



INSTYTUT EKONOMIKI ROLNICTWA
I GOSPODARKI ŻYWNOŚCIOWEJ
PAŃSTWOWY INSTYTUT BADAWCZY

***Możliwości wzrostu
zasobów czynników
produkcji w polskich
gospodarstwach rolnych***

Lata 2001-2003

Tomasz Czekał

nr 26

Warszawa 2006



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



INSTYTUT EKONOMIKI ROLNICTWA
I GOSPODARKI ŻYWNOŚCIOWEJ
PAŃSTWOWY INSTYTUT BADAWCZY

***Możliwości wzrostu
zasobów czynników
produkcji w polskich
gospodarstwach rolnych
Lata 2001-2003***

*Autor:
mgr Tomasz Czekaj*

*Redakcja naukowa;
Prof. dr hab. Wojciech Józwiak*



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

Warszawa 2006

***Możliwości wzrostu
zasobów czynników
produkcji w polskich
gospodarstwach rolnych***

Lata 2001-2003

Autor publikacji jest pracownikiem naukowym
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*

Redakcja techniczna
Tadeusz Majewski

Projekt okładki
AKME Projekty Sp. z o.o.

ISBN 83-89666-46-4

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

EGZEMPLARZ BEZPŁATNY

Nakład: 250 egz.

Druk: Dział Wydawnictw IERiGŻ-PIB

Oprawa: UWIPAL

Spis treści

Wstęp.....	7
1. Cel i metoda.....	7
2. Badane obiekty.....	12
3. Dochodowość materialnych czynników produkcji w gospodarstwach według regionów	13
3.1. Gospodarstwa makroregionu Pomorze i Mazury.....	13
3.2. Gospodarstwa makroregionu Wielkopolska i Śląsk.....	15
3.3. Gospodarstwa makroregionu Mazowsze i Podlasie.....	16
3.4. Gospodarstwa makroregionu Małopolska i Pogórze.....	18
4. Gospodarstwa według jakości gleby	19
4.1. Gospodarstwa użytkujące gleby słabej jakości.....	19
4.2. Gospodarstwa użytkujące gleby średniej jakości.....	21
4.3. Gospodarstwa użytkujące gleby dobrej jakości.....	23
5. Gospodarstwa według typu produkcyjnego.....	25
5.1. Gospodarstwa o typie produkcyjnym uprawy polowe.....	25
5.2. Gospodarstwa o typie produkcyjnym uprawy i zwierzęta różne.....	28
6. Podsumowanie.....	29
Literatura:.....	30
Aneks.....	31

Wstęp

Praca jest kontynuacją tematu podjętego przez autora w publikacji [Czekaj 2005], której przedmiotem była dochodowość materialnych czynników produkcji w gospodarstwach rolniczych osób fizycznych w Polsce w okresie poprzedzającym wstąpienie Polski do struktur UE. W przyszłości otrzymane wyniki analiz dotyczących dochodowości pracy, ziemi i kapitału w polskich gospodarstwach rolniczych w latach 2001-2003 będą punktem odniesienia dla wyników analiz materiału empirycznego zebranego po wstąpieniu Polski do Unii Europejskiej.

Doświadczenia zebrane w czasie prowadzenia badań nad dochodowością materialnych czynników produkcji doprowadziły autora do wniosku, że konieczna jest korekta badanej zmiennej zależnej. W dokonanych uprzednio analizach za zmienną zależną przyjęto dochód z rodzinnego gospodarstwa brutto (dochód z rodzinnego gospodarstwa rolnego obliczany przez Polski FADN, powiększony o amortyzację).

Zmiennymi niezależnymi były nakłady materialnych czynników produkcji: pracy (nakłady pracy żywej ogółem), ziemi (powierzchnia UR ogółem) oraz kapitału (średnia wartość kapitału pracującego). Ponieważ wymienione zmienne składają się z nakładów własnych i obcych (praca własna i najemna, ziemia własna i dzierzawiona, kapitał własny i obcy), co wiąże się z opłatą obcych czynników produkcji, powodowało to trudność w interpretacji otrzymanych wyników analiz. Uznano zatem za konieczne dokonanie korekty (powiększenia) zmiennej zależnej o koszty materialnych czynników produkcji. W ten sposób otrzymano nową zmienną zależną – dochód z czynników produkcji – która w dalszej części pracy będzie nazywana w skrócie „dochodem” i oznaczana symbolem Y.

Wnioskowanie o możliwościach wzrostu zasobów czynników produkcji będzie oparte na wynikach analiz z użyciem modeli ekonometrycznych objaśniających zależność pomiędzy badaną zmienną zależną a zmiennymi niezależnymi oraz danych dotyczących kosztów pozyskania tych czynników.

1. Cel i metoda

Celem podjętych badań jest ustalenie możliwości wzrostu zasobów materialnych czynników produkcji w gospodarstwach rolnych na podstawie kalkulacji modelowych w zależności od makroregionu, jakości gleb i typu produkcyjnego. W badaniach zostanie wykorzystana wielowymiarowa analiza regresji.

Modelowe ujęcie badanego zjawiska jest próbą jego uproszczenia, której

celem może być stwierdzenie istnienia zależności (lub jej braku) pomiędzy badanymi cechami, oraz w przypadku wystąpienia określonej zależności – ocena jej stopnia i kierunku. W badaniach modelowych z użyciem metod ekonometrycznych cechy badanego zjawiska dzielone są na dwie grupy: zmiennych zależnych (objaśnianych) i niezależnych (objaśniających). Zmienną zależną jest zwykle wielkość najlepiej charakteryzująca badane zjawisko. W przypadku analizowania skutków (efektów) działalności ekonomicznej przedsiębiorstwa (gospodarstwa rolnego) zmienną zależną zwykle stanowi produkcja lub dochód. Na tę zmienną wpływają czynniki sprawcze, które odgrywają rolę przyczyn. Jeśli za miernik efektywności prowadzonej działalności produkcyjnej przyjmie się np. wartość produkcji lub wielkość dochodu, to za czynniki determinujące można przyjąć nakłady czynników produkcji, które muszą być zaangażowane w procesie wytwarzania by wygenerować wartość produkcji (dochodu).

Metody doboru zmiennych do analiz są bardzo zróżnicowane. Najprostsze jest wybranie zmiennych *a priori* na podstawie znanych praw i teorii dotyczących badanego zjawiska. W przypadku braku tych praw i teorii można wyznaczyć zbiór najbardziej prawdopodobnych zmiennych objaśniających i na drodze statycznego doboru zmiennych dobrać te, które w sposób najlepszy opiszą zjawisko (metoda Hellwiga, analiza macierzy korelacji itd.). Interesującą alternatywą dla wymienionych metod jest zastosowanie zaawansowanych metod analitycznych *Data Mining* oraz sztucznych sieci neuronowych.

W badaniach ekonomiczno-rolniczych do przedstawienia zależności nakład – produkt powszechnie stosuje się funkcję liniową, wielomian stopnia drugiego lub funkcję potęgową. Modele liniowe, choć posiadają wiele zalet (stosunkowo prosta estymacja i weryfikacja modelu oraz jego interpretacja) posiadają również poważne wady. Najczęstszym zarzutem formułowanym przeciw zastosowaniu modelu liniowego jest fakt, że w rzeczywistości – w tym również w praktyce gospodarczej – występowanie liniowych zależności jest niezwykle rzadkie. Zatem o wyborze postaci analitycznej modelu powinna decydować nie łatwość estymacji parametrów, lecz charakter zależności [por. Borkowski i in. 2004, s. 136].

Funkcja wielomianowa i potęgowa są wolne od tego mankamentu, a jednocześnie z uwagi na możliwość ich transformacji do funkcji liniowej również estymacja parametrów nie sprawia większych problemów.

Z teorii ekonomii wynika, że wartość produkcji lub dochód zależą od nakładów czynników produkcji. Czynnikiem produkcji są praca, ziemia

i kapitał oraz niematerialny czynnik – przedsiębiorczość (zarządzanie), który jest jedynym twórczym czynnikiem produkcji. Czynnikiem wpływającym na jakość zarządzania są np. wiek, wykształcenie, doświadczenie itp. W niniejszej analizie czynnik ten, mimo jego istotnego znaczenia w procesie wytwórczym został pominięty z uwagi na ograniczoną możliwość wpływu na producenta rolnego na zmianę jakości zarządzania w krótkim i średnim okresie.

W analizach za zmienną zależną przyjęto roczną wartość dochodu z czynników produkcji, natomiast zmienne niezależne przyjęto *a priori*: nakłady pracy, ziemi i kapitału. Pracę wyrażono w jednostce AWU (ang. Annual Work Unit) stanowiącej równowartość 2 200 godzin pracy w gospodarstwie, nakłady ziemi to powierzchnia UR w gospodarstwie wyrażona w hektarach, zaś wielkość kapitału wyznaczono jako średnioroczną wartość kapitału pracującego zaangażowanego w gospodarstwie w tysiącach złotych.

We wcześniejszej publikacji autora [Czekaj 2005] do analizy zależności pomiędzy nakładami a dochodem zastosowano funkcję liniową. W niniejszej publikacji zważywszy na ułomność tej postaci analitycznej modelu o której wcześniej wspomniano, przedstawione zostaną analizy w oparciu o funkcję potęgową o ogólnej postaci:

$$Y = b_0 \cdot L^{b_1} \cdot A^{b_2} \cdot K^{b_3},$$

gdzie:

Y – dochód z czynników produkcji (w tys. zł),

L – nakłady pracy ogółem (w AWU),

A – nakłady ziemi ogółem (w ha UR),

K – średnia wartość kapitału pracującego (w tys. zł),

b_0, b_1, b_2, b_3 – parametry równania.

Parametry funkcji potęgowej można oszacować stosując metody iteracyjne (Gaussa-Newtona, Lavenberga-Marquardta), lub poprzez zlogarytmowanie doprowadzić funkcję potęgową do postaci liniowej i zastosować np. klasyczną metodę najmniejszych kwadratów (KMNK). W estymacji modeli dla potrzeb analiz będących przedmiotem tej publikacji posłużono się drugim, prostszym sposobem. Założono przy tym, że model liniowy (linaeryzowana funkcja liniowa) winien spełniać założenia przyjętej metody estymacji, takie jak normalność reszt, homoskedastyczność itp. [Borkowski i in. 2005, s. 26]. Wcześniejsze analizy materiału empirycznego za pomocą funkcji liniowej wykazały istnienie w zbiorze danych obserwacji nietypowych. Problem ten rozwiązano dokonując eliminacji obserwacji wpływowych (jeśli takie występowały). Zastosowano w tym celu tzw. odległość Cook'a, która to miara pozwala na identyfikację w analizowanym zbiorze danych obserwacji wpływowych (zniekształcających linię regresji).

Procedura estymacji była następująca: na wstępie dla analizowanej grupy gospodarstw oszacowano model liniowy postaci:

$$\ln Y = \ln b_0 + b_1 \ln L + b_2 \ln A + b_3 \ln K .$$

Dla oszacowanego równania regresji przeprowadzono test istotności parametrów, test normalności rozkładu reszt Jarque-Bera oraz test homoskedastyczności White'a. Istotność parametrów w oszacowanych modelach zweryfikowano testem t-Studenta.

Test Jarque-Bera na normalność rozkładu reszt weryfikuje prawdziwość hipotezy zerowej (H_0 : składnik losowy ma rozkład normalny) względem hipotezy alternatywnej (H_1 : składnik losowy nie ma rozkładu normalnego). Jeśli wartość statystyki $JB > \chi^2_*$ to hipotezę o normalności rozkładu składnika losowego należy odrzucić. Jeśli $JB < \chi^2_*$ to nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Gdzie χ^2_* oznacza wartość krytyczną dla poziomu istotności α i 2 stopni swobody.

Badanie homoskedastyczności przeprowadzono stosując test White'a. Homoskedastyczność oznacza stałość wariancji składnika losowego dla wszystkich obserwacji. Test White'a weryfikuje prawdziwość następującej hipotezy zerowej: $H_0: \sigma_i^2 = \sigma^2$ (dla każdego $i = 1, 2, \dots, n$), względem hipotezy alternatywnej H_1 : nie wszystkie σ_i^2 są równe σ^2 . Algorytm testu White'a znajduje się m.in. w [Borkowski i in. 2004, s. 97]. W analizach wykorzystano wariant testu White'a wchodzący w skład programu GRETL [por. Kufel 2004 s. 57]. W przypadku wystąpienia heteroskedastyczności w modelach szacowanych dla prób gospodarstw oczyszczonych z obserwacji odstających zastosowano metodę korekty heteroskedastyczności składnika losowego [Kufel 2004, s. 121]

Jeśli model ten spełnił założenia KMNK, dokonano jego przekształcenia do postaci potęgowej i użyto w analizie dochodowości nakładów materialnych czynników produkcji. W przypadku niesprostania warunkom KMNK zweryfikowano, czy w grupie gospodarstw nie wystąpiły gospodarstwa wpływowe stosując odległość Cook'a.

Odległość Cook'a (D_i) jest miarą ogólnego wpływu i -tej obserwacji na równanie regresji obliczaną ze wzoru:

$$D_i = \frac{e_i^2}{(k+1) \cdot MSE} \cdot \frac{h_i}{(1-h_i)},$$

gdzie:

e_i – i -ta reszta modelu,

MSE – mean squared error – błąd średniokwadratowy,
k – liczba zmiennych,
 h_i – hat-value – miara dźwigni i-tej obserwacji ustalona ze wzoru:

$$h_i = \frac{1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{\sum (x_i - \bar{x})^2}.$$

Za potencjalnie wpływowe gospodarstwa uznano te, dla których odległość Cook'a była większa od odległości krytycznej $D_i^* = 4/n$. Następnie przeanalizowano dane dotyczące gospodarstw dla których miara Cook'a świadczyła o ich potencjalnym wpływie na równanie regresji. Jeśli gospodarstwo odbiegało pod względem wartości zmiennych objaśniających od reszty gospodarstw w badanym zbiorze, dokonywano jego eliminacji. Założono, że odrzuconych gospodarstw nie powinno być więcej niż 5% badanej zbiorowości. Następnie ponownie szacowano model liniowy, weryfikując go pod względem założeń KMNK.

Uznano, że model liniowy spełniający założenia metody estymacji, którą został oszacowany można przekształcić w równanie potęgowe i dokonać na jego podstawie analizy merytorycznej. Za kryterium dopasowania modelu do danych empirycznych przyjęto współczynnik determinacji obliczony według wzoru [por. W. H. Green 2003, s. 170]:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum e_i^2}{(\sum y_i - \bar{y})^2}.$$

W analizie dochodowości wzięto pod uwagę ostateczną postać modelu (potęgowa), natomiast wszystkie oszacowane modele w postaci linearyzowanej wraz z charakteryzującymi je statystykami zawarto w aneksie. W celu przeprowadzenia analiz użyto oprogramowania GRETL¹ oraz arkusza kalkulacyjnego MS Excel.

W badaniach ekonomicznych zależność między nakładami a efektami nazywa się funkcją produkcji. W analizie funkcji produkcji szczególne znaczenie odgrywa rachunek elastyczności (elastyczność produkcji względem zmian nakładów czynników produkcji) oraz rachunek marginalny (krańcowe produktywności poszczególnych nakładów). W prezentowanych analizach efektem jest dochód, zatem matematyczną aproksymację zależności nakład – dochód przyjęto nazywać funkcją dochodu, elastyczność zmiennej zależnej

¹ GRETL – Gnu Regression Econometrics Time-Series Library jest programem autorstwa A. Cottrell z Wydziału Ekonomii Uniwersytetu Wake Forest w USA. GRETL należy do oprogramowania Open Source na licencji GNU (GNU General Public License), zatem może być w sposób bezpłatny i nieograniczony pobierany użytkowany a nawet modyfikowany przez użytkownika. GRETL można pobrać ze stron: gretl.sourceforge.net/; www.kufel.torun.pl/ W interesujący sposób prezentacji zastosowań programu w analizach ekonometrycznych dokonał T. Kufel [2005].

względem zmiennych niezależnych – elastycznością dochodu, zaś przyrosty krańcowe – dochodem marginalnym.

