

Magdalena Mądra, Emilia Stoła

Czynniki kształtujące efektywność działalności mikro i małych przedsiębiorstw rolniczych

Ekonomiczne Problemy Usług nr 34, 559-566

2009

Artykuł został opracowany do udostępnienia w internecie przez Muzeum Historii Polski w ramach prac podejmowanych na rzecz zapewnienia otwartego, powszechnego i trwałego dostępu do polskiego dorobku naukowego i kulturalnego. Artykuł jest umieszczony w kolekcji cyfrowej bazhum.muzhp.pl, gromadzącej zawartość polskich czasopism humanistycznych i społecznych.

Tekst jest udostępniony do wykorzystania w ramach dozwolonego użytku.

MAGDALENA MĄDRA

EMILIA STOLA

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

CZYNNIKI KSZTAŁTUJĄCE EFEKTYWNOŚĆ DZIAŁALNOŚCI MIKRO I MAŁYCH PRZEDSIĘBIORSTW ROLNICZYCH

Wprowadzenie

W sektorze agrobiznesu przeważającymi formami działalności są mikro i małe przedsiębiorstwa. Mikro przedsiębiorstwa w badaniach sektora małych i średnich przedsiębiorstw (MSP) często są pomijane, z uwagi na heterogeniczność tych podmiotów gospodarczych. Odmienność tych jednostek wynika przede wszystkim z zawężonej skali produkcji oraz z ograniczonych możliwości pozyskiwania kapitału na rozwój działalności. Według Polskiej Agencji Rozwoju Przedsiębiorczości podstawowym źródłem kapitału w małych i średnich firmach jest kapitał własny¹, zatem podejmowane inwestycje w tych jednostkach finansowane są zgromadzonymi zasobami pieniężnymi. Bariera dostępności do kapitału obcego wiąże się ze zróżnicowaną zbiorowością podmiotów MSP zarówno pod względem wielkości, formy organizacyjnej, rodzaju prowadzonej działalności oraz zasobów materialnych².

W małych przedsiębiorstwach brak dostępu do kapitału obcego łączy się z ich niedoinwestowaniem, limitowaną dywersyfikacją prowadzonej działalności oraz wyższym ryzykiem³. Większość teorii i badań odnoszących się do struktury kapitału nie uwzględnia wielkości przedsiębiorstwa, będącej istotną determinantą struktury finansowania. Natomiast specyfika małych przedsiębiorstw w licznych opracowaniach została wyróżniona w aspekcie branży w jakiej jednostka funkcjonuje. Według badań T. Nguyen w małych przedsiębiorstwach następuje szybszy rozwój działalności przy jednoczesnym zastępowaniu finansowania długoterminowego krótkoterminowym⁴. Potwierdzenie tych zależności

¹ A. Alińska, J. Grzywacz, E. Latoszek, M. Proczek, I. Zawiślańska, *Finansowanie MSP w Polsce ze środków finansowych UE jako czynnik wpływający na konkurencyjność przedsiębiorstw*. Wydawnictwo Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie, Warszawa 2008, s. 107.

² *Ibidem*, s. 104.

³ F. Chittenden, G. Hall, P. Hutchinson, *Small Firm Growth, Access to Capital Markets and Financial Structure: Review of Issues and an Empirical Investigation*, *Small Business Economics* 8(1), 1996, s. 127.

⁴ T. Nguyen, N. Ramachandran, *Capital structure in small and medium-sized enterprises – the case of Vietnam*, *ASEAN Economic Bulletin*, vol. 23, no.2, 2006, s. 192–211.

