrzeżenie, dotyczące braku ochrony instytucjonalnej wytworzonej nadwyżki, które, jak pokazuje praktyka, nie przeszkadza tymże gospodarstwom w realizacji stosunkowo wysokiego dochodu z gospodarstwa rolnego.

#### **Typ 4 – chów i hodowla bydła mlecznego**

W próbie z populacji gospodarstw zajmujących się chowem i hodowlą bydła mlecznego przeprowadzono analizę wariancji na podstawie 4 grup struktur instytucjonalnych, cechujących się rosnącą intensywnością związków instytucjonalnych z otoczeniem. Grupa F skupiała gospodarstwa z 2, 3 i 4 klasy zagregowanego wskaźnika instytucjonalizacji, grupa G – z 5 klasy, grupa H – z 6 klasy i grupa I – z 7 klasy. W ten sposób uzyskano zbiory obserwacji o podobnej liczebności (powyżej 20 jednostek).

Zgodnie z pierwszym etapem analizy w każdej z podgrup doprowadzono rozkłady zmiennych zależnych do normalnych za pomocą odpowiednich transformacji i zweryfikowano założenia MANOVA. Dwa współczynniki – działalność inwestycyjna i płynność, cechowały się mimo prób transformacji zmiennych i usunięcia obserwacji odstających rozkładami znacznie odbiegającymi od normalnego, przez co nie spełniały założeń analizy. Zostały więc z niej wyłączone, aby nie zaburzać rozkładu przestrzeni wielowymiarowej. Po tym zabiegu nie było podstaw do odrzucenia hipotez zerowych o równości wariancji i jednorodności macierzy kowariancji (tabela 7).

TABELA 7. Założenie jednorodności kowariancji w przestrzeni wielowymiarowej

Test M Boxa – chów i hodowla bydła mlecznego, predyktor jakościowy: „struktura instytucjonalna”				
	M Boxa	Chi-kw.	df	p
M Boxa	62,03320	55,22546	45	0,141258

Źródło: Jak w tabeli 1.

Następnie zweryfikowano istotność różnic wektorów średnich wartości współczynników. Zgodnie z przyjętymi założeniami, odrzucono hipotezę zerową o równości wektorów średnich na rzecz hipotezy alternatywnej, że różnią się one istotnie (tabela 8). Oznacza to, że macierz współczynników opisujących alokację zasobów w gospodarstwach zajmujących się chowem i hodowlą bydła mlecznego zmienia się istotnie przy rozwijaniu struktury instytucjonalnej, w której podmiot funkcjonuje. Warto zaznaczyć, że ponownie prawdopodobieństwo popełnienia błędu w przeprowadzonych wielowymiarowych testach istotności spada przy zmniejszaniu liczby analizowanych wymiarów (np. w przypadku „wyłączenia” zmiennych, które okazały się nieistotne w testach jednowymiarowych). Testy jednowymiarowe potwierdziły istotność zróżnicowania tylko jednego współczynnika alokacji zasobów tego typu gospodarstw – kosztochłonności przychodów (tabela 8).

TABELA 8. Istotność różnic wektorów średnich współczynników alokacji zasobów

Wielowymiarowe testy istotności – współczynniki alokacji zasobów (chów i hodowla bydła mlecznego)						
	Test	Wartość	F	Efekt	Błąd	P
Struktura instytucjonalna	Wilksa	0,8016	1,215	15	218,4856	0,261760
	Pillai	0,2051	1,189	15	243,0000	0,280994
	Hotelln.	0,2392	1,239	15	233,0000	0,243706
	Roya	0,1983	3,213	5	81,0000	0,010704
Jednowymiarowe testy istotności (chów i hodowla bydła mlecznego) – kosztochłonność przychodów (lnX)						
	SS	MS	F	P		
Struktura instytucjonalna	0,62391	0,20797	3,9956	0,010386		
Błąd	4,32012	0,05205				
Ogółem	4,94403					

Źródło: Jak w tabeli 1.

Współczynnik kosztochłonności przychodów w warunkach rosnącej intensywności związków instytucjonalnych między klasą instytucji F a G spada z 0,54 do 0,48, tj. o 10,27%, a następnie wzrasta od 0,51 w klasie H do 0,61 w klasie I, tj. o 22%. Oznacza to spadek nadwyżki w wyniku gorszych relacji cenowych lub też wzrost kosztów produkcji, w rezultacie czego obniża się jej rentowność.

