

# Miscellanea

*TOMASZ CZEKAJ*

Instytut Ekonomiki Rolnictwa  
i Gospodarki Żywnościowej – PIB  
Warszawa

## ZACHOWANIA INWESTYCYJNE POLSKICH GOSPODARSTW ROLNYCH

### Wprowadzenie

Doskonale działający rynek kredytowy to rynek, na którym każda zdolna do spłaty kredytu jednostka może uzyskać kredyt. Występowanie symetrii informacji (np. banki dysponują ograniczoną charakterystyką potencjalnych kredytobiorców) oraz występowanie kosztów transakcyjnych, związanych zarówno z udzieleniem kredytu (te ponosi bank lub inna instytucja kredytująca, np. na stworzenie i zarządzanie systemami scoringowymi służącymi do oceny zdolności kredytowej kredytobiorców), jak również z kredytobiorcą (koszt uzyskania poręczeń, zdobycia informacji o ofercie kredytowej, koszt usług doradczych eta), prowadzi do występowania niedoskonałości na rynku kredytowym. Niedoskonałości te powodują ograniczenia w dostępie do kredytu przez potencjalnych kredytobiorców, nawet tych, którzy teoretycznie są w stanie go spłacać. Kredytobiorcy, których w większym stopniu dotyczą niedoskonałości rynku kredytowego, albo powstrzymują się od inwestowania albo finansują inwestycje ze źródeł innych niż kredyt, na przykład ze środków własnych, ograniczając konsumpcję.

Rynek kredytowy w rolnictwie w okresie transformacji w Polsce funkcjonował niedoskonale, czego dowiodła Latruffe [6]. Autorka wykazała niedoskonałości rynku kredytowego na podstawie analizy przeprowadzonej w oparciu o dane dotyczące polskich indywidualnych gospodarstw rolnych w latach 1996-2000. Posłużyła się ekonometrycznym modelem zachowań inwestycyjnych zaproponowanym m.in. przez Fazzarięgo [4].

Na niedoskonale działający rynek kredytów w rolnictwie w Polsce w okresie transformacji zwracali uwagę również Petrick [7, 8, 9] oraz Petrick i Latruffe [10].

Celem niniejszego artykułu jest zbadanie, czy rynek kredytów w rolnictwie w Polsce po przystąpieniu do Unii Europejskiej (UE) i wprowadzeniu wspólnej polityki rolnej (WPR) nadal funkcjonuje niedoskonale.

Celem dodatkowym przeprowadzonej analizy jest porównanie różnych modeli ekonometrycznych (uogólnionej regresji, regresji o stałych i zmiennych efek-

tach), które mogą być stosowane w szacowaniu modeli inwestycyjnych na podstawie danych panelowych dotyczących polskich gospodarstwach rolnych, zbieranych w systemie rachunkowości rolnej Polski FADN.

### Dane i metody

Analiza ekonometryczna została przeprowadzona na podstawie danych z Sieci Danych Rachunkowych Gospodarstw Rolnych (Polski FADN)<sup>1</sup>. W analizie posłużono się zbilansowanym panelem<sup>2</sup> gospodarstw, które w sposób nieprzerwany prowadziły rachunkowość w systemie Polskiego FADN w latach 2004-2007. Na potrzeby analizy wyodrębniono również gospodarstwa grupowane według wielkości ekonomicznej wyrażonej w ESU<sup>3</sup> oraz korzystania z możliwości ubezpieczenia w Kasie Rolniczego Ubezpieczenia Społecznego (KRUS).

W celu stwierdzenia niedoskonałości rolniczego rynku kredytowego w Polsce zastosowano, podobnie jak Latruffe [6], rozszerzony model akceleratora inwestycyjnego (ang. *augmented accelerator investment model*) [4] w następującej formie:

$$\frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{\Delta S_{i,t}}{K_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{CF_{i,t-1}}{K_{i,t-1}} + \eta T + \mu_i + u_{i,t} \quad (1)$$

gdzie:

$I_{i,t}$  – inwestycje (obliczone jako zmiana w wartości kapitału powiększona o wartość amortyzacji) pomiędzy okresem  $t-1$  i  $t$ ;

$K_{i,t-1}$  – zasoby kapitału w okresie  $t-1$ ;

$\Delta S_{i,t}$  – zmiana wartości sprzedaży pomiędzy okresem  $t-1$  i  $t$ ;

$CF_{i,t-1}$  – przepływy pieniężne;

$T$  – lata;

$\mu_i$  – efekty indywidualne;

$u_{i,t}$  – składnik losowy;

$\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \eta$  – oszacowane parametry.