W celu obliczenia elastyczności dochodu i dochodów krańcowych oraz krańcowych stóp substytucji dla poszczególnych czynników produkcji posłużono się następującymi wzorami matematycznymi i zależnościami:

1. Współczynniki elastyczności dochodu: funkcja potęgowa jest funkcją o stałej (niezależnej od wielkości poszczególnych zmiennych) elastyczności zmiennej zależnej, a elastyczności poszczególnych zmiennych są równe ocenom parametrów je charakteryzujących.
2. Współczynniki dochodu krańcowego (DK) k-tego czynnika produkcji obliczono z ogólnego wzoru:

$$DK_{X_i} = \frac{\partial \hat{y}}{\partial X_i},$$

gdzie:

DK – dochód krańcowy,

X_i – i-ta zmienna niezależna (i-ty czynnik produkcji: praca, ziemia lub kapitał).

Dochodowości poszczególnych czynników obliczono następująco:

$$DK_L = b_0 \cdot b_1 \cdot L^{b_1-1} \cdot A^{b_2} \cdot K^{b_3}, \quad DK_A = b_0 \cdot b_2 \cdot L^{b_1} \cdot A^{b_2-1} \cdot K^{b_3}, \quad DK_K = b_0 \cdot b_3 \cdot L^{b_1} \cdot A^{b_2} \cdot K^{b_3-1}.$$

3. Współczynniki krańcowych stóp substytucji (KSS) obliczono według wzoru:

$$KSS_{X_i X_j} = \frac{dX_j}{dX_i} = - \frac{DK_{X_i}}{DK_{X_j}},$$

gdzie: $i, j = L, A, K$ oraz $i \neq j$.

Dla każdego z modeli dokonano rachunku marginalnego i elastyczności dla teoretycznego gospodarstwa o przeciętnych wartości zmiennych niezależnych.

2. Badane obiekty

Charakterystykę gospodarstw analizowanych grup oraz określenie ich reprezentatywności zawarto w pracy [Czekaj 2005].

Najwięcej, bo aż 45,0% analizowanych gospodarstw leżało na Mazowszu i Podlasiu, 22,1% w Wielkopolsce i na Śląsku, 18,5% w Małopolsce i na Pogórzu, a zaledwie 14,4% na Pomorzu i Mazurach.

Pod względem wielkości ekonomicznej największy udział miały gospodarstwa o wielkości ekonomicznej 8-16 ESU, które stanowiły ok. 32% zbiorowości (udział gospodarstw o tej wielkości ekonomicznej w polu obserwacji Polskiego FADN² wynosił ok. 20%). Wysoki udział posiadały gospodarstwa o wielkości ekonomicznej 16-40 ESU, które stanowiły 27%

² W polu obserwacji Polskiego FADN znajduje się 745 023 gospodarstw o wielkości ekonomicznej powyżej 2 ESU, które dostarczają ok. 90% nadwyżki bezpośredniej w Polsce.

(udział tej grupy w polu obserwacji Polskiego FADN był znacznie mniejszy i wynosił zaledwie ok. 8%). Trzecią pod względem liczebności grupą w zbiorze analizowanych gospodarstw były gospodarstwa małe, o wielkości ekonomicznej 4-8 ESU, które stanowiły ok. 24% (wobec ok. 32% w Polskim FADN). Bardzo niski, ponieważ niespełna 10-procentowy był udział gospodarstw najmniejszych o wielkości ekonomicznej 2-4 ESU (udział tej grupy w polu obserwacji FADN wynosił ok. 38%).

Średnia powierzchnia użytków rolnych analizowanych gospodarstw wynosiła ok. 35 ha i była ponad 4-krotnie większa od przeciętnej powierzchni użytków rolnych równej ok. 8,44 ha, przypadającej na 1 gospodarstwo w Polsce w 2002 roku.

Przeciętna wartość dochodu rolniczego badanych gospodarstw w 2002 r. wynosiła ok. 30 tys. zł i była pięciokrotnie większa od przeciętnego dochodu przedsiębiorcy rolnego, który obliczany przez IERiGŻ według metodologii Eurostatu, wynosił ok. 6 tys. zł. Wartość dochodu rolniczego na poziomie uzyskiwanym przez analizowane gospodarstwa uzyskiwało ok. 11% (ok. 155 tys.) gospodarstw indywidualnych w kraju. Zatem wyniki analiz modelowych odnosić należy do tej grupy najsilniejszych ekonomicznie gospodarstw.

3. Dochodowość materialnych czynników produkcji w gospodarstwach według regionów

3.1. Gospodarstwa makroregionu Pomorze i Mazury

Dla gospodarstw leżących na terenie Pomorza i Mazur ostateczna postać modelu po odrzuceniu 2 gospodarstw (2% gospodarstw z próby) i przekształceniu modelu liniowego w potęgowy jest następująca:

$$Y = 0,414 \cdot L^{0,564} \cdot A^{0,438} \cdot K^{0,491}, \quad R^2 = 0,845, \quad Se = 21,473.$$

Charakterystyka analizowanych zmiennych zależnej i niezależnych przedstawiona została w tabeli 1.

Tabela 1. Charakterystyka analizowanych zmiennych

	Średnia	Minimum	Maksimum	Odchylenie standardowe
Y [w tys. zł]	48,159	2,115	365,213	53,686
L [w AWU]	1,70	0,52	11,78	1,27
A [w ha UR]	38,66	6,09	157,93	33,93
K [w tys. zł]	276,023	36,048	1 367,400	262,976

Źródło: Opracowanie własne.³

³ Wszystkie tabele i rysunki zarówno w treści, jak i w aneksie stanowią opracowanie własne autora na podstawie danych empirycznych.

Suma współczynników regresji w modelu wynosi 1,49, co wskazuje na rosnącą dochodowość czynników (dodatni efekt skali). Wzrost nakładów pracy o 1% powodował wzrost dochodu o ok. 0,56%, wzrost zasobów ziemi o 1% generował wzrost dochodu o ok. 0,44%, natomiast zwiększenie kapitału o 1% powodowało wzrost dochodu o ok. 0,49%.

Rachunek marginalny zostanie dokonany dla teoretycznego gospodarstwa o wartościach badanych zmiennych równych przeciętnym w próbie. Dochód teoretyczny (z modelu) dla gospodarstwa posiadającego nakłady pracy równe 1,70 AWU, zasoby ziemi 38,66 ha UR oraz o średniej wartości kapitału pracującego 276 023 zł wyniósł 43 772 zł. Przeciętny dochód z jednostki nakładu czynnika pracy wynosił zatem 25 719 zł, z 1 ha zasobów zaangażowanej ziemi 1 131 zł, zaś z 1 tys. zł kapitału pracującego 158 zł.

Natomiast z analizy dochodowości krańcowych poszczególnych czynników produkcji wynika, że zwiększając nakład pracy o jedną pełnozatrudnioną osobę, dochód wzrósł o ok. 14 505 zł, co w przeliczeniu na 1 rbh stanowi przyrost dochodu z czynników produkcji o 6,59 zł i był większy niż przeciętny koszt najemnej siły roboczej w gospodarstwach wynoszący 5,79 zł za godzinę. Świadczy to o opłacalności zatrudniania pracy opłaconej (najemnej). Zwiększenie zasobów ziemi o 1 ha UR powodowało przyrost dochodu przeciętnie o 638 zł i zważywszy na koszt czynszu płaconego przez gospodarstwa ok. 93 zł za 1 ha UR, świadczy o wysokiej opłacalności i zasadności zwiększania zasobów tego czynnika w gospodarstwach. Przeciętny koszt kapitału obcego (zapłacone odsetki w stosunku do tej części kapitału pracującego równej stosunkowi kapitału własnego do pasywów ogółem) wynosił 4,9%. Wynika z tego, że koszt pozyskania 1 tys. zł kapitału obcego wynosił 49 zł, natomiast krańcowy przyrost dochodu ze zwiększenia kapitału o 1 tys. zł wynosił 89 zł, więc zwiększaniu kapitału było opłacalne.

Krańcowe stopy substytucji poszczególnych czynników produkcji zawarte w tabeli 2 informują, że w grupie gospodarstw położonych na terenie Pomorza i Mazur w celu zachowania poziomu dochodu:

- zmniejszenie zatrudnienia o 1 pełnozatrudnioną osobę należy rekompensować zwiększeniem powierzchni UR o 29 ha lub nakładów kapitałowych o ok. 187 tys. zł,
- ograniczenie powierzchni UR o 1 ha można rekompensować zwiększeniem zatrudnienia o ok. 75 rbh (0,034 AWU) lub powiększeniem nakładów kapitałowych o ok. 6 tys. zł,
- redukcję kapitału o 1 tys. zł można substytuować zwiększając zatrudnienie o ok. 11 rbh (0,005 AWU) lub powiększając zasoby ziemi o 0,16 ha UR.

Tabela 2. Współczynniki krańcowych stóp substytucji czynników produkcji

KSS(LA)	KSS(AL)	KSS(LK)	KSS(KL)	KSS(AK)	KSS(KA)
-29,283	-0,034	-186,506	-0,005	-6,369	-0,157

3.2. Gospodarstwa makroregionu Wielkopolska i Śląsk

Za podstawę analiz dochodowości czynników produkcji w gospodarstwach regionu Wielkopolska i Śląsk przyjęto następujący model oszacowany po odrzuceniu 4 obserwacji (2,6% ogółu):

$$Y = 0,539 \cdot L^{0,397} \cdot A^{0,554} \cdot K^{0,419}, \quad R^2 = 0,801, \quad Se = 40,116.$$

W tabeli 3 przedstawiono charakterystykę badanych zmiennych modelowych dla gospodarstw położonych w Wielkopolsce i na Śląsku.

Tabela 3. Charakterystyka analizowanych zmiennych

	Średnia	Minimum	Maksimum	Odchylenie standardowe
Y [w tys. zł]	59,958	2,922	655,858	89,003
L [w AWU]	1,46	0,18	6,40	0,87
A [w ha UR]	34,19	4,05	349,44	49,42
K [w tys. zł]	365,234	19,460	2878,483	444,818

Suma współczynników regresji funkcji potęgowej wynosząca 1,37 świadczy o rosnącej efektywności skali produkcji, zatem zwiększanie nakładów czynników produkcji powoduje wzrost dochodu.

Dochód z czynników produkcji w gospodarstwach położonych w makroregionie Wielkopolska i Śląsk uzyskany z modelu dla gospodarstwa teoretycznego, dla którego przeciętne wielkości nakładów wynosiły odpowiednio: nakłady pracy 1,46 AWU, ziemi 34,19 ha UR, kapitału 365 234 zł, był równy 52 494 zł. Wynika z tego, że przeciętna dochodowość pracy wynosiła ok. 35 955 zł, przeciętny dochód z 1 ha UR ok. 1 535 zł, zaś przeciętny dochód z 1 tys. zaangażowanego kapitału wyniósł 144 zł. Bardziej trafny do oceny możliwości wzrostu zasobów czynników produkcji jest rachunek krańcowych dochodowości poszczególnych nakładów. Dla przeciętnego gospodarstwa marginalny przyrost dochodu uzyskany ze wzrostu nakładów pracy o 1 AWU wynosił 14 274 zł, co w przeliczeniu na 1 rbh stanowi przyrost dochodu o 6,49 zł. Ponieważ koszty opłaty najemnej siły roboczej w analizowanych gospodarstwach wynosiły 6,44 zł zatrudnienie najemnej siły roboczej w wymiarze pełnego zatrudnienia odbywało się na granicy opłacalności. Należy jednak zauważyć, że przeciętne nakłady najemnej siły roboczej wynosiły w gospodarstwach ok. 0,26 AWU (572 rbh) i prawdopodobnie ich ponoszenie było niezbędne w celu wykorzystania

pozostałych czynników produkcji i utrzymania skali produkcji.

Krańcowy przyrost dochodu z czynników produkcji ze wzrostu nakładów ziemi o 1 ha UR wynosił przeciętnie 851 zł. Gospodarstwa dzierżawiły przeciętnie 8,53 ha UR ponosząc z tego tytułu koszty dzierżawy ok. 1 490 zł, zatem koszt dzierżawy 1 ha UR wynosił niespełna 175 zł. Zatem można stwierdzić, że powiększanie zasobów ziemi w analizowanych gospodarstwach było opłacalne i zasadne.

Krańcowa dochodowość zaangażowanego kapitału pracującego wynosiła 60 zł z dodatkowego 1 000 zł kapitału pracującego. Przyjmując, że struktura własnościowa kapitału pracującego odpowiada strukturze własnościowej aktywów, to przeciętne oprocentowanie kredytów wynosiło 3,92%, można stwierdzić, że zwiększanie nakładów kapitału pracującego było opłacalne (krańcowy dochód ze zwiększenia nakładów kapitałowych o 1 000 zł przewyższał o ok. 20 zł przeciętne koszty pozyskania tego kapitału).

Analiza krańcowych stóp substytucji poszczególnych czynników produkcji zawartych w tabeli 4 informuje, że w grupie gospodarstw położonych na terenie Wielkopolski i Śląska, w celu zachowania dochodu na stałym poziomie:

- redukcję zatrudnienia o 1 pełnozatrudnioną osobę należy rekompensować zwiększeniem powierzchni UR o ok. 17 ha lub nakładów kapitałowych o ok. 237 tys. zł,
- zmniejszenie powierzchni UR o 1 ha trzeba rekompensować zwiększeniem zatrudnienia o ok. 132 rbh (0,06 AWU) lub powiększeniem nakładów kapitałowych o ok. 14 tys. zł,
- ograniczenie kapitału o 1 tys. zł należy substytuować zwiększając zatrudnienie o ok. 9 rbh (0,004 AWU) lub powiększając zasoby ziemi o 0,07 ha UR.

Tabela 4. Współczynniki krańcowych stóp substytucji czynników produkcji

KSS(LA)	KSS(AL)	KSS(LK)	KSS(KL)	KSS(AK)	KSS(KA)
-16,781	-0,060	-237,025	-0,004	-14,124	-0,071

3.3. Gospodarstwa makroregionu Mazowsze i Podlasie

Za podstawę analiz dochodowości czynników produkcji w gospodarstwach regionu Mazowsze i Podlasie przyjęto następujący model oszacowany po odrzuceniu 7 obserwacji (2,3% ogółu gospodarstw położonych w tym makroregionie):

$$Y = 0,091 \cdot L^{0,163} \cdot A^{0,223} \cdot K^{0,916}, \quad R^2 = 0,814, \quad Se = 28,818.$$

W analizowanych gospodarstwach leżących na Mazowszu i Podlasiu

występowała korzyść ze zwiększania skali produkcji mierzona współczynnikiem elastyczności produkcji równym 1,303.

Tabela 5. Charakterystyka analizowanych zmiennych

	Średnia	Minimum	Maksimum	Odchylenie standardowe
Y [w tys. zł]	58,897	3,539	476,680	66,461
L [w AWU]	2,04	0,34	9,11	1,00
A [w ha UR]	30,14	3,33	421,99	40,74
K [w tys. zł]	401,831	39,290	2793,878	364,734

Dochód obliczony dla teoretycznego gospodarstwa o przeciętnej wielkościach nakładów wyniósł 53 049 zł. Przeciętna dochodowość nakładów pracy w gospodarstwie o średnich dla próby wielkościach nakładów wynosiła 26 004 zł, przeciętna dochodowość ziemi wynosiła 1 760 zł z 1 ha UR, zaś kapitału 132 zł z 1 000 zł kapitału pracującego. Z rachunku marginalnego wynika, że zwiększanie nakładów pracy żywej w gospodarstwach położonych w regionie Mazowsze i Podlasie nie było opłacalne, gdyż krańcowy dochód z czynników produkcji uzyskany przez zwiększenie zatrudnienia wynosił 4 239 zł, czyli ok. 1,93 zł w przeliczeniu na 1 rbh i był znacznie mniejszy niż koszty opłaty tego czynnika produkcji wynoszące przeciętnie 6,07 zł za 1 rbh. Opłacalne natomiast było zwiększanie nakładów ziemi i kapitału. Mianowicie krańcowy przyrost dochodu ze zwiększenia nakładów ziemi o 1 ha UR wynosił 392 zł, zaś przeciętny czynsz dzierżawny płacony w analizowanych gospodarstwach wynosił ok. 178 zł, co świadczy o wysokiej opłacalności zwiększania nakładów tego czynnika produkcji. Przyrost krańcowy dochodu uzyskany poprzez zwiększenie nakładów kapitałowych o 1 000 zł wynosił 121 zł, i blisko trzykrotnie przewyższał koszt pozyskania tej kwoty kapitału obcego który wynosił ok. 44 złotych.