można znaleźć w badaniach przeprowadzonych przez D. Zawadzką i J. Kubiaka. Natomiast według J. Bliskiego oraz E. Stawasza na strukturę kapitału małego przedsiębiorstwa oprócz czynników finansowych wpływają również czynniki pozafinansowe. Zarządzający przedsiębiorstwami charakteryzują się ograniczoną skłonnością do ryzyka, niechęcią do korzystania z kredytów bankowych oraz przeciwdziałaniu ograniczeniu elastyczności działań firmy w wyniku wzrostu poziomu kapitału obcego⁵. W mikro i małych jednostkach gospodarczych w sektorze rolniczym podstawowym źródłem finansowania działalności jest kapitał własny powiększony o zatrzymany zysk. Przedsiębiorstwa te odznaczają się niskim udziałem zadłużenia w skład którego wchodzi głównie kredyty preferencyjne, pożyczki oraz dotacje unijne. W ocenie zarządzających tymi firmami kredyty preferencyjne są najkorzystniejszym zewnętrznym źródłem finansowania⁶. Wykorzystywanie obcych źródeł w finansowaniu działalności związane jest z rozmiarami przychodów z produkcji towarowej oraz z wydatkami poniesionymi na ich uzyskanie. Wraz z przystąpieniem Polski do Unii Europejskiej (UE) zarządzający przedsiębiorstwami rolniczymi otrzymali możliwość ubiegania się o dotacje unijne, pozwoliło to na zaangażowanie dodatkowych źródeł finansowania oraz wdrożenie nowych inwestycji. Takie działanie sprzyja poprawie produktywności zaangażowanego kapitału i przyczynia się do wzrostu poprawy rentowności majątku przedsiębiorstwa.

Efektywność najczęściej utożsamiana jest ze sprawnością i skutecznością działania podmiotu gospodarczego. Inną definicję przedstawił D. Stavarek⁷, który określa ją jako osiągnięcie oczekiwanych wyników w danym okresie czasu. Wyniki w tym przypadku są określane jako efekty tych procesów, które prowadzą do wytworzenia i sprzedaży produktów, towarów lub usług. W opracowaniu za miarę efektywności przyjęto wynik finansowy netto, który odnosi się do całokształtu działalności jednostki i jest kategorią porównywalną zarówno w małych jak i mikro przedsiębiorstwach.

Cel i metody badawcze

Celem opracowania jest określenie czynników wpływających na efektywność mikro i małych przedsiębiorstw w sektorze agrobiznesu. Ponadto zbadano różnice pomiędzy efektywnością mikro oraz grupy małych przedsiębiorstw na podstawie wybranych wskaźników kształtujących kondycję finansową w rolnictwie⁸. Badania przeprowadzono w spółkach

⁵ J. Bliski, E. Stawasz, *Bariery w korzystaniu z usług bankowych w finansowaniu działalności małych i średnich przedsiębiorstw*, Wyd. Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2006, s. 38–40.

⁶ M. Mądra, *Hierarchia źródeł finansowania w mikroprzedsiębiorstwach rolniczych*. Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2008, s. 555–557.

⁷ D. Stavarek, *Cross – Country Analysis of Banking Intermediation Efficiency: A Parametric Approach, in Future of Banking in Czech Republic*, School of Business Administration, Karvina 2004, s. 213.

⁸ W opracowaniu przyjęto ogólną definicję, iż „mikroprzedsiębiorstwo” rolnicze to przedsiębiorstwo, które zatrudnia mniej niż 10 pracowników. Na małe przedsiębiorstwa rolnicze składają się przedsiębiorstwa, które zatrudniają więcej niż 10 i mniej niż 50 pracowników.

Agencji Nieruchomości Rolnych (ANR), przedsiębiorstwach z dzierżawą ziemi od ANR oraz w jednostkach, w których wystąpił zakup ziemi od ANR⁹. Dobór przedsiębiorstw był celowy, a do badań przyjęto te, których zarządzający wyrazili zgodę na udzielenie informacji. Dane empiryczne obejmują lata 2003 i 2005, z uwagi na zmianę warunków funkcjonowania przedsiębiorstw rolniczych przed i po akcesji do Unii Europejskiej. Podział przedsiębiorstw na mikro i małe miał na celu przedstawienie zarówno różnicy w wykorzystywanych źródłach finansowania jak i oceny efektywności prowadzonej działalności.