Model akceleratora inwestycyjnego zaproponowany przez Fazzarię (1988) ma następującą interpretację. Zakłada się, że oszacowane parametry zmiennej charakteryzującej zmianę poziomu sprzedaży ( $\Delta S_{i,t}$ ) powinny być istotne statystycznie i pozytywne, jeżeli model akceleratora jest właściwym opisem zachowań inwestycyjnych badanych jednostek gospodarczych. Istotne statystycznie i pozytywne oszacowanie parametru dotyczącego przepływów pieniężnych ( $\Delta CF_{i,t-1}$ ) ozna-

<sup>1</sup> Sieć Danych Rachunkowych Gospodarstw Rolnych (FADN) to system badań ankietowych, prowadzonych każdego roku w każdym państwie członkowskim UE w celu gromadzenia danych służących do oceny wpływu środków Wspólnej Polityki Rolnej na funkcjonowanie oraz monitorowanie dochodów i działalności gospodarczej gospodarstw rolnych w UE. W Polsce zbierane są przez Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej (IERiGŻ) od 2004 roku.

<sup>2</sup> Zbilansowany panel danych to zbiór danych panelowych, w którym dla wszystkich obiektów występują obserwacje w każdym z okresów czasu.

<sup>3</sup> 1 ESU odpowiada równowartości 1200 euro kwoty standardowej nadwyżki bezpośredniej.

czaloby, że przeciętnie analizowane gospodarstwa finansowały inwestycje ze środków własnych. Wskazywałoby to na niedoskonale działający rynek kredytowy.

Ponieważ dane finansowe były wyrażone w jednostkach pieniężnych (w PLN) w wartościach bieżących, zostały urealnione za pomocą indeksów cen publikowanych przez GUS [5]. Wartość inwestycji obliczono jako zmianę w wartości kapitału powiększoną o wartość amortyzacji i urealniono wskaźnikiem cen zakupu towarów i usług inwestycyjnych. Wartość sprzedanej produkcji rolnej została zdeflowana indeksem cen produkcji rolnej. Przepływy pieniężne urealniono indeksem cen towarów i usług konsumpcyjnych.

W tabeli 1 zamieszczono charakterystykę zmiennych opisujących zachowania inwestycyjne analizowanych gospodarstw w latach 2004-2007. Wynika z niej, że w analizowanym okresie niemal wszystkie badane gospodarstwa inwestowały. Przeciętna wartość inwestycji wynosiła ok. 21 tys. zł rocznie, zaś przeciętny stosunek inwestycji do kapitału ogółem wynosił w tym okresie ok. 7%. Wyniki są zbieżne z badaniami Latruffe [6], które przeprowadzone zostały na podstawie danych z gospodarstw rolnych z okresu transformacji systemowej w Polsce, pochodzących z badań rachunkowości rolnej prowadzonych przez IERiGŻ przed wdrożeniem systemu Polski FADN. W próbie badawczej rachunkowości rolnej nadreprezentowane były gospodarstwa większe, nie powinien więc dziwić fakt, że nawet w okresie transformacji udział inwestycji w kapitale ogółem wynosił od ok. 11% do ok. 17%.

Tabela 1

**Statystyka opisowa zmiennych charakteryzujących zachowania inwestycyjne analizowanych gospodarstw w latach 2004-2007**

Wyszczególnienie	2004	2005	2006	2007
Liczba gospodarstw	4331	4331	4331	4331
Liczba inwestujących gospodarstw	4331	4309	4331	4309
Przeciętna wartość inwestycji (w PLN)	21578	21187	21437	21777
Przeciętny udział inwestycji w wartości kapitału ogółem (w%)	7,1	7,7	7,3	7,6

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z Polskiego FADN.

Analiza ekonometryczna została przeprowadzona w trzech wariantach: uogólnionej regresji (ang. *textitpooled regression*), czyli klasycznej regresji liniowej przeprowadzonej na pełnej próbie nieuwzględniającej panelowej struktury danych, oraz regresji o stałych efektach (ang. *textitfixed effects*) i regresji o zmiennych efektach (ang. *textittrandom effects*), które uwzględniają panelową strukturę danych.