Analiza krańcowych stóp substytucji czynników produkcji zawartych w tabeli 6 informuje, że w celu zachowania dochodu na niezmiennym poziomie należy:

- zmniejszając zatrudnianie o 1 pełnozatrudnionego zwiększyć powierzchnię UR o 10,8 ha lub nakłady kapitału pracującego o ok. 35 tys. zł,
- ograniczając powierzchnię UR o 1 ha trzeba zwiększyć zatrudnienie o ok. 205 rbh (ok. 0,093 AWU) lub zwiększyć nakłady kapitałowe o 3,25 tys. zł,
- redukując zasoby kapitału o 1 tys. zł należy zwiększyć zatrudnianie o ok. 64 rbh (0,029 AWU) lub powierzchnię UR o ok. 0,31 ha.

Tabela 6. Współczynniki krańcowych stóp substytucji czynników produkcji

KSS(LA)	KSS(AL)	KSS(LK)	KSS(KL)	KSS(AK)	KSS(KA)
-10,800	-0,093	-35,051	-0,029	-3,245	-0,308

3.4. Gospodarstwa makroregionu Małopolska i Pogórze

Za podstawę analiz dochodowości czynników produkcji w gospodarstwach regionu Małopolska i Pogórze przyjęto następujący model oszacowany po odrzuceniu 4 obserwacji (3,1% ogółu gospodarstw położonych w tym makroregionie):

$$Y = 0,226 \cdot L^{0,619} \cdot A^{0,356} \cdot K^{0,647}, \quad R^2 = 0,805, \quad Se = 42,939.$$

Podobnie jak w pozostałych analizowanych makroregionach, również w Małopolsce i na Pogórzu gospodarstwa charakteryzowały się rosnącą efektywnością nakładów, przy czym współczynnik elastyczności dochodu był w tym makroregionie najwyższy i wynosił 1,622. Zwiększenie nakładów pracy w gospodarstwach o 1% powodowało wzrost dochodu przeciętnie o ok. 0,62%, powiększenie zasobów ziemi o 1% powodowało wzrost dochodu o ok. 0,36%, natomiast wzrost nakładów kapitałowych o 1% powodował wzrost dochodu przeciętnie o ok. 0,65%. Charakterystykę analizowanych zmiennych z uwzględnieniem ich wielkości średniej, minimalnej i maksymalnej oraz odchylenia standardowego przedstawiono w tabeli 7.

Tabela 7. Charakterystyka analizowanych zmiennych

	Średnia	Minimum	Maksimum	Odchylenie standardowe
Y [w tys. zł]	76,912	4,827	803,098	95,919
L [w AWU]	1,76	0,42	5,56	0,78
A [w ha UR]	41,12	4,09	305,87	48,23
K [w tys. zł]	517,702	70,936	3416,955	453,818

Przeciętne wartości nakładów czynników produkcji wynosiły w analizowanych gospodarstwach odpowiednio: zatrudnienie 1,76 AWU, obszar UR 41,12 ha oraz kapitał pracujący 517 702 zł. Dla teoretycznego gospodarstwa o przeciętnych wartościach nakładów dochód obliczony za pomocą modelu wynosi 68 651 zł. Zatem przeciętne dochodowości poszczególnych czynników produkcji wynosiły odpowiednio: pracy – 39 006 zł z 1 AWU, ziemi – ok. 1,670 z 1 ha UR oraz kapitału – 133 zł z każdego 1 tys. kapitału pracującego.

Dla tego samego gospodarstwa ustalono krańcowe dochodowości poszczególnych czynników produkcji. Współczynnik krańcowej dochodowości pracy informuje, że zwiększając zasoby pracy o 1 pełnozatrudnioną osobę w gospodarstwach regionu Małopolska i Pogórze przeciętnie dochód

z czynników produkcji wzrastał o 24 151 zł, co w przeliczeniu na 1 rbh daje opłatę godziny pracy ok. 11 zł. Odnosząc tę wartość do kosztów najmu siły roboczej ponoszonych przez analizowane gospodarstwa wynoszących przeciętnie 7,42 zł za godzinę pracy można stwierdzić, że zwiększanie nakładów pracy było opłacalne.

Marginalny przyrost dochodu ze zwiększenia powierzchni UR o 1 ha wynosił 594 zł, natomiast przeciętny czynsz dzierżawny 1 ha UR płacony przez analizowane gospodarstwa wynosił zaledwie 118 zł. Opłacalne było również inwestowanie w kapitał gospodarstwa, o czym świadczy większy krańcowy przyrost dochodu z kapitału pracującego (ok. 86 zł z dodatkowo zainwestowanego 1 tys. zł) od przeciętnych odsetek od pożyczonego kapitału (ok. 50 zł za każdy 1 tys. zł).

Analiza substytucyjności czynników produkcji za pomocą krańcowych stóp substytucji w gospodarstwach Małopolski i Pogórza informuje, że w celu zachowania niezmiennego poziomu dochodu należałoby:

- w przypadku redukcji zatrudniania o 1 pełnozatrudnioną osobę zwiększyć powierzchnię o ok. 41 ha lub kapitał o 281 tys. zł,
- zmniejszając nakłady ziemi o 1 ha UR, zwiększyć zasoby pracy o 55 rbh (0,025 AWU) lub nakłady kapitałowe o ok. 7 tys. zł,
- ograniczając zasoby kapitału, zwiększyć zatrudnienie o ok. 9 rbh (0,004 AWU) lub powierzchnię UR o ok. 0,15 ha.

Tabela 8. Współczynniki krańcowych stóp substytucji czynników produkcji

KSS(LA)	KSS(AL)	KSS(LK)	KSS(KL)	KSS(AK)	KSS(KA)
-40,691	-0,025	-281,301	-0,004	-6,913	-0,145

4. Gospodarstwa według jakości gleby

W celu przeprowadzenia analizy dochodowości materialnych czynników produkcji w zależności od jakości użytków rolnych podzielono analizowane gospodarstwa na trzy grupy, w zależności od wartości współczynnika bonitacji gleb (WBG)⁴.

4.1. Gospodarstwa użytkujące gleby słabej jakości

Analizy dochodowości czynników produkcji w gospodarstwach użytkujących słabe gleby (o WBG mniejszym niż 0,7) dokonano na podstawie modelu potęgowego oszacowanego poprzez przekształcenie do postaci liniowej i zastosowanie KMNK dla 225 gospodarstw (9 gospodarstw z grupy 236

⁴ Ponieważ w Zakładzie Rachunkowości Rolnej IERiGŻ-PIB zbierane są informacje na temat jakości jedynie własnych użytków rolnych, przyjęto założenie, że jakość ziemi dzierżawionej jest taka sama, jak jakość ziemi własnej.

o wartości WBG poniżej 0,7 pominięto, ponieważ stwierdzono, iż wpływają one znacząco na oszacowanie modelu). Ostateczna postać funkcji potęgowej przyjętej do analizy merytorycznej jest następująca:

$$Y=0,174 \cdot L^{0,287} \cdot A^{0,432} \cdot K^{0,670}, R^2 = 0,713, Se = 27,603.$$

Suma współczynników regresji funkcji potęgowej wynosząca 1,389 świadczy o rosnącej efektywności skali. Przy zachowaniu klauzuli *ceteris paribus* zwiększenie nakładów pracy o 1% powodowało przyrost dochodu o 0,29%, powiększanie powierzchni UR użytkowanych w analizowanych gospodarstwach o 1% skutkowało wzrostem dochodu o 0,43%, zaś zwiększenie nakładów kapitałowych o 1% powodowało przyrost dochodu o 0,67%.

Tabela 9. Charakterystyka analizowanych zmiennych.

	Średnia	Minimum	Maksimum	Odchylenie standardowe
Y [w tys. zł]	45,784	3,048	365,213	51,219
L [w Awu]	1,72	0,46	11,78	0,91
A [w ha UR]	27,82	5,50	138,13	24,70
K [w tys. zł]	318,446	36,048	1471,961	267,852

Przeciętne zatrudnianie w gospodarstwach użytkujących ziemię słabej jakości wynosiło 1,72 AWU (ok. 3800 rbh), przy przeciętnej powierzchni UR 27,82 ha i kapitale pracującym o wartości 318 446 zł. Dla teoretycznego gospodarstwa charakteryzującego się przeciętnymi dla analizowanej grupy nakładami czynników produkcji dochód wynosił 40 848 zł. Przeciętny dochód z jednostki pracy (1 AWU) wynosił 23 749 zł, przeciętna dochód uzyskany z 1 ha nakładów ziemi wynosił ok. 1 468 zł, zaś przeciętny dochód z każdego 1 tys. zł kapitału pracującego – 128 zł.

Dla teoretycznego gospodarstwa o przeciętnych wielkościach nakładów materialnych czynników produkcji użytkującego gleby słabej jakości, krańcowy przyrost dochodu przy zwiększeniu zatrudnienia o jednostkę (o 1 AWU czyli – 2200 rbh) wynosi 6 810 zł, krańcowy przyrost dochodu przy zwiększeniu nakładów ziemi o 1 ha wynosił 635 zł, natomiast marginalny przyrost dochodu przy zwiększeniu nakładów kapitałowych o 1 tys. zł wynosił 86 zł. Przeciętne zatrudnienie najmniejszej siły roboczej w analizowanych gospodarstwach wynosiło 0,15 AWU, a koszty opłaty pracy najmniejszej ponoszone w analizowanych gospodarstwach wynosiły 1 960 zł, zatem koszt zatrudnienia najmniejszej siły roboczej w wymiarze 1 AWU był równy 13 462 zł (6,12 zł za 1 rbh). Z rachunku marginalnego dochodu wynika, że zwiększanie nakładów pracy w gospodarstwach o słabych glebach nie jest opłacalne, ponieważ przyrost dochodu nie pokrywa kosztów najmu.

Przeciętna powierzchnia dzierżawionych UR wynosiła 8,78 ha, co wiązało się z opłatą czynszu dzierżawnego w przeciętnej wysokości ok. 667 zł, zatem koszt dzierżawy 1 ha wynosił ok. 76 zł. W świetle ustaleń modelowych zwiększanie nakładów tego czynnika produkcji było racjonalne, gdyż marginalny przyrost dochodu z czynników produkcji uzyskany ze zwiększenia nakładów ziemi o 1 ha UR przewyższał przeciętny koszt dzierżawy. Podobnie jak w innych analizach przyjęto założenie, że struktura własnościowa kapitału pracującego jest tożsama ze strukturą pasywów. Udział kapitału własnego w pasywach gospodarstw wynosił ok. 89%, zatem przyjęto, że udział kapitału obcego (kredyty, pożyczki) w kapitale pracującym wynosi 11%. Zgodnie z przyjętym założeniem przeciętna wartość kapitału obcego w kapitale pracującym wynosiła w analizowanych gospodarstwach 34 094 zł. Koszty tego kapitału wynosiły przeciętnie ok. 1 530 zł, z czego wynika, że przeciętne oprocentowanie zaciągniętych zobowiązań wynosiło 4,49%. Krańcowa dochodowość kapitału pracującego wynosząca 128 zł z 1 tys. zł świadczy o rentowności 12,80%, co w odniesieniu do przeciętnych kosztów kredytu świadczy o tym, że zwiększanie kapitału badanych gospodarstw było opłacalne.

Analiza krańcowych stóp substytucji poszczególnych czynników produkcji zawartych w tabeli 10 informuje, że gospodarstwach położonych na glebach słabej jakości, aby zachować dochód na stałym poziomie, należy:

- ograniczenie zatrudnienia o 1 pełnozatrudnioną osobę należy rekompensować zwiększeniem powierzchni UR o ok. 11 ha lub nakładów kapitałowych o ok. 79 tys. zł,
- redukcję powierzchni UR o 1 ha można rekompensować zwiększeniem zatrudnienia o ok. 205 rbh (0,093 AWU) lub powiększeniem nakładów kapitałowych o ok. 7 tys. zł,
- zmniejszenie nakładów kapitału o 1 tys. zł można substytuować zwiększając zatrudnienie o ok. 29 rbh (0,013 AWU) lub powiększając zasoby ziemi o ok. 0,14 ha UR.

Tabela 10. Współczynniki krańcowych stóp substytucji czynników produkcji

KSS(LA)	KSS(AL)	KSS(LK)	KSS(KL)	KSS(AK)	KSS(KA)
-10,732	-0,093	-79,203	-0,013	-7,380	-0,135

4.2. Gospodarstwa użytkujące gleby średniej jakości

Dla grupy gospodarstw o glebach średniej jakości model potęgowy uzyskano z przekształcenia modelu liniowego, oszacowanego metodą korekty heteroskedastyczności składnika losowego, ponieważ nawet po usunięciu obserwacji odstających występowała heteroskedastyczność. Funkcja liniowa

oszacowana tą metodą dla 195 gospodarstw (usunięto 14 obserwacji wpływowych) została przyjęta do analiz gdyż spełniony został warunek normalności rozkładu reszt [por. Kufel 2004 s. 122]. Do analizy merytorycznej przyjęto następującą funkcję regresji:

$$Y = 0,185 \cdot L^{0,264} \cdot A^{0,340} \cdot K^{0,720}, \quad R^2 = 0,882, \quad Se = 28,218.$$

Suma współczynników regresji modelu potęgowego zależności dochodu od nakładów czynników produkcji wynosząca 1,324 informuje o rosnącej efektywności zwiększania skali produkcji. Zwiększenie nakładów czynników produkcji o 1% powoduje wzrost dochodu odpowiednio o 0,26% w przypadku nakładów pracy, o 0,34% w przypadku ziemi oraz o 0,72%, gdy zwiększeniu ulegną zasoby kapitału pracującego w gospodarstwie.

Tabela 11. Charakterystyka analizowanych zmiennych.

	Średnia	Minimum	Maksimum	Odchylenie standardowe
Y [w tys. zł]	68,447	2,391	655,858	83,797
L [w AWU]	1,90	0,37	6,40	0,99
A [w ha UR]	41,04	3,33	421,99	54,68
K [w tys. zł]	437,051	19,460	2878,483	418,773

Przeciętne zatrudnienie w analizowanej grupie gospodarstw wynosiło 1,90 AWU co odpowiada 4180 rbh. Średnia powierzchnia UR wynosiła 41,04 ha, natomiast przeciętna wartość kapitału zaangażowanego w produkcji wynosiła 437 051 zł. Dla modelowego gospodarstwa dysponującego przeciętnymi zasobami czynników produkcji teoretyczny dochód z czynników produkcji (dochód rolniczy powiększony o opłatę czynników zewnętrznych) wynosił 61 721 zł. Wynika z tego, że przeciętny dochód z jednego zatrudnionego w gospodarstwie kształtował się na poziomie ok. 32 485 zł, dochód z 1 ha UR wynosił ok. 1 500 zł, zaś na każdy 1 tys. kapitału pracującego przypadał dochód ok. 141 zł.

Krańcowa dochodowość pracy (przyrost dochodu spowodowany zwiększeniem zatrudnienia o 1 pełnozatrudnioną osobę), wynosiła 8 576 zł, czyli ok. 3,89 zł przyrostu dochodu z każdej rbh. Ponieważ koszt opłaty pracy najemnej wynosił przeciętnie 6,75 zł, należy stwierdzić, że zwiększanie zatrudnienia w analizowanych gospodarstwach nie było uzasadnione ekonomicznie.

Krańcowy przyrost dochodu z dodatkowego 1 ha UR obliczony za pomocą modelu wynosił 511 zł i był czterokrotnie wyższy niż średni koszt dzierżawy ponoszony w analizowanych gospodarstwach, który był równy ok. 128 zł. Powiększenie nakładów tego czynnika produkcji w analizowanych

gospodarstwach było zatem atrakcyjne ekonomicznie.

Opłacalne w świetle ustaleń modelowych było również powiększanie nakładów kapitałowych, gdyż marginalny przyrost dochodu z czynników produkcji uzyskany ze zwiększenia zasobów kapitału pracującego o 1 tys. zł wynoszący 102 zł ponad dwukrotnie przewyższał koszt opłaty kapitału obcego, który wynosił ok. 43 zł. Krańcowe stopy substytucji poszczególnych czynników produkcji prezentuje tabela 12.

Tabela 12. Współczynniki krańcowych stóp substytucji czynników produkcji

KSS(LA)	KSS(AL)	KSS(LK)	KSS(KL)	KSS(AK)	KSS(KA)
-16,772	-0,060	-84,343	-0,012	-5,029	-0,199

Z analizy substytucyjności czynników produkcji wynika, że dla zachowania stałego poziomu dochodu jedną pełnozatrudnioną osobą można zastąpić zwiększając powierzchnię o ok. 17 ha UR lub nakłady kapitałowe o ok. 84 tys. zł. Zmniejszenie nakładów ziemi o 1 ha można substytuować zwiększeniem nakładów pracy o 0,06 AWU (132 rbh) lub zwiększeniem nakładów kapitału o ok. 5 tys. zł. Redukcja zasobów kapitału pracującego o 1 tys. zł powinna być zastąpiona zwiększeniem nakładów pracy o ok 26 rbh (0,012 AWU) lub powiększeniem zasobów UR o 0,2 ha.