W badaniach dokonano oceny siły, kształtu oraz kierunku powiązań pomiędzy przyjętymi zmiennymi oraz przeprowadzono regresję krokową wraz z oszacowaniem modelu regresyjnego dla mikro i małych przedsiębiorstw¹⁰. Do budowy modelu wykorzystano zmienne charakteryzujące większość wybranych form finansowania aktywności gospodarczej, które eliminowano w zależności od dopasowania danych w modelu regresji¹¹.

Wyniki i dyskusja

W opracowaniu zbadano wielowymiarowość powiązań pomiędzy zmienną zależną – wynikiem finansowym netto (WFN) a wybranymi zmiennymi niezależnymi¹². Parametry do modelu zostały wybrane według analizy macierzy współczynników korelacji par zmiennych poprzez eliminację zmiennych objaśniających, których współczynniki korelacji były nieistotne dla powiązań ze zmienną objaśnianą oraz istotne dla powiązań pomiędzy zmiennymi objaśniającymi¹³. Estymacja modeli regresji została przeprowadzona dla lambda na poziomie 0,1¹⁴. Wynikami badań są cztery równania regresji krokowej (A, B, C i D) oparte na pojedynczych równaniach statystycznych. Modele te przyjęto w formie addytywnej jako hipotezę zerową (H_0) z założeniem o normalności rozkładu oraz braku zjawiska autokorelacji. Równocześnie sformułowano przeciwną hipotezę alternatywną (H_1). Do oceny

⁹ Badaniami zostały objęte przedsiębiorstwa współpracujące z Instytutem Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowego Instytutu Badawczego w Warszawie.

¹⁰ Liczebność przedsiębiorstw: grupa mikro: 2003 r. – 46, 2005 r. – 42, grupa małe: 2003 r. – 51, 2005 r. – 46.

¹¹ Zastosowano regularyzację danych z wykorzystaniem regresji grzbietowej z uwagi na brak liniowego związku pomiędzy zmiennymi niezależnymi a zmienną zależną. Wszystkie obliczenia zostały wykonane z wykorzystaniem programu STATISTICA 8.

¹² Zmienne niezależne poddane analizie regresji wielorakiej wstecznej: kredyty ogółem, kredyty preferencyjne ogółem, kredyty preferencyjne przeznaczone na zakup środków oborowych, aktywa trwałe, należności długoterminowe, inwestycji długoterminowe, aktywa obrotowe, zapasy, należności krótkoterminowe, środki pieniężne, kapitał własny, zobowiązania długoterminowe, zobowiązania krótkoterminowe, zobowiązania krótkoterminowe z tytułu dostaw i usług, koszty działalności operacyjnej, amortyzacja, koszty finansowe, odsetki, przychody ze sprzedaży netto, koszty usług obcych, dotacje, zysk/strata na działalności operacyjnej oraz powierzchnia użytków rolniczych.

¹³ A. Luszniwicz, T. Słaby, *Statystyka – teoria i zastosowania*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa 2003, s. 252.

¹⁴ W regresji grzbietowej następuje sztuczne zmniejszenie wartości współczynników korelacji przez wartości parametru lambda, pozwala to na otrzymanie bardziej stabilnych wartości współczynników w modelu regresji.

dobroci dopasowania do danych rzeczywistych w poszczególnych modelach zastosowano współczynnik determinacji (R^2)¹⁵ oraz błąd standardowy. Najważniejsze parametry równań regresji zostały przedstawione w tabeli 1.

Oszacowane modele dla mikroprzedsiębiorstw przyjęły następującą postać:

$$A_{2003r.} - WFN = 10,02126 + 0,89479Z/S_OP - 0,98574O$$

$$B_{2005r.} - WFN = 10,77578 + 0,87904Z/S_OP$$

W równaniach regresji mikro przedsiębiorstw do zmiennych objaśniających zakwalifikowano zysk/stratę na działalności operacyjnej (Z/S_OP) oraz odsetki (O), które weszły do modelu jedynie w roku 2003. Współczynnik regresji cząstkowej zmiennej niezależnej wynik na działalności operacyjnej wyniósł 0,89 w 2003 roku, w 2005 roku zmalał do poziomu 0,88. Oznacza, że wraz ze wzrostem WFN o 1 złoty Z/S_OP reaguje wzrostem o 89 groszy w modelu A, a w B o 88 groszy, przy założeniu że pozostałe parametry są stałe. Ocena punktowa tego parametru zarówno w równaniu A i B charakteryzuje się średnim błędem losowym, który wynosił 0,05 zł. Świadczy to o stabilności czynników kształtujących efektywność przedsiębiorstw rolniczych w okresie przed i po wejściu Polski do struktur unijnych. Nieznaczne wahania poziomu wygenerowanego wyniku finansowego netto w badanych mikro przedsiębiorstwach mogą wiązać się z sezonowością produkcji rolniczej. Współczynniki regresji cząstkowej dla zmiennej objaśniającej odsetki, wyniósł $-0,99$ zł. Interpretacja tego parametru wskazuje, iż wraz ze wzrostem WFN o jednostkę, wartość płaconych odsetek ulegnie zmniejszeniu o 0,99, przy założeniu niezmienności pozostałych parametrów równania regresji. Współczynnik ten w modelu A wystąpił ze średnim błędem na poziomie $\pm 0,18$ zł. Analiza dobroci dopasowania danych do modelu A i B została przeprowadzona przy wykorzystaniu współczynnika determinacji (R^2). W grupie mikro przedsiębiorstw w 2003 roku wynosił 0,92, natomiast w 2005 roku $-0,89$. Oznacza to iż zmienność WFN jest wyjaśniana w 92% przez model A, a w 89% model B. Pozostałe 8% w roku 2003, i 11% w roku 2005 zmienności tych cech nie zostały uwzględnione w tych modelach. Błąd standardowy estymacji ukształtował się na poziomie 56,18 w roku 2003 oraz 64,63 w roku 2005. Świadczy to o możliwości pomyłki w ustaleniu WFN średnio o $\pm 56,11$ zł w 2003 oraz $\pm 64,63$ zł w 2005. W równaniu regresji A i B odnotowane wysokie wartości statystyki F, odzwierciedlającej relacje pomiędzy zmienną zależną a zbiorem zmiennych niezależnych. Wartość tego testu w modelu A wynosi 249,45, a w B $-356,6$, zatem krytyczny poziom istotności jest stosunkowo niski, a przyjęte do modelu zmienne są głównymi determinantami wpływającymi na poziom WFN w mikro przedsiębiorstwach rolniczych.

¹⁵ Współczynniki determinacji mierzy zgodność dopasowania modelu do rzeczywistych danych oraz informuje jak część całkowitej zmienności zmiennej zależnej została wyjaśniona przez zbudowany model.

Tabela 1

Wyniki regresji krokowej dla lat 2003 i 2005¹⁶

Lata	Zmienne	BETA ¹⁾	Błąd stand. BETA	B	Błąd stand. B	t ²⁾
2003	A. Mikroprzedsiębiorstw t (43)					
	WW*			10,02126	10,49838	0,95455
	Z/S_OP**	0,798958	0,044380	0,89479	0,04970	18,00247
	O***	-0,233901	0,044380	-0,98574	0,18703	-5,27035
	Podsumowanie regresji dla zmiennej zależnej: wynik finansowy netto, l = ,10000 R = ,95950444 R ² = ,92064877 Skoryg. R ² = ,91695802 F(2,43) = 249,45 p < 0,0000 Błąd std. estymacji: 56,180					
	C. Małe przedsiębiorstwa t (48)					
	WW			-111,624	42,43945	-2,63019
	KW****	0,269790	0,064906	0,056	0,01342	4,15665
	Z/S_OP	0,684005	0,064906	0,707	0,06710	10,53844
	Podsumowanie regresji dla zmiennej zależnej: wynik finansowy netto, l = ,10000 R = ,96076060 R ² = ,92306093 Skoryg. R ² = ,91985513 F(2,48) = 287,94 p < 0,0000 Błąd std. estymacji: 260,61					
2005	B. Mikroprzedsiębiorstw t (42)					
	WW			10,77578	12,99932	0,82895
	Z/S_OP	0,904103	0,047877	0,87904	0,04655	18,88391
	Podsumowanie regresji dla zmiennej zależnej: wynik finansowy netto, l = ,10000 R = ,94823165 R ² = ,89914326 Skoryg. R ² = ,89662184 F(1,40) = 356,60 p < 0,0000 Błąd std. estymacji: 64,626					
	D. Małe przedsiębiorstwa t (43)					
	WW			-51,2403	69,80942	-0,73400
	KW	0,215907	0,064854	0,0489	0,01469	3,32914
	Z/S_OP	0,737160	0,064854	0,7392	0,06503	11,36652
Podsumowanie regresji dla zmiennej zależnej: wynik finansowy netto, l = ,10000 R = ,96007603 R ² = ,92174598 Skoryg. R ² = ,91810626 F(2,43) = 253,25 p < 0,0000 Błąd std. estymacji: 400,37						