Dane panelowe umożliwiają uwzględnienie w analizie zmiennych, które nie są obserwowane przez badacza. Model o zmiennych efektach indywidualnych (dla poszczególnych obiektów analizy) jest właściwy, gdy nieobserwowalne efekty są nieskorelowane ze zmiennymi objaśniającymi w modelu regresji, natomiast gdy występuje korelacja, właściwy jest model o stałych (ustalonych) efektach. Szczegółowy opis zastosowanych wymienionych metod zawiera m.in. praca Wooldridge'a [11].

Do zbadania prawidłowości modelu o zmiennych efektach względem modelu o stałych efektach został wykorzystany test Hausmana.

Latruffe [6] stwierdziła, że zmienna opóźniona o jeden okres, charakteryzująca sprzedaż, może być endogenna. W przypadku nie spełnienia założenia o ścisłej egzogeniczności zmiennych należy zastosować wariant uogólnionej metody momentów (ang. *general methods of moments* – GMM), zaproponowany przez Arellano i Bond [2]. Wskazali oni, że zmienna zależna opóźniona o dwa okresy (i więcej) może posłużyć jako zmienna instrumentalna.

W przypadku niniejszej analizy nie było jednak możliwe zastosowanie wspomnianej metody, ze względu na ograniczony zakres czasowy danych. Mimo że autor dysponował panelem danych składającym się z 4 okresów (lat), dane dotyczące pierwszego okresu posłużyły do skonstruowania zmiennych regresji. W tym przypadku metody Arellano i Bond [2] nie mogą być wykorzystane. Nawet rozszerzenie panelu o dodatkowe lata prawdopodobnie nie rozwiąże tego problemu, ponieważ metoda proponowana przez Arellano i Bond [2] wymaga długich paneli, bowiem, jak wykazali Anderson i Hsiao [1], zmienna zależna opóźniona o 2 okresy ( $Y_{i,t-2}$ ) jest słabym instrumentem.

## Wyniki

### Wyniki analizy regresji dla gospodarstw prowadzących rachunkowość w systemie Polski FADN w latach 2004-2007

Poniżej zaprezentowano wyniki analizy regresji dla wszystkich analizowanych gospodarstw w trzech wariantach: uogólnionej regresji, regresji o stałych efektach i regresji o zmiennych efektach. Wyniki regresji dla wszystkich analizowanych gospodarstw podano w tabeli 2, w tabeli 3 przedstawiono wyniki oszacowania modelu o zmiennych efektach, natomiast tabela 4 zawiera wyniki oszacowania modelu o stałych efektach.

Tabela 2

#### Uogólniony model regresji (*pooled regression*)

Zmienna zależna: $I_{i,t}/K_{i,t-i}$	Oszacowanie	Błąd	Wartość t	Wartość p
Stała	0,027	0,002	15,530	0,000
$\Delta S_{it}/K_{i,t-i}$	0,016	0,002	6,530	0,000
$CF_{i,t-i}/K_{i,t-i}$	0,145	0,001	109,150	0,000
Rok 2006 (zmienna sztuczna)	0,007	0,002	2,890	0,004
Rok 2007 (zmienna sztuczna)	0,003	0,002	1,090	0,276
$R^2$	0,51			
F(4,8618)	3358,62			0,000
N - całkowita liczba obserwacji	12933			
n - liczba obserwacji	4331			
t - liczba okresów	3			

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z Polskiego FADN.

Tabela 3

**Model regresji o zmiennych efektach (*random effects*)**

Zmienna zależna: $I_{i,t}/K_{i,t-i}$	Oszacowanie	Błąd	Wartość t	Wartość p
Stała	0,033	0,091	0,370	0,713
$\Delta S_{it}/K_{i,t-i}$	0,024	0,0020	12,170	0,000
$CF_{i,t-i}/K_{i,t-i}$	0,123	0,0014	90,460	0,000
Rok 2006 (zmienna sztuczna)	0,006	0,129	0,050	0,964
Rok 2007 (zmienna sztuczna)	0,002	0,129	0,020	0,985
$R^2$	0,40917			
F(4,12928)	2238,25			0,0000
Test Hausmana $\chi_{(4)}$	693,03			2,2e-16
N - całkowita liczba obserwacji	12933			
n - liczba obserwacji	4331			
t - liczba okresów	3			

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z Polskiego FADN.