4.3. Gospodarstwa użytkujące gleby dobrej jakości

Dla grupy gospodarstw o glebach dobrej jakości, podobnie jak w przypadku modelu dla gospodarstw o średniej jakości gleb, występowała heteroskedastyczność rozkładu reszt po dokonaniu eliminacji 18 wpływowych obserwacji, zatem konieczne było również zastosowanie metody korekty heteroskedastyczności składnika losowego. Model liniowy oszacowany przy zastosowaniu wspomnianej metody spełniał założenie normalności rozkładu reszt, więc postać potęgową uzyskaną z przekształcenia funkcji liniowej (linearyzowanej) wzięto za podstawę analizy dochodowości materialnych czynników produkcji w badanej grupie gospodarstw. Analizowana potęgowa funkcja regresji opisana jest następującym równaniem:

$$Y = 0,147 \cdot L^{0,229} \cdot A^{0,309} \cdot K^{0,799}, \quad R^2 = 0,891, \quad Se = 29,679.$$

Tabela 13. Charakterystyka analizowanych zmiennych

	Średnia	Minimum	Maksimum	Odchylenie standardowe
Y [w tys. zł]	68,392	3,648	803,098	89,146
L [w AWU]	1,78	0,18	9,11	1,07
A [w ha UR]	32,83	4,05	305,87	42,14
K [w tys. zł]	434,914	54,507	3416,955	462,217

Również w przypadku gospodarstw użytkujących gleby dobrej jakości występuje dodatni efekt skali produkcji – zwiększanie nakładów czynników produkcji powoduje wzrost dochodu, o czym świadczy wartość współczynnika elastyczności dochodu 1,337. Współczynnik elastyczności dochodu względem zmian nakładów pracy wynoszący 0,229 informuje, że zwiększenie nakładów tego czynnika o 1% powoduje przeciętny wzrost dochodu o ok. 0,23%, zwiększenie nakładów ziemi o 1% skutkuje zwiększeniem dochodu przeciętnie o 0,31%, natomiast 1-procentowy wzrost nakładów kapitałowych powoduje wzrost dochodu niemal o 0,8%.

Przeciętne zatrudnianie w analizowanej grupie gospodarstw wynosiło 1,78 AWU, przy średniej powierzchni 32,83 ha UR i przeciętnej wartości kapitału pracującego w wysokości 434 914 zł. Dla modelowego gospodarstwa dysponującego przeciętnymi zasobami dochód uzyskany z modelu wyniósł 63 279 zł. Przeciętne dochodowości poszczególnych czynników produkcji wynosiły odpowiednio: przeciętna dochodowość pracy 35 550 zł, ziemi 1 928 zł i kapitału 145 zł.

Krańcowe dochodowości, a więc uzyskiwane ze zwiększenia nakładów czynników produkcji o jednostkę (o 1 AWU, 1 ha lub 1 tys. zł) wynosiły: krańcowa dochodowość pracy – 8 141 zł, ziemi – 596 zł i kapitału – 116 zł.

W analizowanej grupie gospodarstw przeciętne zatrudnienie opłaconej siły roboczej wynosiło 0,34 AWU, natomiast przeciętny koszt opłaty pracy najemnej 4 221 zł, co w przeliczeniu na 1 rbh wynosi 5,62 zł. Opłata pracy ponoszona przez gospodarstwa była zatem o 52% wyższa niż marginalny przyrost dochodu z 1 rbh (3,69 zł). Wynika z tego, że zwiększanie zatrudnienia było nieopłacalne.

Wysoką opłacalnością cechowały się zarówno zwiększanie zasobów ziemi, jak i kapitału, ponieważ krańcowe dochodowości tych czynników były znacząco wyższe niż koszty ich pozyskania (czynsze dzierżawne i zapłacone odsetki). Przeciętny koszt dzierżawy 1 ha UR w analizowanych gospodarstwach wynosił 172 zł, zatem krańcowy dochód z tego czynnika był niemal 3,5-krotnie większy. Również marginalny dochód z kapitału pracującego równy 116 zł był niemal 2,5-krotnie wyższy niż koszt opłaty odsetek od kredytów i pożyczek, który wynosił ok. 49 zł.

Z analizy krańcowych stóp substytucji nakładów materialnych czynników produkcji w analizowanych gospodarstwach zawartych w tabeli 14 wynika, że w celu utrzymania dochodu na niezmiennym poziomie przy zmianach nakładów czynników produkcji należy:

- jedną pełnozatrudnioną osobę zastąpić zwiększeniem zasobów ziemi

- o ok. 14 ha UR lub kapitału o ok. 70 tys zł,
- jeden hektar UR substytuować zwiększając zatrudnienie o ok. 161 rbh (0,073 AWU) lub zwiększając zasoby kapitałowe o ok. 5 tys. zł,
- jeden tys. zł kapitału gospodarstwa zastąpić zwiększając zatrudnienie o ok. 31 rbh (0,014 AWU) lub zwiększając powierzchnię UR o 0,2 ha.

Tabela 14. Współczynniki krańcowych stóp substytucji czynników produkcji

KSS(LA)	KSS(AL)	KSS(LK)	KSS(KL)	KSS(AK)	KSS(KA)
-13,667	-0,073	-70,028	-0,014	-5,124	-0,195

5. Gospodarstwa według typu produkcyjnego

W celu ustalenia dochodowości materialnych czynników produkcji w zależności od struktury produkcji w gospodarstwie wybrano z analizowanego zbioru 687 gospodarstw prowadzących w latach 2001-2003 rachunkowość dla IERiGŻ te, które w analizowanym okresie nie zmieniły struktury produkcji. Takich gospodarstw było 473. Struktura według typu rolniczego tego podzbioru znajduje się w tabeli 15. Analizę modelową zdecydowano się ograniczyć jedynie do dwóch najliczniejszych typów rolniczych – gospodarstw specjalizujących się w uprawach polowych oraz o mieszanej strukturze produkcji. Pozostałe typy rolnicze nie posiadały zdaniem autora wystarczającej liczebności.

Tabela 15. Struktura analizowanego zbioru z uwagi na typ produkcyjny

Typ rolniczy	Liczba gospodarstw
Uprawy polowe	113
Uprawy ogrodnicze	0
Winnice	0
Pozostałe trwałe	23
Bydło mleczne	21
Zwierzęta żywione w systemie wypasowym	33
Zwierzęta ziarnożerne	43
Uprawy i zwierzęta różne	240

5.1. Gospodarstwa o typie produkcyjnym uprawy polowe

Analizy dochodowości materialnych czynników produkcji dla gospodarstw, w których strukturze produkcji dominowały uprawy polowe dokonano na podstawie następującej postaci modelu regresji:

$$Y = 0,423 \cdot L^{0,336} \cdot A^{0,270} \cdot K^{0,628}, \quad R^2 = 0,830, \quad Se = 28,448.$$

Powyższa postać modelu została oszacowana dla 107 gospodarstw ze 113 gospodarstw o typie produkcji uprawy polowe. Odrzucone gospodarstwa znacząco odbiegały od reszty pod względem wartości analizowanych zmiennych. Suma współczynników regresji jest większa od 1, zatem wraz ze wzrostem nakładów wzrasta dochód gospodarstw – występuje dodatni efekt skali produkcji. Zwiększenie zatrudnienia o 1% powodowało zwiększenie dochodu o 0,34%, powiększenie powierzchni użytków rolnych o 1% skutkowało zwiększeniem dochodu o 0,27%, natomiast największa wrażliwość dochodu była związana ze zmianą nakładów kapitałowy – zwiększenie zasobów kapitału pracującego o 1% pociągało za sobą wzrost dochodu o 0,63%. W tabeli 16 przedstawiono charakterystykę analizowanych zmiennych.

Tabela 16. Charakterystyka analizowanych zmiennych

	Średnia	Minimum	Maksimum	Odchylenie standardowe
Y [w tys. zł]	81,702	2,115	655,858	100,131
L [w AWU]	1,77	0,15	6,00	1,09
A [w ha UR]	63,95	5,58	421,99	73,72
K [w tys. zł]	464,009	19,460	2878,483	461,763

Rachunku dochodu przeciętnego i marginalnego dokonano dla teoretycznego gospodarstwa dysponującego przeciętnymi dla analizowanej grupy gospodarstw zasobami czynników produkcji, wynoszącymi: zasoby pracy 1,77 AWU, ziemi ok. 64 ha użytków rolnych oraz ok. 464 tys. zł kapitału pracującego. Dochód teoretyczny ustalony dla przeciętnych wartości nakładów czynników produkcji wyniósł 74 497 zł. Przeciętny koszt najmu siły roboczej w analizowanych gospodarstwach o typie produkcyjnym uprawy polowe wynosił 5 670 zł przy przeciętnym zatrudnieniu wynoszącym 0,43 AWU, co odpowiada opłacie 1 godziny pracy na poziomie ok. 6,06 zł. Z tytułu dzierżawy ziemi gospodarstwa ponosiły przeciętnie koszt ok. 3 735 zł przy średniej dzierżawie ok. 27,21 ha użytków rolnych, zatem koszt dzierżawy 1 ha wynosił ok. 145 zł. Udział kapitału obcego w kapitale ogółem wynosił ok. 16,5%. Przyjęto, że struktura kapitału pracującego odpowiada strukturze kapitału ogółem. Przeciętne koszty odsetek od kredytów i pożyczek w analizowanych gospodarstwach wynosiły ok. 3 950 zł, zaś szacowana wartość kapitału obcego w kapitale pracującym ok. 76 480 zł, stąd przeciętnie oprocentowanie kredytów i pożyczek wynosiło ok. 5%.

Przeciętna dochodowość analizowanych czynników produkcji wynosiła odpowiednio: przeciętna dochodowość pracy 41 994 zł, przeciętny dochód

z 1 ha użytków rolnych 1 165 zł oraz dochód przeciętny z 1 tys. zł kapitału pracującego 161 zł.

Odnosząc przeciętne dochodowości poszczególnych czynników produkcji do kosztów ich pozyskania można przyjąć, że powiększanie zasobów wszystkich czynników było opłacalne.

O możliwości i zasadności zwiększania zasobów materialnych czynników produkcji najlepiej informuje jednak kategoria dochodowości marginalnej, nie przeciętnej. Z rachunku dochodowości krańcowej poszczególnych czynników produkcji wynika, że krańcowy przyrost dochodu związany ze zwiększeniem nakładów pracy o 1 AWU wynosił 14 110 zł, co w przeliczeniu na 1 rbh wynosiło 6,40 zł. Krańcowa dochodowość ziemi wynosiła 315 zł, natomiast przyrost krańcowy dochodu związany ze zwiększeniem nakładów kapitałowych o 1 tys. zł wynosił ok. 101 zł. Porównanie marginalnych dochodowości czynników produkcji z jednostkowymi kosztami ich pozyskania potwierdza tezę o opłacalności zwiększania zasobów tych czynników. Najmniejsza opłacalność cechuje nakłady pracy (marginalny dochód z dodatkowej 1 rbh pracy najemnej był niespełna 0,35 zł wyższy od przeciętnej opłaty 1 rbh pracy najemnej). Krańcowe przyrosty dochodu uzyskane ze zwiększenia zasobów ziemi i kapitału były za to dwukrotnie większe od przeciętnych kosztów pozyskania tych czynników.

Z wartości współczynników krańcowych stóp substytucji przedstawionych w tabeli 17 wynika, że w celu zachowania dochodu na niezmiennym poziomie należy:

- ograniczając zatrudnienie o 1 AWU zwiększyć powierzchnię użytków rolnych o ok. 45 ha lub zwiększyć zasoby kapitału o ok. 140 tys. zł,
- zmniejszając zasoby ziemi o 1 ha zwiększyć zatrudnienie o ok. 48 rbh (0,022 AWU) lub kapitał pracujący o ok. 3 tys. zł,
- przy zmniejszeniu zasobów kapitału pracującego o 1 tys. zł zwiększyć zatrudnienie o ok. 15 rbh (0,01 AWU) lub powiększyć powierzchnię użytków rolnych o ok. 0,32 ha.

Tabela 17. Współczynniki krańcowych stóp substytucji czynników produkcji

KSS(LA)	KSS(AL)	KSS(LK)	KSS(KL)	KSS(AK)	KSS(KA)
-44,858	-0,022	-139,943	-0,007	-3,120	-0,321

Analizowana grupa gospodarstw powinna zatem zwiększać skalę produkcji powiększając zasoby użytków rolnych przy równoczesnym zwiększaniu zasobów kapitału. Zwiększanie skali produkcji nawet w przypadku następującej mechanizacji pociąga za sobą konieczność zwiększenia również zasobów pracy pomimo niewielkiej opłacalności takiego postępowania.

5.2. Gospodarstwa o typie produkcyjnym uprawy i zwierzęta różne

Model regresji dla gospodarstw o mieszanej strukturze produkcji oszacowano po odrzuceniu 16 gospodarstw, które zostały uznane za nietypowe. Ostateczna postać potęgowego modelu regresji jest następująca:

$$Y = 0,208 \cdot L^{0,254} \cdot A^{0,646} \cdot K^{0,511}, \quad R^2 = 0,867, \quad Se = 18,708.$$

Suma współczynników regresji przy zmiennych niezależnych jest wyższa od 1, zatem w analizowanej grupie gospodarstw występował dodatni efekt skali produkcji. Dochód był najbardziej wrażliwy na zmiany zasobów ziemi, gdyż 1% wzrost tego czynnika produkcji powodował wzrost dochodu o ok. 0,65%. Wzrost nakładów kapitału o 1% skutkowało wzrostem dochodu o ok. 0,51%, zaś zwiększenie zatrudnienia o 1% powodowało wzrost dochodu o ok. 0,25%.

Tabela 18. Charakterystyka analizowanych zmiennych

	Średnia	Minimum	Maksimum	Odchylenie standardowe
Y [w tys. zł]	40,682	2,922	376,962	51,433
L [w AWU]	1,66	0,52	5,34	0,69
A [w ha UR]	26,06	5,38	200,27	27,76
K [w tys. zł]	303,955	51,209	2022,702	268,835

Dla gospodarstwa posiadającego przeciętne wielkości nakładów czynników produkcji (tabela 18) dokonano analizy dochodowości przeciętnej i krańcowej zaangażowanych czynników produkcji. Dochód teoretyczny (uzyskany na podstawie kalkulacji modelowych) dla takiego gospodarstwa wyniósł 36 118 zł.

Wynika z tego, że przeciętna dochodowość pracy wynosiła 21 692 zł z 1 AWU (czyli ok. 9,88 zł z 1 rbh), przeciętna dochodowość ziemi 1 386 zł z 1 ha użytków rolnych, zaś przeciętna dochodowość kapitału pracującego 119 zł z 1 tys. zł.

Przeciętne zatrudnienie opłaconej siły roboczej wynosiło w analizowanej grupie gospodarstw ok. 0,1 AWU (220 rbh), co wiązało się z opłatą tej pracy równą przeciętnie 1 471 zł, czyli ok. 6,69 zł za 1 rbh. Gospodarstwa dzierżawiły przeciętnie 8,11 ha użytków rolnych i ponosiły przeciętnie koszt 865 zł czynszu dzierżawnego, co w przeliczeniu na jednostkę nakładu ziemi daje wysokość czynszu dzierżawnego 107 zł za 1 ha użytków rolnych. Udział kapitału obcego w kapitale ogółem wynosił w analizowanych gospodarstwach 6,38%. Założono, że struktura kapitału pracującego była jednakowa. Wziąwszy pod uwagę postawione założenie ustalono, że przeciętna wartość obcego kapitału pracującego wynosiła 19 400 zł. Przeciętna wysokość odsetek od kredytów i pożyczek w analizowanych gospodarstwach wynosiła 893 zł, zatem

oprocentowanie kapitału obcego wynosiło 4,6%.

Dochód krańcowy ze zwiększenia zasobów pracy uzyskiwany przez teoretyczne gospodarstwo wynosił 5 510 zł, co w przeliczeniu na 1 rbh wynosi 2,5 zł. Jest to znacznie mniej niż przeciętny koszt opłaty pracy i oznacza, że zwiększanie zatrudnienia nie jest zasadne.