¹⁾ Współczynnik BETA to współczynnik, jaki otrzymano by, gdyby przed wykonaniem obliczeń dokonano standaryzacji wszystkich zmiennych do średniej 0 i odchylenia standardowego 1. Zatem wielkość tego współczynnika pozwala porównać relatywne wkłady, jakie każda ze zmiennych niezależnych wnosi w predykcję zmiennej zależnej.

²⁾ Przypadki będące wartościami odstającymi zostały wykluczone z modelu, zatem liczebność przedsiębiorstw w próbie wynosi odpowiednio: grupa mikro: 2003 r. – 43, 2005 r. – 42, grupa małe: 2003 r. – 48, 2005 r. – 43.

* WW – wyraz wolny; ** Z/S_OP – zysk/strata na działalności operacyjnej; *** O – odsetki; **** KW – kapitał własny.

Źródło: opracowanie własne.

¹⁶ Zmienne przyjęte do modelu regresji są istotne (poziom p < 0,05).

Oszacowane modele dla małych przedsiębiorstw przyjęły następującą postać:

$$C_{2003r.} - \overset{A}{WFN} = -111,624 + 0,056KW + 0,707Z/S_OP$$

$$D_{2005r.} - \overset{A}{WFN} = -51,2403 + 0,0489KW + 0,7392Z/S_OP$$

W oszacowanych modelach dla małych przedsiębiorstw (C i D), za zmienne objaśniające przyjęto kapitał własny oraz zysk/stratę z działalności operacyjnej. W modelu C, współczynnik regresji przy zmiennej kapitał własny (KW) wynosił 0,06 zł, a w D – 0,05 zł co oznacza, iż wzrost WFN o 1 zł powodował zwiększenie KW przeciętnie o 6 groszy w 2003 roku, i o 5 groszy w 2005 roku, przy założeniu niezmienności w pozostałych parametrach równania. Ocena punktowa tej cechy kształtuje się na niskim poziomie i wynosi około 0,01 zł w 2003 oraz 2005 roku. Współczynnik regresji dla drugiej zmiennej – zysk/strat na działalności operacyjnej (Z/S_OP), wynosi około 0,71 w modelu C i 0,74 w modelu D, a więc wzrost WFN o jednostkę spowoduje wzrost tej zmiennej przeciętnie o 71 groszy dla C oraz o 74 groszy dla D, przy zachowaniu warunku *ceteris paribus*¹⁷. Ocena punktowa małych przedsiębiorstw w obu latach kształtuje się na relatywnie niskim poziomie (0,07). Zarówno model C, jak i D charakteryzuje się wysoką oceną dopasowania do danych empirycznych, mierzoną za pomocą współczynnika R², który w obydwu przypadkach kształtował się na poziomie 92%. Wskazuje to na wysoki poziom wyjaśnienia zmienności WFN w małych przedsiębiorstwach w badanych latach przez estymowane w modelu regresji zmienne. Oznacza to, iż wybrane parametry do oszacowanego równania (Z/S_OP oraz KW) są najistotniejszymi determinantami kształtującymi WFN małego przedsiębiorstwa. Modele te charakteryzują się również zbliżonym poziomem statystyki F, która odpowiednio w modelu C wyniosła 287,94 oraz D – 253,25. Potwierdza to wcześniejsze wnioski dotyczące oddziaływania wybranych zmiennych na WFN. Jedyne zastrzeżenie może wywoływać dosyć wysoki poziom błędu standardowego estymacji w modelu D, który wynosił ponad 400 (błąd przy ustalaniu WFN może kształtować się na poziomie +/- 400 zł). W przypadku modelu C – statystyka ta kształtowała się na poziomie (260), odnotowując zbliżone wartości do równania regresji A i B w przypadku mikroprzedsiębiorstw.