Tabela 4

**Model regresji o stałych efektach (*fixed effects*)**

Zmienna zależna: $I_{i,t}/K_{i,t-i}$	Oszacowanie	Błąd	Wartość t	Wartość p
$\Delta S_{i,t}/K_{i,t-i}$	0,0250	,0021	12,10	0,0000
$CF_{i,t-i}/K_{i,t-i}$	0,0974	,0017	57,45	0,0000
Rok 2006 (zmienna sztuczna)	0,0044	,0019	2,35	0,0190
Rok 2007 (zmienna sztuczna)	0,0024	,0019	1,27	0,2033
$R^2$	0,29412			
F(4,8618)	897,711			0,0000
N - całkowita liczba obserwacji	12933			
n - liczba obserwacji	4331			
t - liczba okresów	3			

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z Polskiego FADN.

Przeprowadzono odpowiednie testy statystyczne w celu wyboru modelu najtrafniej opisującego analizowane zjawisko. Najpierw zweryfikowano, czy najprostszy model – model regresji uogólnionej (*pooled regression*) jest poprawny. Wyniki testu zawiera tabela 5. Na podstawie przeprowadzonego testu odrzucono model uogólniony na rzecz modelu o stałych efektach. Następnie za pomocą testu Hausmana zweryfikowano poprawność modelu o zmiennych efektach wobec modelu o stałych efektach. Wyniki testu Hausmana dla modeli oszacowanych dla całej analizowanej grupy zawiera tabela 6. Na podstawie przeprowadzonego testu stwierdzono, że model o zmiennych efektach nie jest odpowiednim narzędziem w opisie zachowań inwestycyjnych analizowanych gospodarstw rolnych.

W analizie przyjęto model o stałych efektach. Model ten w 29% wyjaśnia zmienność inwestycji za pomocą zmiennych objaśniających, charakteryzujących zmianę w wartości sprzedaży oraz wartość przepływów pieniężnych.

Oszacowania parametrów obu zmiennych są wysoce istotne statystycznie oraz pozytywne. Istotny współczynnik zmiennej ( $\Delta S_{it} / K_{i,t-i}$ ) informuje, że model akceleratora finansowego może służyć w analizie zachowań inwestycyjnych analizowanych gospodarstw rolnych. Istotne i pozytywne co do wartości oszacowanie parametru zmiennej ( $CF_{i,t-i} / K_{i,t-i}$ ) świadczy o tym, że przeciętnie analizowane gospodarstwa rolne wykorzystywały w znacznym stopniu środki własne w trakcie inwestowania. Świadczy to o niedoskonale funkcjonującym rynku kredytów dla rolnictwa.

Tabela 5

**Test poprawności modelu uogólnionego (OLS – pooled OLS) względem modelu o stałych efektach (FE – fixed effects)**

Test	Hipoteza zerowa	Statystyka	Wartość t	Wartość p
FE vs. OLS (poolability test)	$H_0$ : „Model uogólniony jest poprawny”	F(4310, 8618)	2,862	0,000

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z Polskiego FADN.

### Wyniki analizy regresji dla grup gospodarstw wyodrębnionych ze względu na wielkość ekonomiczną

Przy zastosowaniu modelu akceleratora finansowego rozszerzonego o zmienną wyrażającą wartość przepływów pieniężnych wykazano, że przeciętnie indywidualne gospodarstwa rolne w Polsce w latach 2004-2007 w znacznym stopniu finansowały przeprowadzane inwestycje ze środków własnych. W dalszej części artykułu przedstawiono wyniki analogicznych analiz dla tej samej zbiorowości w podgrupach wyodrębnionych ze względu na wielkość ekonomiczną gospodarstw oraz fakt ubezpieczenia w KRUS.

Jak wykazał m.in. Czekał [3], grupę gospodarstw o wielkości ekonomicznej od 16 do 40 ESU można uznać za graniczną, oddzielającą gospodarstwa małe, nisko rentowne od gospodarstw dużych (w polskich warunkach), charakteryzujących się wysoką rentownością. Na potrzeby określenia różnic w ograniczeniach kredytowych, w grupach gospodarstw wyodrębnionych ze względu na wielkość ekonomiczną jako wielkość graniczną przyjęto 40 ESU.

Tabela 6

**Test poprawności modelu o zmiennych efektach (RE – random effects) względem modelu o stałych efektach (FE – fixed effects)**

Test	Hipoteza zerowa	Statystyka	Wartość t	Wartość p
FE vs. RE (Test Hausmana)	$H_0$ : „Model o zmiennych efektach jest poprawny”	$X_4^2$	699,427	0,000

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z Polskiego FADN.