Analiza post-hoc (testem Tuckeya i testem NIR) wykazała, że istotne są zmiany kosztochłonności przy przechodzeniu z klas struktur instytucjonalnych z G do I i z H do I (tabela 9), przy czym zmiana klasy instytucji z G na klasę I wyjaśnia 87% procesu wzrostu kosztochłonności przychodów, a z klasy H na klasę I – 59% (tabela 10). Analiza struktur instytucjonalnych pomiędzy badanymi strukturami daje także interesujące obserwacje – przy przejściu z klasy G do H najbardziej znacząco wzrasta przeciętny cząstkowy wskaźnik hierarchii celów

TABELA 9. Istotność wpływu różnych klas instytucji na kosztochłonność przychodów (testy post-hoc)

HSD (nierówne N); zmienna kosztochłonność przychodów lnX					
Przybliżone prawdopodobieństwa dla testów post hoc					
Błąd: MS międzygrupowe = 0,05205, df = 83,000					
Struktura instytucjonalna		{1}	{2}	{3}	{4}
1	F		0,581592	0,924626	0,398299
2	G	0,581592		0,879961	0,009189
3	H	0,924626	0,879961		0,058805
4	I	0,398299	0,009189	0,058805	

  

Test NIR; zmienna kosztochłonność przychodów lnX					
Prawdopodobieństwa dla testów post-hoc					
Błąd: MS międzygrupowe = 0,05205, df = 83,000					
Struktura instytucjonalna		{1}	{2}	{3}	{4}
1	F		0,179432	0,498827	0,094911
2	G	0,179432		0,446373	0,001528
3	H	0,498827	0,446373		0,010762
4	I	0,094911	0,001528	0,010762	

Źródło: Jak w tabeli 1.

TABELA 10. Siła wpływu różnych klas instytucji na kosztochłonność przychodów (analiza kontrastów)

	Kosztochłonność przychodów lnX			
	ocena	błąd standardowy	t	p
KONTR. 1 (porównanie 2 z 4)	-0,223020	0,068036	-3,27796	0,001528
$SS_{\text{kontrast}}/SS_{\text{efekt}}^a$			87%↑	
KONTR. 2 (porównanie 3 z 4)	-0,171992	0,065917	-2,60924	-0,171992
$SS_{\text{kontrast}}/SS_{\text{efekt}}$			59%↑	

<sup>a</sup> SS – suma kwadratów (zmiennosc), za którą odpowiedzialny jest odpowiednio kontrast i efekt.

Źródło: Jak w tabeli 1.

gospodarowania, bo aż czterokrotnie. Analogiczny wzrost następuje w przypadku ruchu z klasy G do I, dodatkowo tutaj wzrasta także znaczenie mobilności rodziny rolniczej (zwiększenie wskaźnika o 35%). Reasumując, kluczowego znaczenia dla problemu alokacji zasobów w analizowanym typie gospodarstw nabiera klasa G struktur instytucjonalnych, jako że stanowi granicę opłacalnej instytucjonalizacji procesu gospodarowania. Dalszy rozwój struktury instytucjonalnej wiąże się ze stopniowym spadkiem efektywności alokacyjnej, najbardziej wyraźnym od klasy H. Na zakończenie warto odnotować, że współczynnik  $\sigma^2$ , tj. estymator wariancji zmiennej zależnej wyjaśnionej przez zmienną niezależną, w całej populacji wynosi dla kosztochłonności przychodów 9,36%, co oznacza, że struktury instytucjonalne odpowiadają w przybliżeniu za takie właśnie wahania nadwyżki w produkcji i chowie bydła mlecznego. Podobnie jak w przypadku gospodarstw zbożowych można wnioskować, że to relatywnie silny wpływ, zważywszy na efekty mnożnikowe związane ze zmianami rentowności.