Krańcowy przyrost dochodu uzyskany poprzez powiększenie powierzchni użytków rolnych o dodatkowy 1 ha wynosił 895 zł i był ponad 8-krotnie większy niż koszt dzierżawy, co przemawia za zwiększaniem areału użytków rolnych w gospodarstwach o mieszanej strukturze produkcji.

Krańcowy dochód ze zwiększenia zasobów kapitału o 1 tys. zł wynosił 61 zł, zatem zważywszy na ustalone wcześniej oprocentowanie kredytu ok. 4,6% zwiększanie zasobów kapitałowych było opłacalne.

Z wartości współczynników krańcowych stóp substytucji przedstawionych w tabeli 19 wynika, że w celu zachowania dochodu na niezmiennym poziomie należy:

- ograniczając zatrudnienie o 1 AWU zwiększyć powierzchnię użytków rolnych o ok. 6 ha lub zwiększyć zasoby kapitału o ok. 91 tys. zł,
- zmniejszając zasoby ziemi o 1 ha zwiększyć zatrudnienie o ok. 359 rbh (0,163 AWU) lub kapitał pracujący o ok. 15 tys. zł,
- przy zmniejszeniu zasobów kapitału pracującego o 1 tys. zł zwiększyć zatrudnienie o ok. 24 rbh (0,011 AWU) lub powiększyć powierzchnię użytków rolnych o ok. 0,07 ha.

Tabela 19. Współczynniki krańcowych stóp substytucji czynników produkcji

KSS(LA)	KSS(AL)	KSS(LK)	KSS(KL)	KSS(AK)	KSS(KA)
-6,154	-0,163	-90,742	-0,011	-14,746	-0,068

6. Podsumowanie

Przedstawioną metodę analizowania dochodowości materialnych czynników produkcji w gospodarstwach rolnych należy uznać za zasadną od strony merytorycznej. Nie stoi zatem na przeszkodzie, by użyć jej do analizy charakteryzowanego zjawiska na podstawie danych empirycznych pochodzących z 2004 roku. Uzyskane dzięki temu ustalenia zyskają wówczas walor praktyczny.

Celowe są jednak dalsze modyfikacje analizy i wnioskowania. Po pierwsze chodzi o interpretację zmiennej zależnej. Jest nią dochód brutto z czynników produkcji, który uwzględnia jedynie rzeczywiste przychody i rzeczywiste koszty, a pomija kalkulowane elementy szacunku (np. wycenę opłaty pracy własnej).

Analizę należy zróżnicować dla (co najmniej) dwóch sytuacji. Pierwsza ma miejsce wtedy, kiedy rolnik dysponuje własnymi środkami finansowymi na powiększenie zasobów czynników produkcji użytych do prowadzenia działalności rolniczej i ponosi jedynie wydatki operacyjne (wzrost zatrudnienia, dzierżawy ziemi, leasing maszyn itp.). Druga zaś sytuacja występuje wtedy, kiedy rolnik powiększa w ten sam sposób zasoby czynników produkcji, ale musi na ten cel pożyczyć środki finansowe. W każdej z obu tych sytuacji ponoszone są różne koszty rzeczywiste.

Jako dodatkowy element analizy należy wprowadzić sytuację kiedy rolnik kupuje ziemię, co ma swą analogię w dochodowości kapitału pracującego. Kwoty przeznaczone na zakup tych czynników mogą być własnością rolnika, bądź też mogą pochodzić z kredytu. W obu tych sytuacjach dochodowość będzie różna, bo w tej drugiej wystąpi wzrost odsetek od kredytów.

Ocena skorygowanej w powyższy sposób dochodowości zakupu czynników produkcji (ziemi, kapitału pracującego) powinna się odbywać na zasadzie stopy dochodu oczyszczonego o wszelkie rzeczywiście ponoszone koszty. Ocenę poszczególnych modeli należałoby prowadzić w odniesieniu np. do 1000 zł poniesionych kosztów (zatrudnienie, dzierżawa, leasing, zakup ziemi, inwestycje w kapitał pracujący itd.) Będą to więc dwa szeregi liczb. Jeden będzie się odnosić do celowości wydatków własnych wolnych środków finansowych, drugi natomiast do sytuacji kiedy rolnik zaciągnie kredyt.

Literatura:

1. Borkowski B., Dudek H., Szczęsny W., 2004: Ekonometria. Wybrane zagadnienia, PWN, Warszawa
2. Czekał T., 2005: Dochodowość materialnych czynników produkcji w gospodarstwach osób fizycznych w latach 2001-2003, [w:] Sytuacja ekonomiczna i aktywność gospodarcza różnych grup polskich gospodarstw rolniczych. Wstępne wyniki badań, praca zb. pod red. W. Józwiaka, Raport PW nr 7, IERiGŻ-PIB, Warszawa
3. Greene W. H., 2003: Econometric Analysis (5th ed.)
4. Kufel T., 2004: Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL, PWN Warszawa
5. Pawłowski Z., 1966: Ekonometria, PWN Warszawa

Aneks

1. Model dla makroregionu Pomorze i Mazury

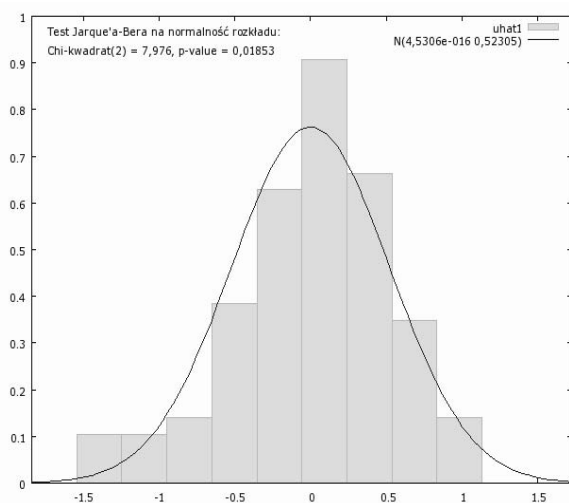
Model liniowy dla gospodarstw Pomorza i Mazur dla wszystkich obserwacji:

$$\ln Y = -1,109 + 0,416 \cdot \ln L + 0,503 \cdot \ln A + 0,501 \cdot \ln K + \varepsilon, \quad \{1\}$$

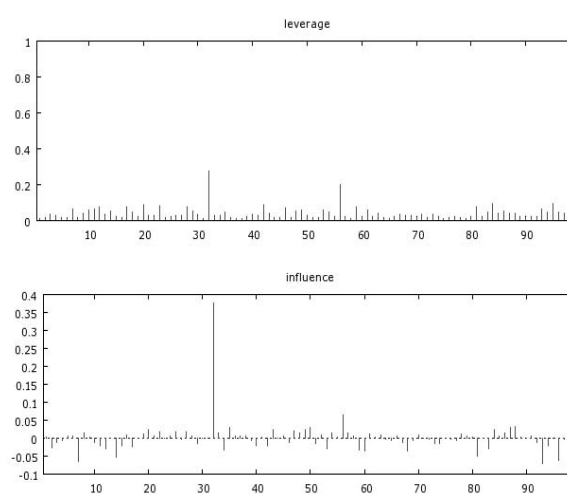
Oznaczenia: Y – dochód [tys. zł], L – praca [AWU], ziemia [ha UR], kapitał [tys. zł], ε – składnik losowy.

Tabela A1. Podsumowanie regresji

$R^2 = 0,753$		Se = 0,523		J-B: Chi-kwadrat(2) = 7,976	
F (3, 95) = 96,578		$\alpha = 0,05$		Test White'a: $nR^2 = 12,946$	
Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka t	p-value	
const	-1,109	0,429	-2,582	0,011	
LnL	0,416	0,143	2,913	0,004	
LnA	0,503	0,112	4,500	0,000	
LnK	0,501	0,114	4,410	0,000	



Rys. 1. Wykres normalności rozkładu reszt modelu



Rys. 2. Wykres dźwigni i wpływu obserwacji

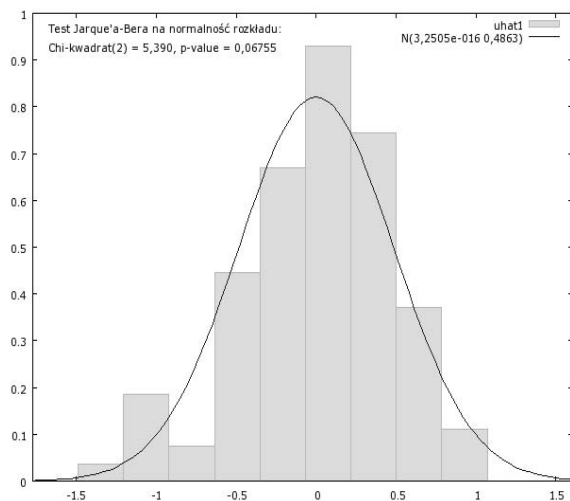
Z uwagi na odrzucenie hipotezy o normalności rozkładu reszt modelu liniowego odrzucono obserwacje dla których odległość Cook'a była większa niż wartość krytyczna $Di^* = 0,04$. Odrzucono 4 obserwacje uznane za wpływowe i ponownie oszacowano model liniowy dla 96 gospodarstw o równaniu:

$$\ln Y = -0,881 + 0,564 \cdot \ln L + 0,438 \cdot \ln A + 0,491 \cdot \ln K + \varepsilon, \quad \{2\}$$

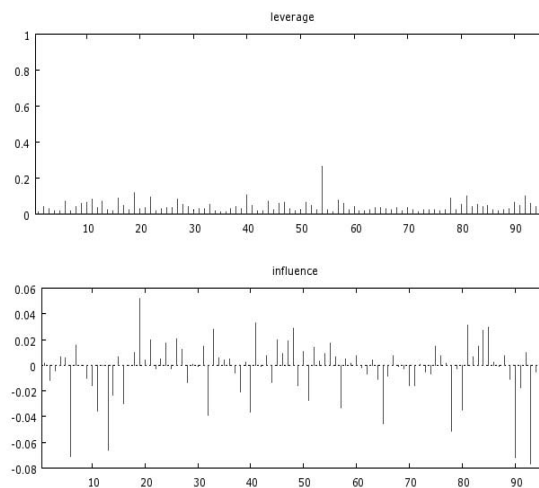
oznaczenia jak w {1}.

Tabela A2. Podsumowanie regresji

$R^2 = 0,782$		Se = 0,476		J-B: Chi-kwadrat(2) = 5,901	
F (3, 92) = 110,309		$\alpha = 0,05$		Test White'a: $nR^2 = 6,513$	
Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka t	p-value	
const	-0,881	0,400	-2,200	0,030	
LnL	0,564	0,151	3,731	0,000	
LnA	0,438	0,103	4,261	0,000	
LnK	0,491	0,106	4,656	0,000	



Rys. 3. Wykres normalności rozkładu reszt modelu



Rys. 4. Wykres dźwigni i wpływu obserwacji

Model liniowy oszacowany po odrzuceniu 4 gospodarstw wpływowych spełnia założenia normalności rozkładu reszt, heteroskedastyczności, zatem model potęgowy otrzymany z przekształcenia tego modelu liniowego wykorzystano do analizy merytorycznej.

2. Model dla makroregionu Wielkopolska i Śląsk

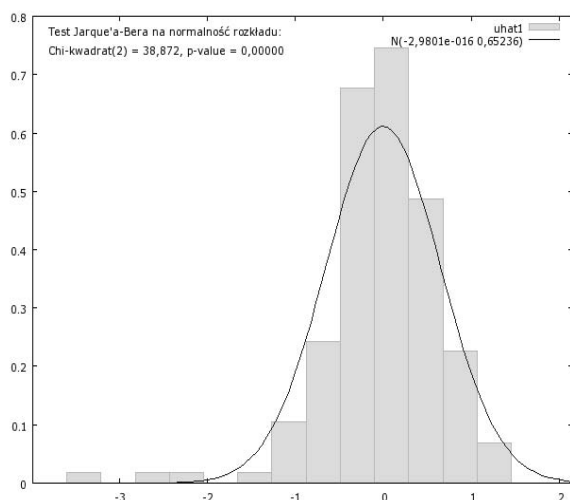
Model dla gospodarstw położonych w regionie **Wielkopolska i Śląsk** dla całej próby (n=152) jest następujący:

$$\ln Y = -1,188 + 0,249 \cdot \ln L + 0,604 \cdot \ln A + 0,493 \cdot \ln K + \varepsilon, \quad \{3\}$$

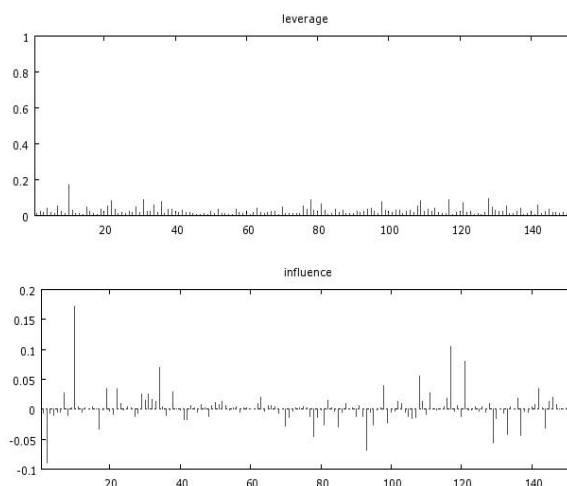
oznaczenia jak w {1}.

Tabela A3. Podsumowanie regresji

R ² = 0,711		Se = 0,652		J-B: Chi-kwadrat(2) = 38,872	
F (3, 95) = 96,578		α = 0,05		Test White'a: nR ² = 16,295	
Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka t	p-value	
const	-1,188	0,426	-2,791	0,006	
LnL	0,249	0,121	2,052	0,042	
LnA	0,604	0,114	5,318	0,000	
LnK	0,493	0,118	4,185	0,000	



Rys. 5. Wykres normalności rozkładu reszt modelu



Rys. 6. Wykres dźwigni i wpływu obserwacji

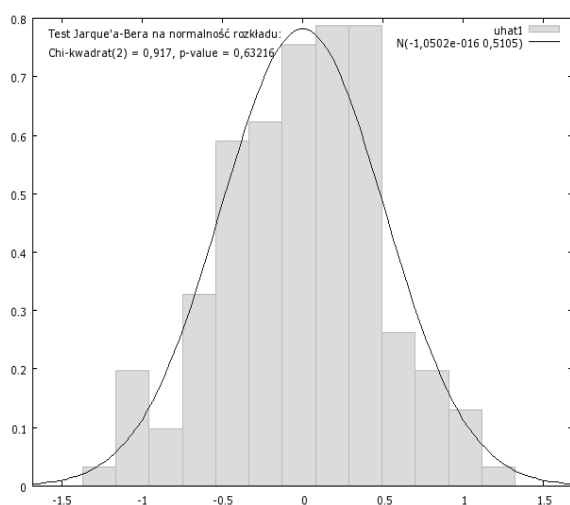
Ponieważ założenie o normalności rozkładu reszt nie zostało spełnione zdecydowano się na usunięcie z grupy analizowanych gospodarstw tych, dla których odległość Cook'a była większa niż 0,03. Za wpływowe uznano 4 ze 152 gospodarstw. Model liniowy (linearyzowany model potęgowy) oszacowany dla tej grupy jest następujący:

$$\ln Y = -0,619 + 0,397 \cdot \ln L + 0,554 \cdot \ln A + 0,419 \cdot \ln K + \varepsilon, \quad \{4\}$$

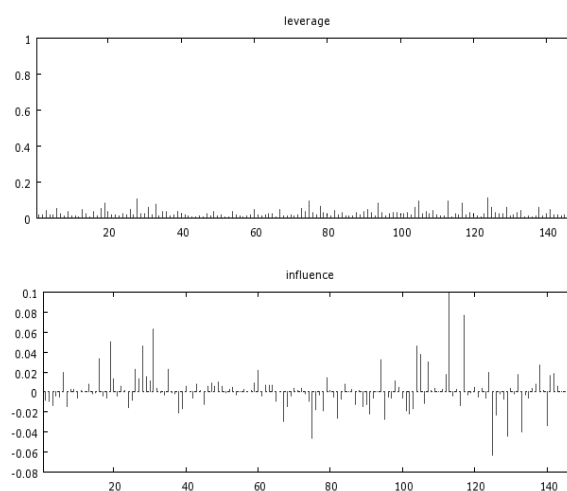
oznaczenia jak w {1}.