Gospodarstwa należące do panelu gospodarstw prowadzących nieprzerwanie rachunkowość w systemie Polski FADN podzielono na dwie grupy: gospodarstwa o wielkości ekonomicznej poniżej 40 ESU oraz o wielkości ekonomicznej 40 i więcej ESU.

Proces analizy był jednakowy jak w przypadku analizy przeprowadzonej dla wszystkich gospodarstw, który opisano powyżej. Oszacowano trzy rodzaje modeli dla każdej z grup.

Przy pomocy odpowiednich testów statystycznych (patrz tab. 5 i 6) stwierdzono, że w przypadku obu analizowanych grup gospodarstw najprostszy model – model regresji uogólnionej (*pooled regression*) oraz model o zmiennych efektach nie są poprawne. Oszacowania tych modeli pominięto, prezentując jedynie model o stałych efektach. Tabela 9 zawiera model akceleratora finansowego o stałych efektach (FE – *fixed effects*) dla gospodarstw według ESU.

W przypadku gospodarstw małych (mniejszych od 40 ESU), model wyjaśnia zmienność inwestycji za pomocą zmiennych objaśniających charakteryzujących zmianę w wartości sprzedaży oraz wartość przepływów pieniężnych w ok 30%, natomiast w przypadku gospodarstw dużych ekonomicznie (o wielkości 40 i więcej ESU) jedynie w ok 8%. Jednakże oszacowania parametrów obu zmiennych są wysoce istotne statystycznie w obu modelach.

W przypadku obu grup gospodarstw wyodrębnionych ze względu na wielkość ekonomiczną, oszacowane współczynniki zmiennej ( $\Delta S_{i,t}/K_{i,t-i}$ ) oraz zmiennej ( $CF_{i,t-i}/K_{i,t-i}$ ) są pozytywne. Oznacza to, że model prawidłowo odzwierciedla zachowania inwestycyjne analizowanych gospodarstw. Potwierdzona została również hipoteza o niedoskonale funkcjonującym rynku kredytów w rolnictwie.

Należy jednak zwrócić uwagę, że wartość współczynnika przy zmiennej charakteryzującej wartość przepływów pieniężnych w grupie gospodarstw o wielkości ekonomicznej 40 i więcej ESU jest znacznie mniejsza (różnica potwierdzona testem statystycznym) od oszacowania w modelu dla gospodarstw o wielkości ekonomicznej poniżej 40 ESU. Oznacza to, że choć obie grupy gospodarstw były dotknięte ograniczeniami kredytowymi i finansowały inwestycje w znacznym stopniu z własnych środków pieniężnych, to problem ten dotyczył w mniejszym stopniu gospodarstw dużych ekonomicznie (o wielkości ekonomicznej 40 i więcej ESU). Tabele 7 i 8 zawierają testy poprawności modelu uogólnionego oraz modelu o zmiennych efektach względem modelu o stałych efektach.

Tabela 7

**Test poprawności modelu uogólnionego (OLS – *pooled OLS*) względem modelu o stałych efektach (FE – *fixed effects*) dla grup gospodarstw według wielkości ESU**

Grupa gospodarstw	Test	Statystyka	Wartość t	Wartość p
< 40 ESU	FE vs. OLS ( <i>poolability test</i> )	F(3800, 7598)	2,821	0,000
≥ 40 ESU	FE vs. OLS ( <i>poolability test</i> )	F(509,1018)	14,568	0,000

Tabela 8

**Test poprawności modelu o zmiennych efektach (RE – *random effects*)  
względem modelu o stałych efektach (FE – *fixed effects*) dla grup gospodarstw  
według wielkości ESU**

Grupa gospodarstw	Test	Statystyka	Wartość t	Wartość p
<40 ESU	FE vs. RE (Test Hausmana)	$X_4^2$	639,834	0,000
≥ 40 ESU	FE vs. RE (Test Hausmana)	$X_4^2$	59,906	0,000

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z Polskiego FADN.