Żeby wyjaśnić przyczyny istotnych zmian kosztochłonności przychodów, należy ocenić pozostałe współczynniki alokacji, które, mimo że nie zmieniają się w sposób istotny statystycznie, są pośrednio związane z kosztochłonnością poprzez proces realizacji wartości dodanej w gospodarstwie rolnym. Otóż należy zauważyć, że w kluczowej klasie instytucji G współczynniki kapitałochłonności, płynności i transferów netto osiągają swoje najlepsze wartości. Z kolei inwestycje są najwyższe w klasie I. Spostrzeżenia te w pewnym stopniu wyjaśniają zachowanie kosztochłonności. Nasuwa się wniosek, że dalsza intensyfikacja związków instytucjonalnych powyżej klasy G wymusza wzrost inwestycji, który jednak nie przekłada się na wzrost rentowności. Przyczyna takiego stanu rzeczy może być dwojaka: albo okres zwrotu inwestycji jest na tyle długi, że projekty zrealizowane w latach poprzednich (po wstąpieniu do UE) nie wywierają jeszcze wpływu na efektywność alokacyjną, albo sfera instytucjonalna jest na tyle nieefektywna, że nie zabezpiecza wypracowanej w procesie inwestowania renty ekonomicznej. Renta ta jest przechwytywana przez bardziej zmonopolizowane otoczenie rolnictwa, a gospodarstwo odczuwa przede wszystkim wzrost kosztów, który jest ceną za specjalizację, intensyfikację kapitałochłonną oraz bezwzględny wzrost dochodu rolniczego (z tytułu większej skali produkcji). Jeśli drugi scenariusz realizuje się w rzeczywistości, to można prognozować, że proces integracji kontraktowej w gospodarstwach analizowanego typu nie będzie postępował, napotykając wspomnianą barierę instytucjonalną. Tym samym nie rozwinię się postindustrialny (lub industrialny) model produkcji, ale z drugiej strony coraz trudniej będzie producentom rolnym utrzymywać konkurencyjność i poszukiwać przewag komparatywnych. W przeciwieństwie do gospodarstw zbożowych nie wystąpi wspomniana renta instytucjonalna. Powyższe rozważania stanowią przesłankę do ustalenia źródeł nieefektywności instytucji w klasie I i ich skorygowania w kierunku lepszej ochrony wytworzonej wartości dodanej.

### **Typ 5 – chów i hodowla trzody chlewnej**

W próbie z populacji gospodarstw zajmujących się chowem i hodowlą trzody chlewnej przeprowadzono wielowymiarową analizę wariancji na podstawie 3 grup struktur instytucjonalnych (J, K, L) uszeregowanych według intensywności związków instytucjonalnych z otoczeniem. Grupa J skupia gospodarstwa z 2, 3 i 4 klasy zagregowanego wskaźnika instytucjonalizacji, grupa K – z 5 klasy, grupa L – z 6, 7 i 8 klasy. W ten sposób uzyskano zbiory obserwacji o podobnej i wystarczająco dużej liczebności (powyżej 30 jednostek).

Zgodnie z pierwszym etapem analizy w każdej z podgrup doprowadzono rozkłady zmiennych zależnych do normalnych za pomocą odpowiednich transformacji i zweryfikowano założenia MANOVA. Współczynnik działalności inwestycyjnej mimo prób transformacji zmiennych i usunięcia obserwacji odstających zachował rozkład znacznie odbiegający od normalnego, przez co nie spełniał założeń analizy. Został więc z niej wykluczony, aby nie zaburzać rozkładu przestrzeni wielowymiarowej. Jednocześnie postanowiono poddać analizie tylko grupy J oraz L, ponieważ rozkłady współczynników alokacji w grupie K różniły się znacznie od rozkładów zmiennych pozostałych grup i wymagały transfor-

macji na inne postacie funkcyjne. Po tych zabiegach nie było podstaw do odrzucenia hipotez zerowych o równości wariancji i jednorodności macierzy kowariancji (tabela 11).

TABELA 11. Założenie jednorodności kowariancji w przestrzeni wielowymiarowej

Test M Boxa – chów i hodowla trzody chlewnej, predyktor jakościowy: „struktura instytucjonalna”				
	M Boxa	Chi-kw.	df	p
M Boxa	35,09657	30,95090	21	0,074479

Źródło: Jak w tabeli 1.