Tabela A4. Podsumowanie regresji

$R^2 = 0,781$		Se = 0,510		J-B: Chi-kwadrat(2) = 0,917	
F (3, 144) = 175,48		$\alpha = 0,1$		Test White'a: $nR^2 = 13,333$	
Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka t	p-value	
const	-0,619	0,341	-1,812	0,072	
LnL	0,397	0,104	3,815	0,000	
LnA	0,554	0,090	6,171	0,000	
LnK	0,419	0,093	4,495	0,000	



Rys. 7. Wykres normalności rozkładu reszt modelu



Rys. 8. Wykres dźwigni i wpływu obserwacji

Model liniowy oszacowany po odrzuceniu 4 gospodarstw wpływowych spełnia założenia KMNK dotyczące normalności rozkładu reszt, heteroskedastyczności, posiada zadowalającą wartość współczynnika determinacji, zatem model potęgowy otrzymany z przekształcenia tego modelu wykorzystano do analizy merytorycznej.

3. Model dla makroregionu Mazowsze i Podlasie

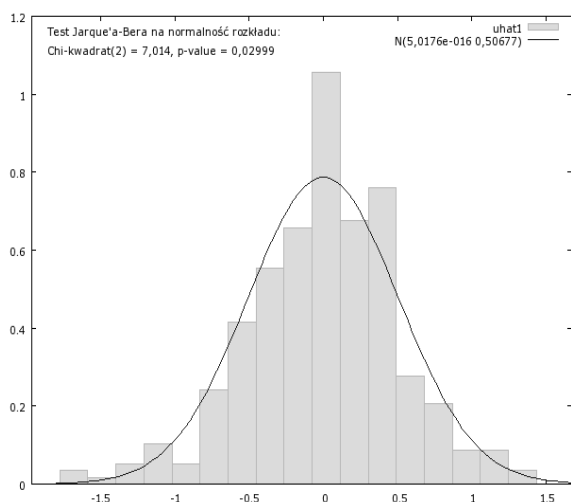
Model dla wszystkich gospodarstw położonych na Mazowszu i Podlasiu jest następujący:

$$\ln Y = -2,284 + 0,154 \cdot \ln L + 0,265 \cdot \ln A + 0,878 \cdot \ln K + \varepsilon, \quad \{5\}$$

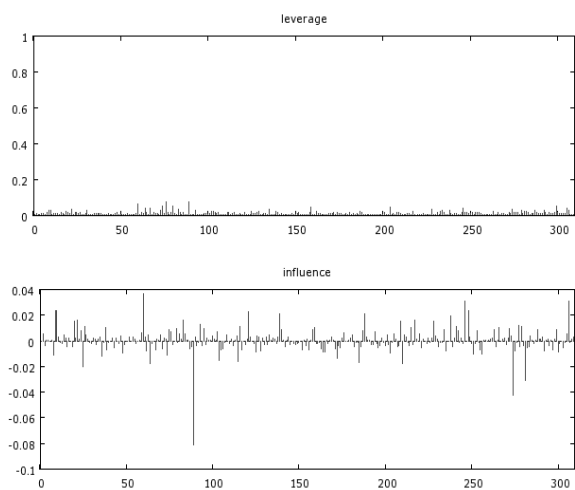
oznaczenia jak w {1}.

Tabela A5. Podsumowanie regresji

$R^2 = 0,752$		Se=0,507		J-B: Chi-kwadrat(2) = 7,014	
F (3, 304) = 307,684		$\alpha = 0,05$		Test White'a: $nR^2 = 36,216$	
Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka t	p-value	
const	-2,284	0,268	-8,536	0,000	
LnL	0,154	0,081	1,908	0,057	
LnA	0,256	0,049	5,233	0,000	
LnK	0,878	0,063	13,915	0,000	



Rys. 9. Wykres normalności rozkładu reszt modelu



Rys. 10. Wykres dźwigni i wpływu obserwacji

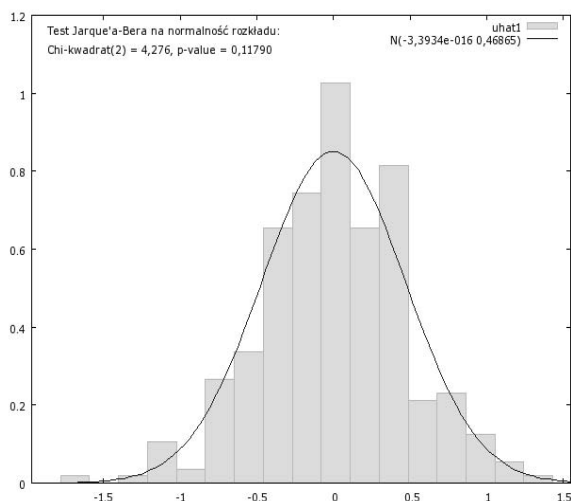
Oszacowany model nie spełniał założeń KMNK: brak normalności rozkładu reszt, heteroskedastyczność. Postanowiono dokonać eliminacji obserwacji wpływowych za pomocą stosowanej uprzednio metody. Usunięto 8 gospodarstw, które uznano za wpływowe i oszacowano następujące równanie:

$$\ln Y = -2,397 + 0,163 \cdot \ln L + 0,223 \cdot \ln A + 0,916 \cdot \ln K + \varepsilon, \quad \{6\}$$

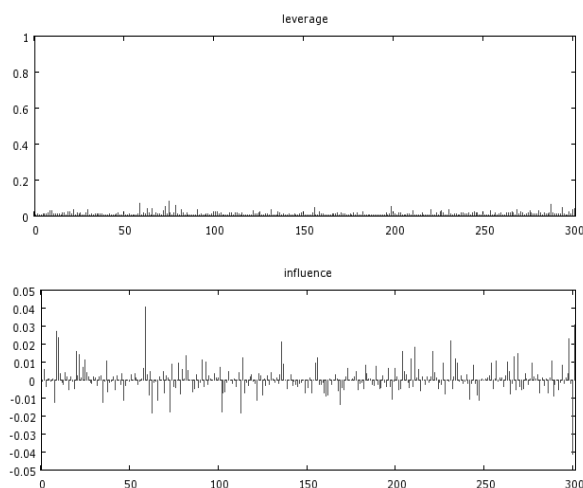
oznaczenia jak w {1}.

Tabela A6. Podsumowanie regresji

$R^2 = 0,773$		$Se = 0,469$		$J-B: \text{Chi-kwadrat}(2) = 4,276$	
$F(3, 297) = 337,993$		$\alpha = 0,05$		$\text{Test White'a: } nR^2 = 16,170$	
Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka t	p-value	
const	-2,397	0,249	-9,634	0,000	
LnL	0,163	0,078	2,104	0,036	
LnA	0,223	0,046	4,868	0,000	
LnK	0,916	0,059	15,589	0,000	



Rys. 11. Wykres normalności rozkładu reszt modelu



Rys. 12. Wykres dźwigni i wpływu obserwacji.

Pominięcie gospodarstw wpływowych pozwoliło na oszacowanie modelu liniowego (linearyzowanego modelu potęgowego) spełniającego założenia KMNK, charakteryzującego się istotnymi statystycznie ocenami parametrów strukturalnych oraz zadowalającym dopasowaniem do danych empirycznych ($R^2 = 0,773$). Modelowych ten po przekształceniu do postaci potęgowej poddano analizie merytorycznej.

4. Model dla makroregionu Małopolska i Pogórze

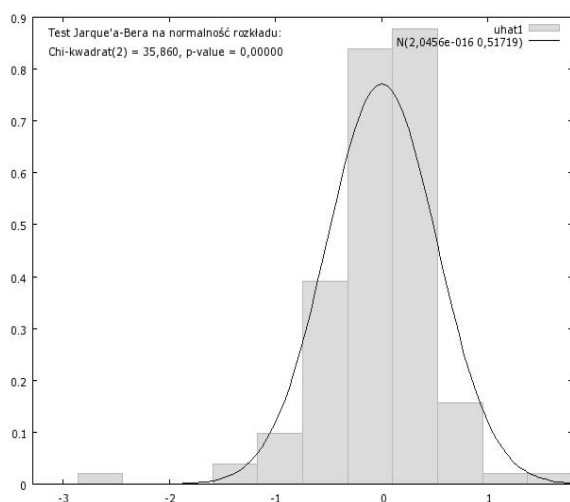
Model liniowy dla wszystkich gospodarstw położonych w regionie **Małopolska i Pogórze** jest następujący:

$$\ln Y = -1,494 + 0,361 \cdot \ln L + 0,393 \cdot \ln A + 0,647 \cdot \ln K + \varepsilon, \quad \{7\}$$

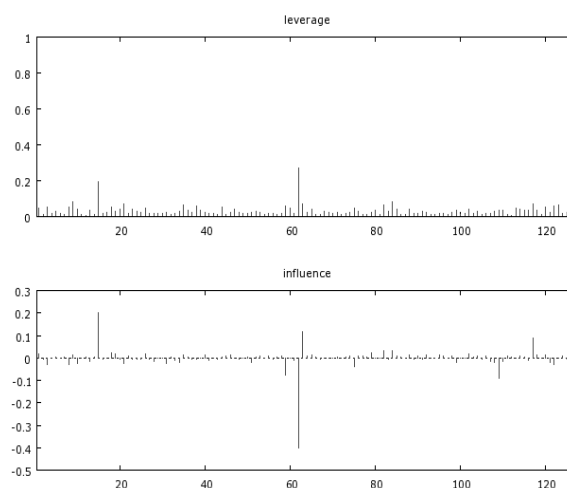
oznaczenia jak w {1}.

Tabela A7. Podsumowanie regresji

$R^2 = 0,803$		$Se = 0,517$		J-B: Chi-kwadrat(2) = 35,860	
$F(3, 123) = 166,836$		$\alpha = 0,05$		Test White'a: $nR^2 = 22,748$	
Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka t	p-value	
const	-1,494	0,492	-3,034	0,003	
LnL	0,361	0,121	2,981	0,003	
LnA	0,393	0,076	5,151	0,000	
LnK	0,647	0,114	5,703	0,000	



Rys. 13. Wykres normalności rozkładu reszt modelu



Rys. 14. Wykres dźwigni i wpływu obserwacji

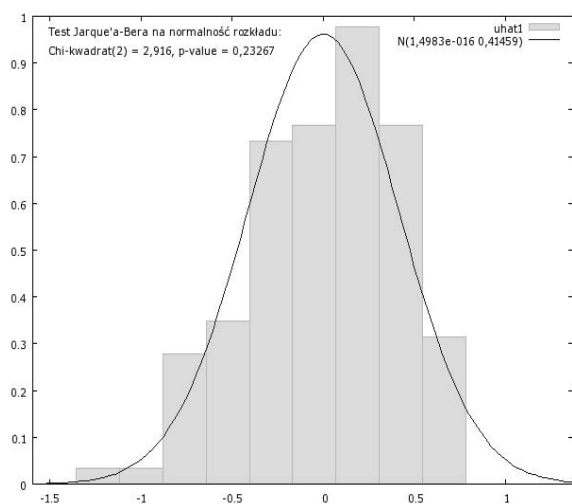
Model dla wszystkich gospodarstw nie spełniał założeń normalności rozkładu reszt oraz homoskedastyczności. Z próby usunięto 4 gospodarstwa uznane za wpływowe i ponownie oszacowano następujący model liniowy:

$$\ln Y = -1,488 + 0,619 \cdot \ln L + 0,356 \cdot \ln A + 0,647 \cdot \ln K + \varepsilon, \quad \{8\}$$

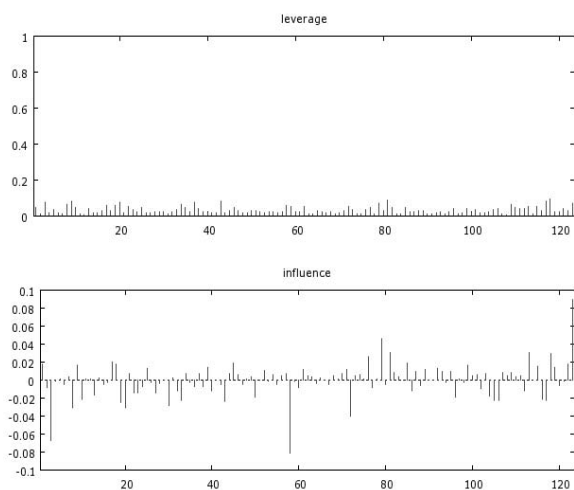
oznaczenia jak w {1}.

Tabela A8. Podsumowanie regresji

$R^2 = 0,854$		$Se = 0,415$		J-B: Chi-kwadrat(2) = 2,916	
$F(3, 119) = 232,629$		$\alpha = 0,05$		Test White'a: $nR^2 = 9,432$	
Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka t	p-value	
const	-1,488	0,401	-3,713	0,000	
LnL	0,619	0,121	5,118	0,000	
LnA	0,356	0,063	5,644	0,000	
LnK	0,647	0,091	7,076	0,000	



Rys. 15. Wykres normalności rozkładu reszt modelu



Rys. 16. Wykres dźwigni i wpływu obserwacji

Model oszacowany po wyeliminowaniu obserwacji wpływowych spełnia założenia KMNK zastosowanej w estymacji, wszystkie oceny parametrów równania liniowego są istotne, model liniowy jest w 80,4% dopasowany do danych empirycznych, zatem uznano, że model potęgowy uzyskany poprzez przekształcenie modelu liniowego może służyć do analizy merytorycznej.

5. Model dla gospodarstw o słabych glebach

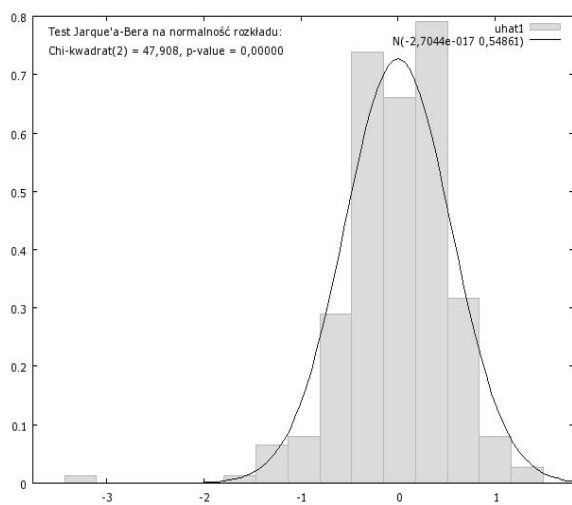
Model liniowy dla gospodarstw o słabych glebach oszacowany dla 234 gospodarstw jest następujący:

$$\ln Y = -1,740 + 0,280 \cdot \ln L + 0,499 \cdot \ln A + 0,625 \cdot \ln K + \varepsilon, \quad \{9\}$$

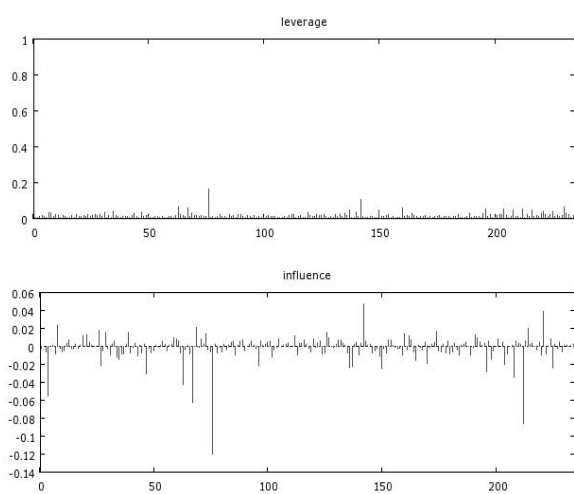
oznaczenia jak w {1}.