Tabela 9

**Model akceleratora finansowego dla grup gospodarstw według wielkości ESU**

Wyszczególnienie	Gospodarstwa o wielkości	
	<40 ESU	≥ 40 ESU
$\Delta S_{i,t}/K_{i,t-i}$	0,0255 <sup>a</sup>	0,0046 <sup>b</sup>
$CF_{i,t-i}/K_{i,t-i}$	0,0982 <sup>a</sup>	0,0166 <sup>a</sup>
Rok 2006 (zmienna sztuczna)	0,0048 <sup>c</sup>	-0,0017 <sup>c</sup>
Rok 2007 (zmienna sztuczna)	0,0026	0,0013
$R^2$	0,297	0,083
Istotność różnicy w oszacowaniu współczynnika zmiennnej $CF_{i,t-i}/K_{i,t-i}$ (statystyka F)	31,5 <sup>a</sup>	
Liczba gospodarstw	3801	510
Udział inwestycji w kapitale	0,076	0,064
Średnia wielkość ekonomiczna	16,3	77,8

Poziomy istotności: <sup>a</sup> = 0,00, <sup>b</sup> = 0,01, <sup>c</sup> = 0,05.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z Polskiego FADN.

## Wyniki analizy regresji dla grup gospodarstw wyodrębnionych ze względu na ubezpieczenie w KRUS

Z badań Zielińskiego [12] wynika, że indywidualne gospodarstwa rolne o wielkości powyżej 16 ESU, w których żaden z członków rodziny nie jest ubezpieczony w KRUS, są bardziej efektywne i rentowne niż gospodarstwa o tej samej wielkości ekonomicznej korzystające z możliwości ubezpieczenia w KRUS przez co najmniej jednego członka rodziny rolniczej.

W niniejszym artykule w celu określenia różnicy w ograniczeniach kredytowych w grupach gospodarstw wyodrębnionych ze względu na fakt ubezpieczenia w KRUS, gospodarstwa prowadzące nieprzerwanie rachunkowość w systemie Polski FADN w latach 2004-2007 podzielono w sposób, który zastosował Zieliński [12]. Wyodrębniono dwie grupy gospodarstw: gospodarstwa nie korzystające z ubezpieczenia w KRUS oraz gospodarstwa, w których co najmniej je-



den z członków rodziny rolniczej był ubezpieczony w KRUS. Przeciętna wielkość ekonomiczna gospodarstw obu grup była zbliżona, co więcej – gospodarstwa nie korzystające z możliwości ubezpieczenia w KRUS okazały się przeciętnie większe. Przeciętna wielkość ekonomiczna gospodarstw nie korzystających z ubezpieczenia w KRUS wynosiła 23,7 ESU i była o 2 ESU większa od przeciętnej wielkości ekonomicznej gospodarstw korzystających z tego ubezpieczenia. Biorąc ten fakt pod uwagę, założono, że gospodarstwa nie korzystające z ubezpieczenia w KRUS, jako przeciętnie bardziej efektywne i rentowne (porównaj wyniki badań Zielińskiego), powinny być również mniej narażone na niedoskonałości rynku kredytowego.

Proces analizy był jednakowy jak w przypadku analizy przeprowadzonej dla próby wszystkich gospodarstw, który opisano powyżej. Oszacowano trzy rodzaje modeli dla każdej z wyodrębnionych grup. Przy pomocy odpowiednich testów statystycznych (tab. 10 i 11) stwierdzono, że w przypadku obu analizowanych grup gospodarstw najprostszy model – model regresji uogólnionej (*pooled regression*) oraz model o zmiennych efektach nie są poprawne. Oszacowania tych modeli pominięto, prezentując jedynie model o stałych efektach. Tabela 9 zawiera model rozszerzonego akceleratora finansowego o stałych efektach (FE – *fixed effects*) dla grup gospodarstw według faktu ubezpieczenia w KRUS. Modele dla obu grup gospodarstw wyjaśniają zmienność inwestycji za pomocą zmiennych objaśniających charakteryzujących zmianę w wartości sprzedaży oraz wartość przepływów pieniężnych w ok. 30%. Oszacowania parametrów obu zmiennych są wysoce istotne statystycznie w przypadku modeli dla każdej z grup.