Następnie zweryfikowano istotność różnic wektorów średnich wartości współczynników. Zgodnie z przyjętymi założeniami odrzucono hipotezę zerową o równości wektorów średnich na rzecz hipotezy alternatywnej, że różnią się one istotnie (tabela 12). Oznacza to, że macierz współczynników opisujących alokację zasobów w gospodarstwach, zajmujących się chowem i hodowlą trzody chlewnej zmienia się istotnie przy rozwoju struktury instytucjonalnej. Warto zaznaczyć, że i tym razem prawdopodobieństwo popełnienia błędu w przeprowadzonych wielowymiarowych testach istotności spada przy zmniejszaniu liczby analizowanych wymiarów, na przykład w przypadku „wyłączenia” zmiennych, które okazały się nieistotne w testach jednowymiarowych. Podobnie „poprawiają się” testy weryfikujące założenia MANOVA. Testy jednowymiarowe potwierdziły istotność zróżnicowania tylko jednego współczynnika alokacji zasobów tego typu gospodarstw – pracochłonności (tabela 12).

TABELA 12. Istotność różnic wektorów średnich współczynników alokacji zasobów

Wielowymiarowe testy istotności – współczynniki alokacji zasobów (chów i hodowla trzody chlewnej)						
	Test	Wartość	F	Efekt	Błąd	P
Struktura instytucjonalna	Wilksa	0,7802	2,348	6	50	0,044796
	Pillai	0,2198	2,348	6	50	0,044796
	Hotelln.	0,2818	2,348	6	50	0,044796
	Roya	0,2818	2,348	6	50	0,044796
Jednowymiarowe testy istotności – pracochłonność (lnX)						
	SS	MS	F	P		
Struktura instytucjonalna	2,1187	2,1187	4,243	0,044147		
Błąd	27,4615	0,4993				
Ogółem	29,5802					

Źródło: Jak w tabeli 1.

Współczynnik pracochłonności w warunkach rosnącej intensywności związków instytucjonalnych między klasami instytucji J oraz L spada z 0,032 do 0,018 h/zł, tj. o 44,78%! Oznacza to wzrost efektywności alokacji czynnika pracy i wyższe dochody przypadające na jednostkę tego czynnika, a także przekłada się na efektywność gospodarowania pozostałymi czynnikami produkcji. Analiza struktur instytucjonalnych wskazuje, że przy przejściu z klasy J do L najbar-

dziej znacząca jest hierarchia celów gospodarza (przeciętna wartość tego wskaźnika wzrasta o 335%! ). Kolejno istotnemu wzrostowi (blisko dwukrotnemu) ulega także wskaźnik związany z uczestnictwem w życiu publicznym oraz integracją kontraktową. Natomiast współpraca z instytucjami *sensu stricte* wydaje się być nieznacząca dla przejścia do wyższej klasy intensywności związków instytucjonalnych.

W przypadku dwóch klas instytucji testy istotności post-hoc oraz analiza kontrastów dla poszczególnych klas struktur nie mają sensu, od razu obliczono więc estymator  $\omega^2 = 5,35\%$ , z którego wynika, że struktury instytucjonalne odpowiadają w przybliżeniu za 5,35% zmienności pracochłonności w populacji gospodarstw z omawianego typu. Podobnie jak w poprzednich przypadkach, należy pamiętać, że nominalnie mała wartość tego estymatora wiąże się z dużą liczbą wymiarów wybranych do analizy, jak też nie uwzględnia efektów mnożnikowych oraz sprzężeń zwrotnych związanych z alokacją pozostałych czynników. Szczególnie wysoki mnożnik może wiązać się z wyższym jednostkowym dochodem rolniczym i możliwością dywersyfikacji jego źródeł.

Dotychczasowych wniosków dostarcza analiza średnich pozostałych współczynników alokacji zasobów, których zmiany nie były istotne statystycznie. Po pierwsze, warto porównać spadek pracochłonności z zachowaniem kapitałochłonności. Jednocześnie (istotny) wzrost kapitałochłonności oznaczałby bowiem rozwój typowo kapitałochłonny, w którym większy zasób kapitału podnosi wydajność pracy. Tak się jednak nie dzieje w analizowanym przypadku – przeciętna kapitałochłonność jest nawet niższa w najwyższej klasie instytucji L. Zauważa się jednak spadek transferów netto i płynności – przechodząc z klasy J do K i z K do L. Transfery i płynność są zapewne mniejsze z uwagi na rosnące obciążenia na rzecz budżetu, a dodatkowo płynność mogą obciążać realizowane inwestycje, których wartość jest relatywnie duża (w porównaniu do innych klas struktur instytucjonalnych). Nie zauważa się jednak istotnego wzrostu kosztochłonności i to pozwala sądzić, że niższa pracochłonność przekłada się na wzrost dochodu jednostki pracy. Można przypuszczać, że wyższy dochód wiąże się także w tym przypadku z realizacją „renty instytucjonalnej”. Instytucje na rynku trzody chlewnej są więc relatywnie efektywne, ponieważ zabezpieczają wartość dodaną wytworzoną w wyspecjalizowanej produkcji tego surowca i wpisują się w model wspomnianego wcześniej „rolnictwa zintegrowanego”.