Tabela A9. Podsumowanie regresji

$R^2 = 0,720$	$Se = 0,549$	$(AIC) = 387,053$	$J-B: Chi-kwadrat(2) = 47,908$	
$F(3, 230) = 197,134$	$\alpha = 0,05$	$(BIC) = 400,874$	$Test White'a: nR^2 = 10,793$	
Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka t	p-value
const	-1,740	0,299	-5,817	0,000
LnL	0,280	0,103	2,728	0,007
LnA	0,499	0,074	6,722	0,000
LnK	0,625	0,075	8,299	0,000



Rys. 17. Wykres normalności rozkładu reszt modelu



Rys. 18. Wykres dźwigni i wpływu obserwacji

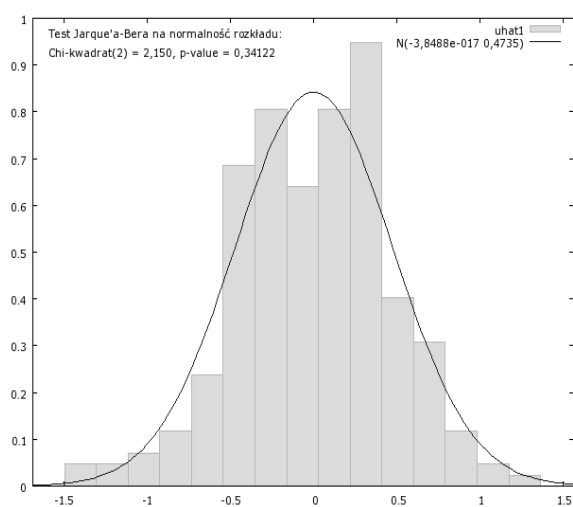
Ponieważ wystąpiła heteroskedastyczność oraz odrzucono hipotezę o normalności rozkładu reszt modelu odrzucono z próby 9 gospodarstw uznanych za nietypowe, za kryterium przyjmując wartość krytyczną odległości Cook'a większą niż 0,02 i ponownie oszacowano model liniowy o postaci:

$$\ln Y = -1,746 + 0,287 \cdot \ln L + 0,432 \cdot \ln A + 0,670 \cdot \ln K + \varepsilon, \quad \{10\}$$

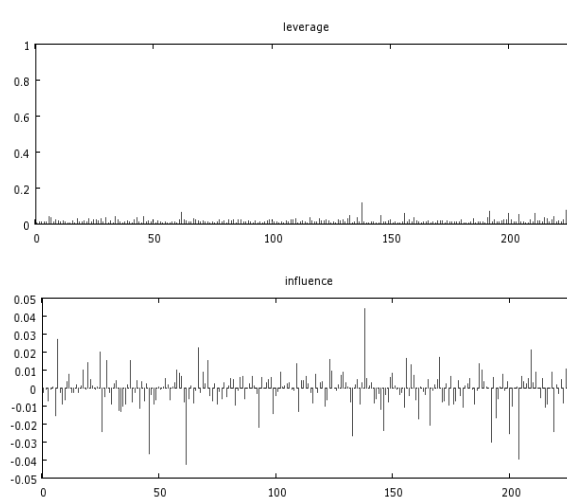
oznaczenia jak w {1}.

Tabela A10. Podsumowanie regresji.

$R^2 = 0,750$		$Se = 0,473$		$(AIC) = 306,069$		$J-B: \text{Chi-kwadrat}(2) = 2,150$	
$F(3, 221) = 222,116$		$\alpha = 0,05$		$(BIC) = 319,734$		$\text{Test White'a: } nR^2 = 9,564$	
Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka t	p-value			
const	-1,746	0,269	-6,490	0,000			
LnL	0,287	0,095	3,019	0,003			
LnA	0,432	0,072	6,032	0,000			
LnK	0,670	0,070	9,536	0,000			



Rys. 19. Wykres normalności rozkładu reszt modelu



Rys. 20. Wykres dźwigni i wpływu obserwacji

Model dla gospodarstw położonych na glebach średniej słabych oszacowany po odrzuceniu gospodarstw nietypowych charakteryzował się normalnością rozkładu reszt oraz jednorodnością wariancji składnika resztowego i został przyjęty za podstawę analizy merytorycznej.

6. Model liniowy dla gospodarstw o glebach średniej jakości

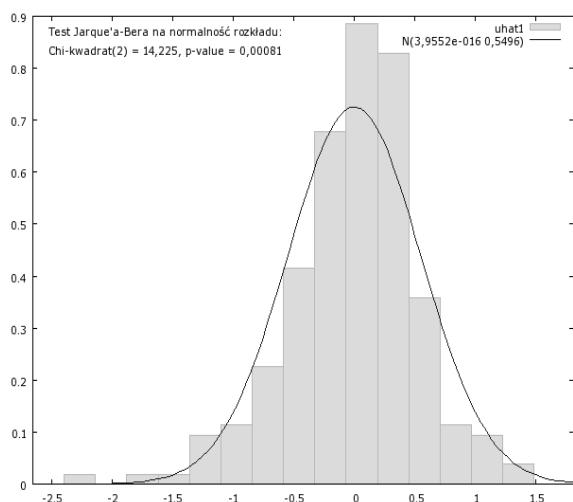
Model liniowy dla gospodarstw położonych na średnich glebach jest następujący:

$$\ln Y = -1,334 + 0,326 \cdot \ln L + 0,398 \cdot \ln A + 0,621 \cdot \ln K + \varepsilon, \quad \{11\}$$

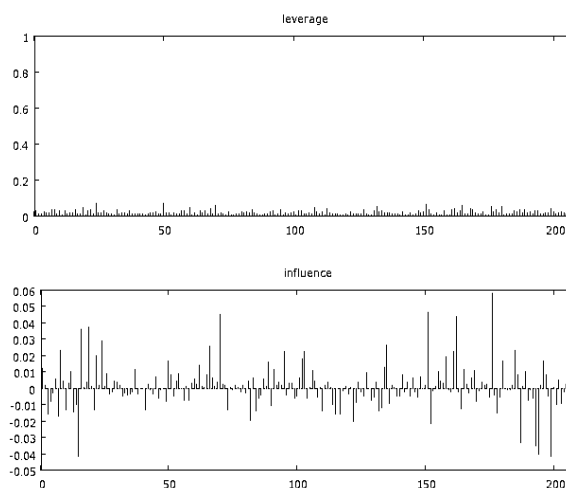
oznaczenia jak w {1}.

Tabela A11. Podsumowanie regresji

$R^2 = 0,762$		$Se = 0,549$		$(AIC) = 345,235$		$J-B: \text{Chi-kwadrat}(2) = 14,225$	
$F(3, 204) = 217,346$		$\alpha = 0,05$		$(BIC) = 358,585$		$\text{Test White'a: } nR^2 = 27,177$	
Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka t	p-value			
const	-1,334	0,306	-4,358	0,000			
LnL	0,326	0,109	2,985	0,003			
LnA	0,398	0,059	6,789	0,000			
LnK	0,621	0,072	8,679	0,000			



Rys. 21. Wykres normalności rozkładu reszt modelu



Rys. 22. Wykres dźwigni i wpływu obserwacji

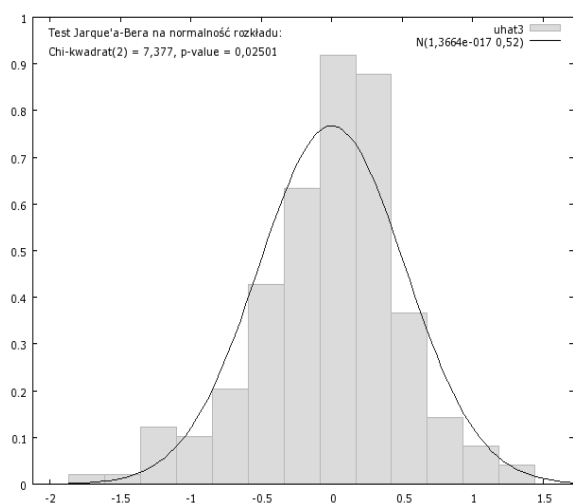
W modelu dla całej próby gospodarstw użytkujących gleby średniej jakości występowała heteroskedastyczność oraz rozkład reszt modelu nie był normalny. Uznano za zasadne odrzucenie gospodarstw nietypowych i ponowne oszacowanie modelu. Za nietypowe uznano 14 obserwacji. Model liniowy przyjął następującą postać:

$$\ln Y = -1,338 + 0,251 \cdot \ln L + 0,386 \cdot \ln A + 0,637 \cdot \ln K + \varepsilon, \quad \{12\}$$

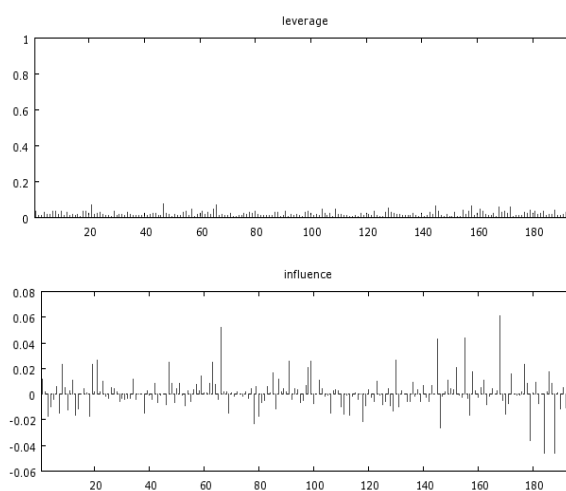
oznaczenia jak w {1}.

Tabela A11. Podsumowanie regresji

$R^2 = 0,780$	$Se = 0,520$	$(AIC) = 302,312$	$J-B: Chi-kwadrat(2) = 7,377$	
$F(3, 191) = 224,795$	$\alpha = 0,05$	$(BIC) = 315,404$	$Test White'a: nR^2 = 23,178$	
Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka t	p-value
const	-1,338	0,295	-4,528	0,000
LnL	0,251	0,107	2,349	0,020
LnA	0,386	0,059	6,547	0,000
LnK	0,637	0,071	9,021	0,000



Rys. 23. Wykres normalności rozkładu reszt modelu



Rys. 24. Wykres dźwigni i wpływu obserwacji

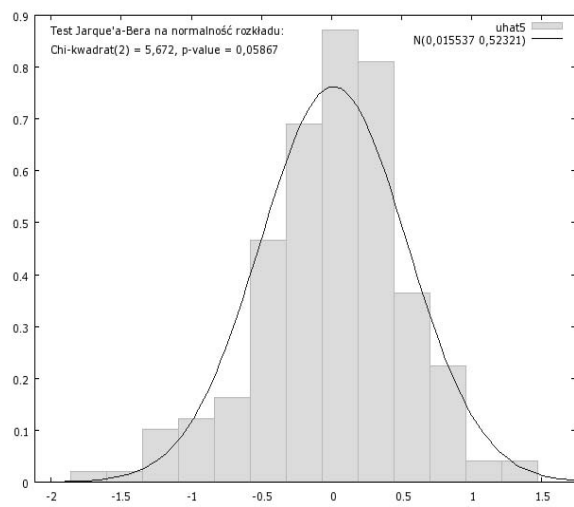
Ponieważ nadal występowała heteroskedastyczność składnika losowego, a rozkład reszt był zbliżony do normalnego (wartość statystyki χ^2 testu J-B wyniosła 7,377 wobec wartości $\chi^2_* = 5,991$) zdecydowano się zastosować metodę korekty heteroskedastyczności składnika losowego. Warunkiem poprawności stosowania tej metody jest normalność rozkładu reszt oszacowanego za jej pomocą modelu [Kufel 2005 s. 122].

Model oszacowany metodą korekty heteroskedastyczności składnika losowego posiada następującą postać:

$$\ln Y = -1,686 + 0,246 \cdot \ln L + 0,340 \cdot \ln A + 0,720 \cdot \ln K + \varepsilon, \quad \{13\}$$
 oznaczenia jak w {1}.

Tabela A12. Podsumowanie regresji

$R^2 = 0,827$		$Se = 1,948$	$J-B: \text{Chi-kwadrat}(2) = 5,672$	
$F(3, 191) = 224,795$		$\alpha = 0,05$	-	
Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka t	p-value
const	-1,686	0,285	-5,912	0,000
LnL	0,264	0,084	3,127	0,002
LnA	0,340	0,049	6,872	0,000
LnK	0,720	0,064	11,188	0,000



Rys. 25. Wykres normalności rozkładu reszt modelu

Wartość statystyki wyniosła 5,672 i była mniejsza niż wartość krytyczna testu równa 5,991, zatem nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej testu J-B, która stanowi, że rozkład reszt jest normalny. Zgodnie z powyższym model przyjęto za podstawę analizy merytorycznej badanego zjawiska.

7. Model dla gospodarstw o glebach dobrej jakości

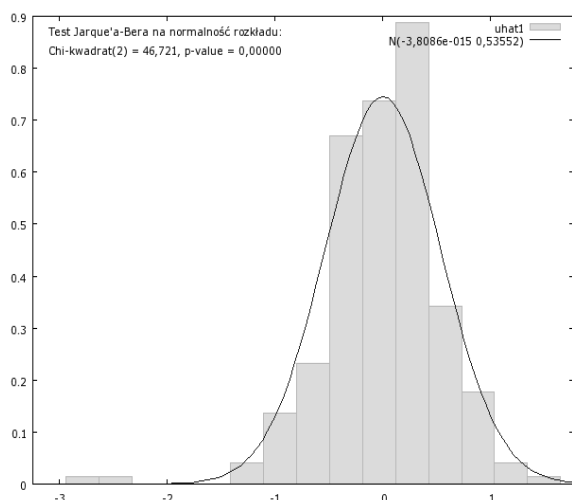
Model liniowy dla grupy gospodarstw posiadających gleby dobrej jakości jest następujący:

$$\ln Y = -1,743 + 0,261 \cdot \ln L + 0,345 \cdot \ln A + 0,745 \cdot \ln K + \varepsilon, \quad \{14\}$$

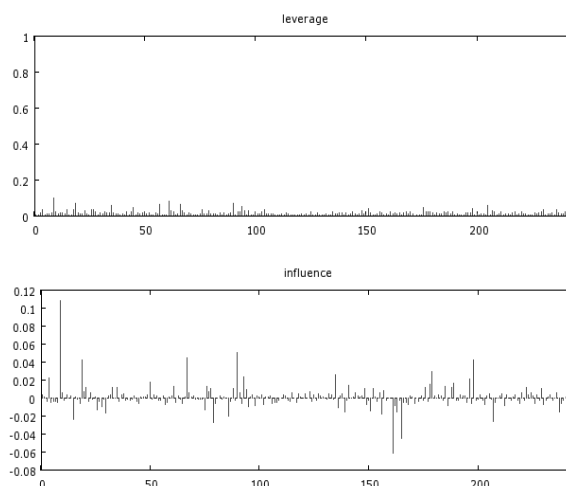
oznaczenia jak w {1}.

Tabela A13. Podsumowanie regresji

$R^2 = 0,761$		$Se = 0,536$	$J-B: \text{Chi-kwadrat}(2) = 46,721$	
$F(3, 239) = 253,168$		$\alpha = 0,05$	Test White'a: $nR^2 = 22,004$	
Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka t	p-value
const	-1,743	0,328	-5,311	0,000
LnL	0,261	0,079	3,300	0,001
LnA	0,345	0,055	6,248	0,000
LnK	0,745	0,077	9,628	0,000



Rys. 26. Wykres normalności rozkładu reszt modelu



Rys. 27. Wykres dźwigni i wpływu obserwacji

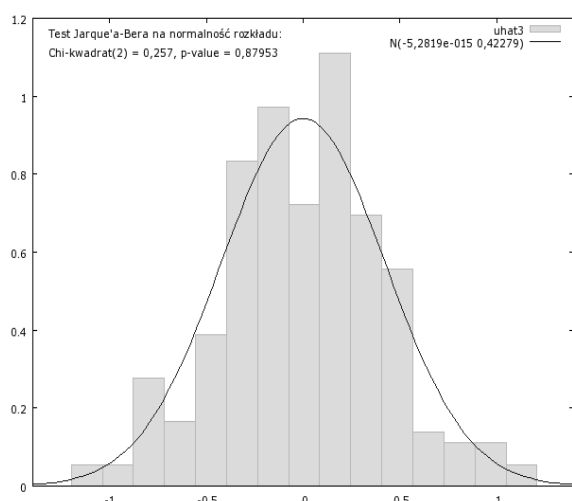
W oszacowanym modelu wystąpiła heteroskedastyczność oraz rozkład reszt nie miał rozkładu normalnego. Stosując obraną metodę identyfikacji obserwacji nietypowych stwierdzono, że 17 z 243 gospodarstw posiadających gleby dobrej jakości znacznie odbiega od pozostałych pod względem wartości analizowanych zmiennych i wywiera istotny wpływ na estymowane równanie regresji. Zdecydowano się pominąć te gospodarstwa i dla pozostałych gospodarstw oszacowano następujący model liniowy:

$$\ln Y = -1,898 + 0,246 \cdot \ln L + 0,355 \cdot \ln A + 0,768 \cdot \ln K + \varepsilon, \quad \{15\}$$

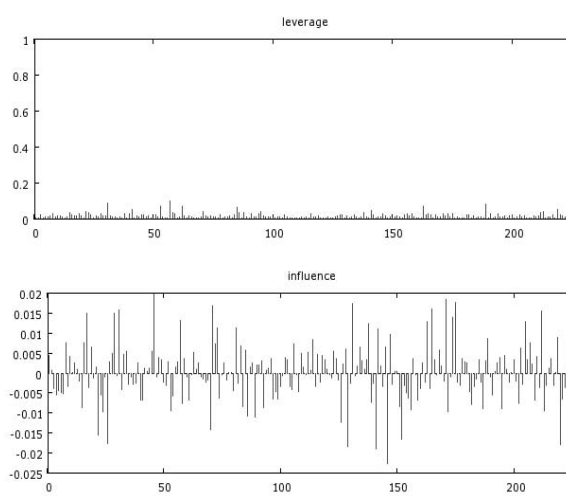
oznaczenia jak w {1}.