W przypadku grupy gospodarstw korzystających z ubezpieczenia w KRUS, oszacowane współczynniki zmiennej ( $\Delta S_{i,t}/K_{i,t-i}$ ) oraz ( $CF_{i,t-i}/K_{i,t-i}$ ) są pozytywne. Oznacza to, że model prawidłowo odzwierciedla zachowania inwestycyjne analizowanych gospodarstw oraz potwierdzona została hipoteza o niedoskonale funkcjonującym rynku kredytów w rolnictwie. W przypadku grupy gospodarstw nie korzystających z ubezpieczenia w KRUS, oszacowane współczynniki zmiennej ( $\Delta S_{i,t}/K_{i,t-i}$ ) są negatywne, co świadczy, że zmiany wielkości sprzedaży mają odwrotny od przewidywanego wpływ na wielkość inwestycji. Oszacowanie parametru zmiennej ( $CF_{i,t-i}/K_{i,t-i}$ ) jest pozytywne. Na podstawie oszacowanych modeli stwierdzono, że niedoskonale działający rynek kredytowy wywierał wpływ na obie grupy gospodarstw, aczkolwiek grupa gospodarstw nie korzystających z ubezpieczenia w KRUS była mniej podatna na te niedoskonałości, o czym świadczy istotnie niższe oszacowanie parametru zmiennej ( $CF_{i,t-i}/K_{i,t-i}$ ) w tej grupie gospodarstw. Prawdopodobnie gospodarstwa te inwestowały dochody uzyskane przez członków ich rodzin z pracy poza gospodarstwem. Tabele 10 i 11 zawierają testy poprawności modelu uogólnionego i modelu o zmiennych efektach względem modelu o stałych efektach, natomiast tabela 12 – model akceleratora finansowego o stałych efektach dla gospodarstw według ubezpieczenia w KRUS.

Tabela 10

**Test poprawności modelu uogólnionego (OLS – *pooled OLS*)  
względem modelu o stałych efektach (FE – *fixed effects*) dla grup gospodarstw  
według ubezpieczenia w KRUS**

Grupa gospodarstw	Test	Statystyka	Wartość t	Wartość p
z osobami ubezpieczonymi w KRUS	FE vs. OLS ( <i>poolability test</i> )	F(4068, 8134)	2,820	0.000
gospodarstwa inne (poza KRUS)	FE vs. OLS ( <i>poolability test</i> )	F(241, 480)	10,587	0,000

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z Polskiego FADN.

Tabela 11

**Test poprawności modelu o zmiennych efektach (RE – *random effects*)  
względem modelu o stałych efektach (FE – *fixed effects*) dla grup gospodarstw  
według ubezpieczenia w KRUS**

Grupa gospodarstw	Test	Statystyka	Wartość t	Wartość p
z osobami ubezpieczonymi w KRUS	FE vs. RE (Test Hausmana)	$X_4^2$	659,772	0,000
gospodarstwa inne (poza KRUS)	FE vs. RE (Test Hausmana)	$X_4^2$	21,444	0,000

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z Polskiego FADN.

Tabela 12

**Model akceleratora finansowego dla grup gospodarstw według ubezpieczenia  
w KRUS**

Wyszczególnienie	Gospodarstwa ubezpieczone	
	poza KRUS	w KRUS
$\Delta Si_t / K_{i,t-i}$	-0,0261 <sup>a</sup>	0,0269 <sup>b</sup>
$CF_{i,t-i} / K_{i,t-i}$	0,0589 <sup>a</sup>	0,0975 <sup>a</sup>
Rok 2006 (zmienna sztuczna)	-0,0063 <sup>c</sup>	0,0046 <sup>c</sup>
Rok 2007 (zmienna sztuczna)	0,0004	0,0022
R <sup>2</sup>	0,301	0,296
Istotność różnicy w oszacowaniu współczynnika zmiennnej $CF_{i,t-i} / K_{i,t-i}$ (statystyka F)	27,0 <sup>a</sup>	
Liczba gospodarstw	242	4069
Udział inwestycji w kapitale	0,085	0,074
Średnia wielkość ekonomiczna	23,7	21,7

Poziomy istotności: <sup>a</sup> = 0,00, <sup>b</sup> = 0,01, <sup>c</sup> = 0,05.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z Polskiego FADN.

### Podsumowanie i wnioski

Przeprowadzone analizy wykazały, że niedoskonałości rynku kredytowego wpływały istotnie na zachowania inwestycyjne badanych polskich gospodarstw rolnych po akcesji Polski do UE. Świadczą o tym pozytywne co do wartości i istotne statystycznie wartości oszacowanych parametrów zmiennej wyrażającej wartość przepływów pieniężnych ( $CF_{i,t-i}/K_{i,t-i}$ ) w rozszerzonym modelu akceleratora inwestycyjnego.