## PODSUMOWANIE

Przeprowadzone badania dają podstawę, by stwierdzić ogólnie, iż w zidentyfikowanych klasach gospodarstw, cechujących się różną intensywnością związków instytucjonalnych z otoczeniem, alokacja czynników wytwórczych w ramach kluczowych typów gospodarstw indywidualnych w Polsce wykazała istotne różnice.

Analiza w ramach poszczególnych typów produkcyjnych dowiodła, że:

1. W typie 1 (uprawy polowe) wzrost efektywności gospodarowania ziemią nie wiązał się ze wzrostem kapitałochłonności oraz inwestycji. Zaistniało natomiast zjawisko odwrotne – współczynniki te odnotowały tendencje spadkowe

w miarę rozwoju struktury instytucjonalnej, jednakże zmiany te nie były istotne statystycznie. Podobnie niższa ziemochłonność nie wiązała się ze wzrostem transferów netto. Można uznać, że jest to dowód na to, iż czynniki instytucjonalne w polskim rolnictwie nie stymulują intensywnego rozwoju tego typu rolnictwa, generują jednak „renty instytucjonalne”. Niemniej to zbyt mało, by uznać, że jednocześnie stymulują „rozwój zrównoważony”. Taka ścieżka ewolucji została nazwana przez autorów modelem „rolnictwa zintegrowanego”, który być może jest etapem przejściowym w dążeniu do „rolnictwa zrównoważonego”.

2. W typie 2 (uprawy ogrodnicze i sadownicze), bez względu na poziom instytucjonalizacji struktury wytwórczej, konieczne okazuje się ponoszenie relatywnie wysokich nakładów kapitałowych i tą drogą zwiększanie wydajności produkcji oraz dochodów. Badania dowodzą, a praktyka pokazuje, że gospodarstwa ogrodnicze i sadownicze nie mogą liczyć ani na transfery z WPR, ani na ochronę instytucjonalną wytworzonej nadwyżki. Skądinąd świadczy to o niskiej efektywności instytucji w tym sektorze i wysokim poziomie kosztów transakcyjnych.

3. W typie 4 (chów i hodowla bydła mlecznego) zauważa się, że najlepsze współczynniki kapitałochłonności, płynności i transferów netto osiągnięte zostają wcale nie w najwyższej klasie zinstytucjonalizowania, którą cechują jedynie najwyższe inwestycje. Nasuwa się wniosek, że dalsza intensyfikacja związków instytucjonalnych powyżej pewnego progu traci sens, gdyż wymusza wzrost inwestycji, który jednak nie przekłada się na wzrost rentowności. Prawdopodobną przyczyną takiego stanu rzeczy ma związek z nieefektywnością sfery instytucjonalnej w tym typie produkcyjnym, która nie jest w stanie zabezpieczyć wypracowanej w procesie inwestowania renty ekonomicznej.

4. W typie 5 (chów i hodowla trzody chlewnej) obserwuje się, że w najwyższej klasie instytucji przeciętna pracochłonność jest relatywnie dużo niższa niż w pozostałych grupach. Zjawisku temu towarzyszy jednak spadek transferów netto i płynności. Tłumaczyć to mogą rosnące obciążenia na rzecz budżetu, a dodatkowo płynność mogą obciążać realizowane inwestycje, których wartość jest relatywnie duża (w porównaniu do innych klas struktur). Co istotne, nie zauważa się natomiast istotnego wzrostu kapitałochłonności i kosztochłonności. Zatem niższa pracochłonność, przekładająca się na wzrost dochodu na jednostkę pracy, może być skutkiem względnie efektywnych instytucji, zabezpieczających wartość dodaną wytworzoną w wyspecjalizowanej produkcji trzody chlewnej i generujących „renty instytucjonalne”, zgodnie z modelem „rolnictwa zintegrowanego”.