Tabela A14. Podsumowanie regresji

$R^2 = 0,835$		$Se = 0,423$		$J-B: \text{Chi-kwadrat}(2) = 0,257$	
$F(3, 222) = 373,077$		$\alpha = 0,05$		$\text{Test White'a: } nR^2 = 25,772$	
Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka t	p-value	
const	-1,898	0,285	-6,662	0,000	
LnL	0,246	0,075	3,269	0,001	
LnA	0,355	0,046	7,769	0,000	
LnK	0,768	0,066	11,621	0,000	



Rys. 28. Wykres normalności rozkładu reszt modelu



Rys. 29. Wykres dźwigni i wpływu obserwacji

Rozkład reszt w modelu oszacowanym dla gospodarstw posiadających gleby dobrej jakości był normalny.

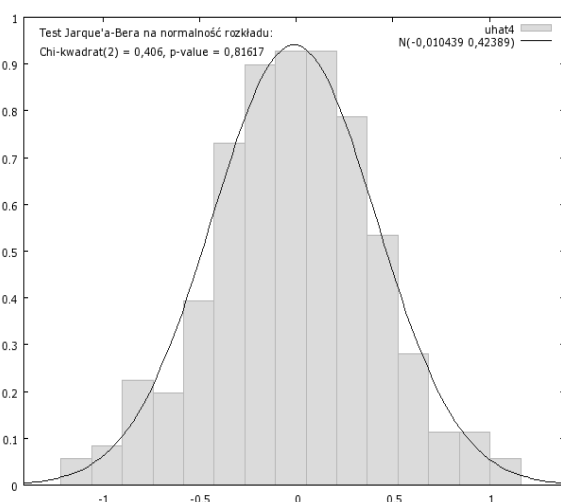
Występowała natomiast heteroskedastyczność. Zdecydowano się zastosować metodę korekty heteroskedastyczności składnika losowego, otrzymując następujące oszacowanie modelu liniowego:

$$\ln Y = -1,919 + 0,229 \cdot \ln L + 0,309 \cdot \ln A + 0,799 \cdot \ln K + \varepsilon, \quad \{16\}$$

oznaczenia jak w {1}.

Tabela A15. Podsumowanie regresji

R ² = 0,939		Se=1,739		J-B: Chi-kwadrat(2) = 0,406	
F (3, 222) = 1133,63		α = 0,05		-	
Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka t	p-value	
const	-1,919	0,221	-8,669	0,000	
LnL	0,229	0,054	4,245	0,000	
LnA	0,309	0,025	12,503	0,000	
LnK	0,799	0,044	17,971	0,000	



Rys. 30. Wykres normalności rozkładu reszt modelu

Ponieważ rozkład reszt modelu oszacowanego za pomocą metody korekty heteroskedastyczność składnika losowego był normalny zdecydowano się zastosować tę postać modelu do analizy merytorycznej.

8. Model dla gospodarstw o typie rolniczym uprawy polowe

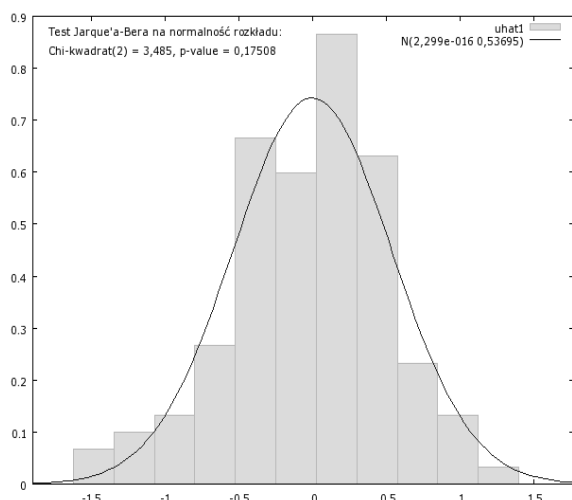
Model liniowy oszacowany dla gospodarstw, w których strukturze produkcji dominowały uprawy polowe jest następujący:

$$\ln Y = -1,092 + 0,275 \cdot \ln L + 0,261 \cdot \ln A + 0,677 \cdot \ln K + \varepsilon, \quad \{17\}$$

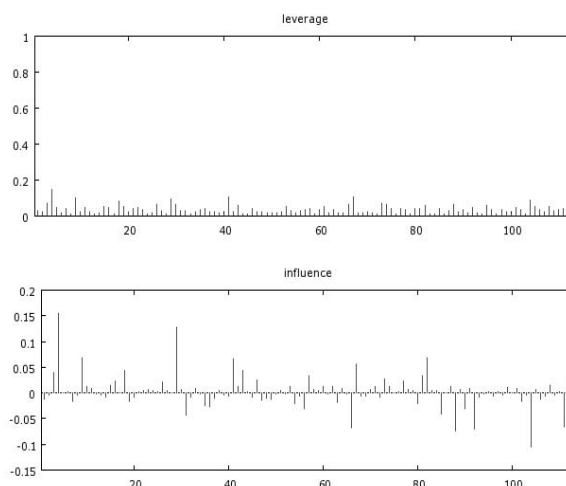
oznaczenia jak w {1}.

Tabela A16. Podsumowanie regresji

R ² = 0,768		Se = 0,537		(AIC) = 184,068		J-B: Chi-kwadrat(2) = 3,485	
F (3, 109) = 120,58		α = 0,05		(BIC) = 194,978		Test White'a: nR ² = 20,454	
Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka t	p-value			
const	-1,092	0,421	-2,590	0,011			
LnL	0,275	0,094	2,925	0,004			
LnA	0,261	0,078	3,345	0,001			
LnK	0,677	0,103	6,555	0,000			



Rys. 31. Wykres normalności rozkładu reszt modelu



Rys. 32. Wykres dźwigni i wpływu obserwacji

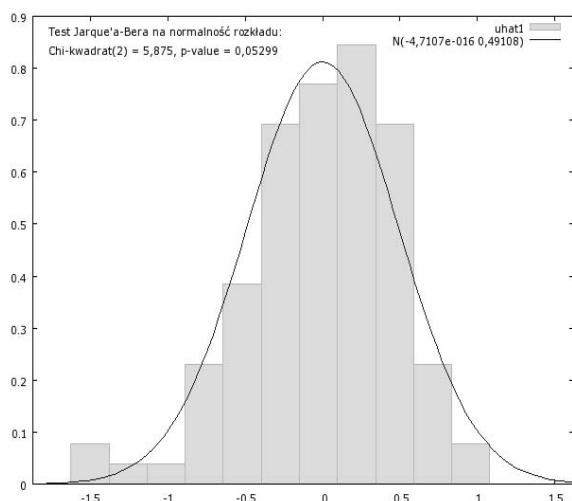
Model oszacowany dla całej próby gospodarstw o typie produkcyjnym Uprawy polowe spełniał założenie normalności rozkładu reszt, natomiast wystąpiła heteroskedastyczność. Stosując przyjętą metodę identyfikacji obserwacji nietypowych odrzucono 6 gospodarstw i ponownie oszacowano model liniowy:

$$\ln Y = -0,861 + 0,336 \cdot \ln L + 0,270 \cdot \ln A + 0,628 \cdot \ln K + \varepsilon, \quad \{18\}$$

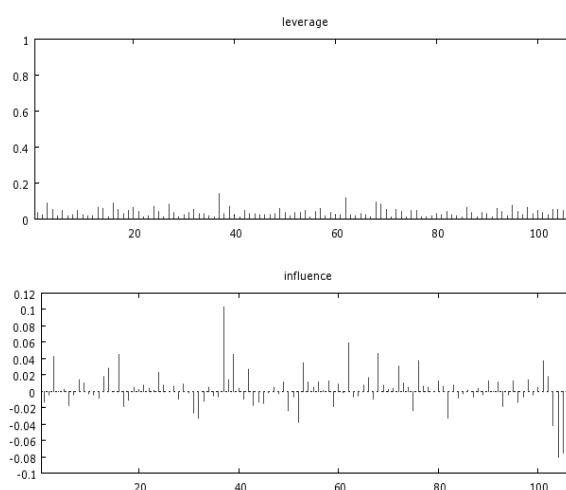
oznaczenia jak w {1}.

Tabela A17. Podsumowanie regresji

$R^2 = 0,792$		$Se = 0,492$		$(AIC) = 155,391$		$J-B: Chi-kwadrat(2) = 5,875$	
$F(3, 103) = 130,785$		$\alpha = 0,05$		$(BIC) = 166,082$		$Test White'a: nR^2 = 7,740$	
Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka t	p-value			
const	-0,861	0,412	-2,090	0,039			
LnL	0,336	0,100	3,356	0,001			
LnA	0,270	0,078	3,452	0,001			
LnK	0,628	0,102	6,161	0,000			



Rys. 33. Wykres normalności rozkładu reszt modelu



Rys. 34. Wykres dźwigni i wpływu obserwacji

Model liniowy dla gospodarstw w których strukturze produkcji dominowały uprawy polowe oszacowany po odrzuceniu obserwacji nietypowych spełniał założenia przyjętej metody estymacji, zatem zdecydowano się przyjąć tę postać modelu do analizy merytorycznej po przekształceniu w model potęgowy.

9. Model dla gospodarstw uprawy i zwierzęta różne

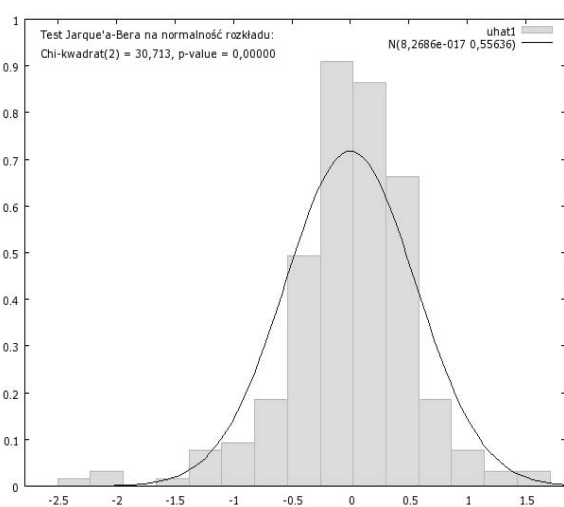
Model liniowy oszacowany dla gospodarstw o mieszanej strukturze posiadał następującą postać analityczną:

$$\ln Y = -1,684 + 0,214 \cdot \ln L + 0,660 \cdot \ln A + 0,525 \cdot \ln K + \varepsilon, \quad \{19\}$$

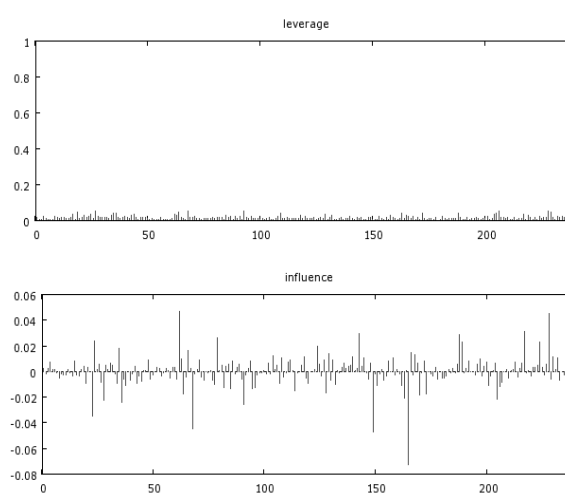
oznaczenia jak w {1}.

Tabela A18. Podsumowanie regresji

$R^2 = 0,710$		$Se = 0,556$		$(AIC) = 401,948$		$J-B: \text{Chi-kwadrat}(2) = 30,713$	
$F(3, 235) = 192,237$		$\alpha = 0,05$		$(BIC) = 415,853$		$\text{Test White'a: } nR^2 = 19,927$	
Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka t	p-value			
const	-1,684	0,324	-5,191	0,000			
LnL	0,214	0,113	1,889	0,060			
LnA	0,660	0,078	8,482	0,000			
LnK	0,525	0,083	6,341	0,000			



Rys. 35. Wykres normalności rozkładu reszt modelu



Rys. 36. Wykres dźwigni i wpływu obserwacji

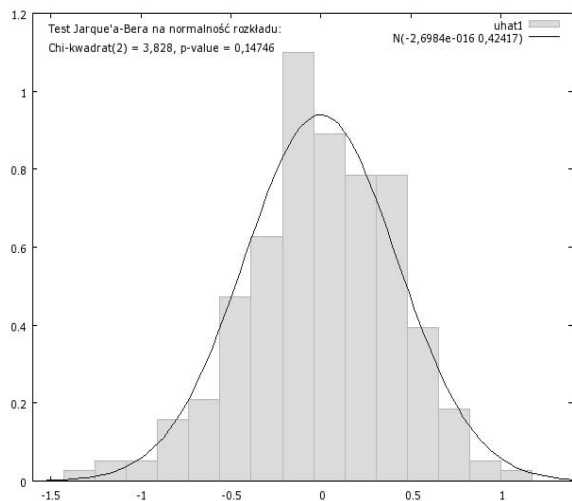
Ponieważ wystąpiła heteroskedastyczność oraz nie spełnione zostało założenie normalności rozkładu reszt zdecydowano się oszacować model ponownie po odrzuceniu gospodarstw nietypowych. Po odrzuceniu 16 gospodarstw oszacowany model opisywało następujące równanie:

$$\ln Y = -1,568 + 0,254 \cdot \ln L + 0,646 \cdot \ln A + 0,511 \cdot \ln K + \varepsilon, \quad \{20\}$$

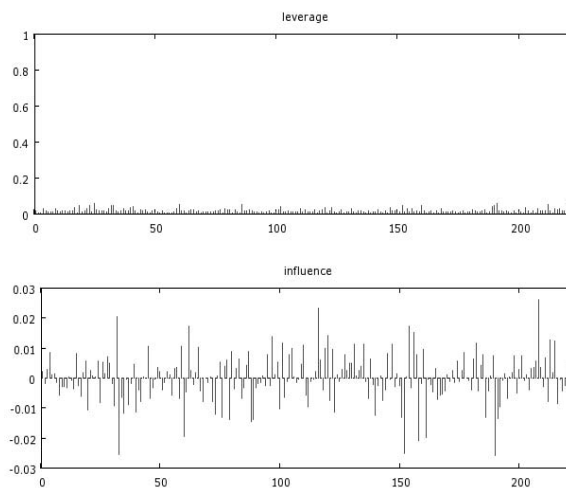
oznaczenia jak w {1}.

Tabela A19. Podsumowanie regresji

$R^2 = 0,798$		$Se = 0,424$		$(AIC) = 254,316$		$J-B: \text{Chi-kwadrat}(2) = 3,828$	
$F(3, 219) = 288,023$		$\alpha = 0,05$		$(BIC) = 267,945$		$\text{Test White'a: } nR^2 = 12,741$	
Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka t	p-value			
const	-1,568	0,264	-5,934	0,000			
LnL	0,254	0,090	2,822	0,005			
LnA	0,646	0,065	9,990	0,000			
LnK	0,511	0,069	7,411	0,000			



Rys. 37. Wykres normalności rozkładu reszt modelu



Rys. 38. Wykres dźwigni i wpływu obserwacji

Model oszacowany dla gospodarstw o mieszanej strukturze produkcji (typ rolniczy uprawy i zwierzęta różne) po pominięciu gospodarstw nietypowych spełniał założenia normalności rozkładu reszt oraz jednorodności wariancji składnika losowego (homoskedastyczności). Zdecydowano się przyjąć tę postać modelu do analizy merytorycznej po transformacji do postaci potęgowej.