Z przeprowadzonej analizy wynika, że przeciętnie badane gospodarstwa finansowały wdrażane inwestycje za pomocą środków własnych. Gospodarstwa te zachowywały się w ten sposób z uwagi na niedoskonale funkcjonujący rynek kredytowy. Albo były zmuszone inwestować własne środki w działalność gospodarstw rolnych, ponieważ nie uzyskiwały kredytu w bankach, albo dokonywały inwestycji ze środków własnych, zdając sobie sprawę z wysokiej rentowności inwestycji, na co zwracano już w przeszłości uwagę w pracach autora.

Na podstawie przeprowadzonych analiz dla grup gospodarstw, wyodrębnionych z uwagi na wielkość ekonomiczną i fakt korzystania z możliwości ubezpieczenia w KRUS, stwierdzono, że gospodarstwa większe ekonomicznie i nie korzystające z ubezpieczenia w KRUS były mniej wrażliwe na niedoskonałości rynku kredytowego. Pozostałe gospodarstwa inwestowały głównie z własnych środków. Stosunek wartości inwestycji do wartości kapitału ogółem we wszystkich grupach gospodarstw był zbliżony.

Wynika z tego, że gospodarstwa bardziej narażone na ograniczenia w dostępie do kredytu nie zaniechały inwestycji. Nie powinno to jednak dziwić, biorąc pod uwagę strumień środków pieniężnych skierowany do gospodarstw rolnych po wstąpieniu Polski do UE pod postacią płatności bezpośrednich oraz wysoką rentowność kapitału we wszystkich grupach gospodarstw [3].

Model o zmiennych efektach został odrzucony przez test Hausmana, podobnie jak model uogólnionej regresji liniowej. W dalszych badaniach zachowań inwestycyjnych polskich gospodarstw powinien być stosowany model o stałych efektach.

W przypadku analiz dłuższych paneli danych (danych o gospodarstwach z wielu lat), z uwagi na niespełnienie założenia o ścisłej egzogeniczności zmiennych objaśniających wskazane jest użycie metody niewrażliwej na występowanie zmiennych endogenicznych, np. zaproponowanej przez Arellano i Bond [2].

**Literatura:**

1. Anderson T.W., Hsiao C.: Estimation of dynamic models with error components. *Journal of the American Statistical Association*, 76, 1981.
2. Arellano M., Bond S.: Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58, 1991.
3. Czekaj T.: Dochodowość materialnych czynników produkcji w latach 2005-2007 [w:] Sytuacja ekonomiczna, efektywność funkcjonowania i konkurencyjność polskich gospodarstw rolnych osób fizycznych (red. W. Józwiak). Raport Programu Wieloletniego 2005-2009 nr 132. IERiGŻ-PIB, Warszawa 2009.
4. Fazzari S.M., Hubbard R.G., Petersen B.C., Blinder A.S., Poterba J.M.: Financing constraints and corporate investment. *Brookings papers on economic activity*, 141-206, 1988.
5. GUS, 2008. Ceny w gospodarce narodowej w 2008 r.; <http://ww.stat.gov.pl/s840i671#iVG#TML./rfm>.
6. Latruffe L.: The impact of credit market imperfections on farm investment in Poland. *Post-Communist Economies*, 17, 2005.
7. Petrick M.: Empirical measurement of credit rationing in agriculture: a methodological survey. *Agricultural Economies*, 33, 2005.
8. Petrick M.: Farm investment, credit rationing, and governmentally promoted credit access in Poland: a cross-sectional analysis. *Food Policy*, 29, 2004.
9. Petrick M.: Farm investment, credit rationing, and public credit policy in Poland: a microeconomic analysis. *IAMO Discussion Papers*, 2002.
10. Petrick M., Latruffe L.: Contractual relations in agricultural credit markets: a hedonic pricing approach with application to Poland. *Journal of Agricultural Economies*, 57, 2006.
11. Wooldridge J.M.: *Econometric analysis of cross section and panel data*. The MIT Press. 2002.
12. Zieliński M.: Gospodarstwa rolne osób czerpiących dochody z więcej niż jednego źródła [w:] Sytuacja ekonomiczna, efektywność funkcjonowania i konkurencyjność polskich gospodarstw rolnych osób fizycznych (red. W. Józwiak). Raport Programu Wieloletniego 2005-2009 nr 132. IERiGŻ-PIB, Warszawa 2009.