5. Typ prowadzonej działalności rolniczej wydaje się być kluczowy w rozpatrywaniu wpływu struktur instytucjonalnych na alokację czynników wytwórczych, a zwłaszcza ich efektywność. Udowodniono, że w zależności od typu produkcyjnego instytucje mogą być stymulatorem pożądanego modelu rolnictwa bądź też hamować odpływ wypracowanej nadwyżki ekonomicznej do otoczenia. Badania wskazują także jednoznacznie, że w niektórych typach produkcyjnych efektywność struktur instytucjonalnych jest znikoma, co wpływa niekorzystnie na zachowanie wypracowanych efektów procesów inwestycyjnych. Powyższe obserwacje mogą stanowić element wspierający procesy decyzyjne w ra-

mach podziału środków budżetowych czy tworzenia programów wsparcia dla gospodarstw rolnych z zaangażowaniem podmiotów instytucjonalnych.

## BIBLIOGRAFIA

- Bludnik I., 2004: *The Neoclassical Synthesis – Development or Regress of the Keynesian Theory*. In: *Research of Contemporary Economic: Issues by Young Economists*. Ed. M. Kokocińska. Lubniewice 2002. Wydaw. AE w Poznaniu, Poznań.
- Chmielewski P., 1995: *Ludzie i instytucje. Z historii i teorii nowego instytucjonalizmu*. Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, Warszawa.
- Czternasty W., Czyżewski B., 2007: *Struktury kierowania agrobiznesem w Polsce. Teoria, analiza i tendencje*. Wydaw. AEP, Poznań.
- Czyżewski A., Matuszczak A., 2006: *Rolnictwo Unii Europejskiej i Polski. Studium porównawcze regulatorów i rynków rolnych*. Wydaw. AEP, Poznań.
- Dopfer K., 1991: *Toward a Theory of Economic Institution: Synergy and Path Dependency*. „Journal of Economic Issues” 25.
- Dugger W.M., 1983: *The Transaction Cost Analysis of Oliver E. Williamson: A New synthesis?* „Journal of Economic Issues” XVII, 1.
- Hockuba Z., 2001: *Nowa ekonomia instytucjonalna – czy zdominuje nasze myślenie w rozpoczynającym się stuleciu?* VII Kongres Ekonomistów Polskich, Zeszyt 2, PTE.
- Iwanek M., Wilkin J., 1998: *Instytucje i instytucjonalizm w ekonomii*. Uniwersytet Warszawski, Warszawa.
- Jensen M.C., Meckling W.H., 1979: *Theory of the Firm: Managerial Behaviour, Agency Costs and Ownership Structure*. „Journal of Financial Economics” 10.
- The Legar Companion to Institutional and Evolutionary Economics*, 1994. Ed. G.M. Hodgson. Edward Legar Publishing Company, Vermont.
- Woś A., 2000: *Układy strukturalne w rolnictwie chłopskim*. IERiGŻ, Warszawa.
- Współczesne teorie ekonomiczne*, 2005. Red. M. Ratajczak, Wydaw. AE w Poznaniu, Poznań.
- Ząbkowicz A., 2003: *Współczesna ekonomia instytucjonalna wobec głównego nurtu ekonomii*. „Ekonomista” 3.

## ALLOCATION OF RESOURCES IN PRIVATE FARMS IN POLAND IN LIGHT OF THEIR INSTITUTIONAL TIES

**Abstract:** The aim of this paper was to identify institutional determinants of the allocation of resources in Polish agriculture and its principal production segments (cultivation of field crops, cultivation of fruit and vegetables, the breeding and raising of dairy cows, the breeding and raising of pigs). On the basis of theoretical considerations and nation-wide surveys an aggregate index of the degree of institutionalisation of an agricultural farm was created, which facilitated the delimitation of farms in accordance with the intensity and structure of their ties with institutions. Next, analyses were conducted to establish whether in the identified classes of private farms – characterised by various degrees of intensity and different structure of institutional ties with the environment, the allocation of production factors in the key segments of agricultural production showed essential discrepancies attributable to the influence of institutional structure within which individual farms operated.

**Key words:** institutional structures, allocation of resources, types of production, intensity of institutional ties