Ocenę zjawiska autokorelacji składników losowych przeprowadzono według testu Durбина-Watsona (DW)¹⁸, obliczonego na podstawie współczynnika autokorelacji pierwszego rzędu, przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$. W przypadku modelu A, przy próbie (n) równej 43 jednostki, wartość statystyki DW wyniosła 1,7409. Dla równania regresji B, statystyka DW była równa 2,1672, przy 42 obiektach. Natomiast dla modeli C i D – małych przedsiębiorstw, statystyki DW wynosiły odpowiednio 2,3557 oraz 2,0778 przy n równym

¹⁷ *Ceteris paribus* – zmiana jednego składnika w modelu przy zachowaniu stałości pozostałych zmiennych w modelu.

¹⁸ Test Durбина-Watsona pozwala na oszacowanie wartości krytycznych dla wybranych wartości liczby obserwacji *n* oraz liczby szacowanych parametrów *k*.

48 i 43 jednostki. Po wyznaczeniu przedziału krytycznego zbioru¹⁹, wartości wyliczonych współczynników DW znajdują się w zbiorze, w którym hipoteza o braku zjawiska autokorelacyjnego reszt nie może być odrzucona. Zjawisko autokorelacji składników reszt w oszacowanych równaniach regresji miało charakter losowy. W przedstawionych modelach regresji rozkład reszt nie odbiegał od normalnego w każdej analizowanej grupie przedsiębiorstw.

Wnioski

W opracowaniu przedstawiono zależności między efektywnością prowadzonej działalności w mikro i małych przedsiębiorstwach sektora agrobiznesu. Analizując przeprowadzone badania sformułowano następujące wnioski:

1. Na podstawie dokonanej estymacji regresji krokowej oraz przeprowadzonej analizy statystycznej odnotowano silny wpływ zmiennej zysk/strata na działalności operacyjnej na wynik finansowy netto zarówno w mikro jak i w małych przedsiębiorstwach. Modele oszacowane dla mikroprzedsiębiorstw w obydwu przypadkach charakteryzują się wysokim stopniem opisu zmienności WFN. Oceny współczynników regresji wybranych zmiennych objaśniających w modelach regresji dla mikroprzedsiębiorstw nie różnią się znacząco, co wskazuje, iż w pierwszym roku po przystąpieniu Polski do UE, czynniki wpływające na osiągnięte rezultaty działalności tych jednostek nie zmieniły się znacząco.
2. Równania regresji oszacowane dla małych przedsiębiorstw, odnotowały dwie zmienne determinujące poziom wyniku finansowego netto: zysk/strata na działalności operacyjnej oraz wartość kapitału własnego. Współczynniki regresji przy zmiennych objaśniających w tych modelach, nie odznaczały się znacznym zróżnicowaniem w czasie, podobnie jak ich oceny punktowe. Czynniki determinujące WFN małych przedsiębiorstw w sektorze agrobiznesu nie zmieniły się znacząco po wejściu Polski do struktur UE, co potwierdza przeprowadzona analiza statystyczna.
3. W przeprowadzonych badaniach w mikrofirmach, w odróżnieniu od małych przedsiębiorstw do czynników determinujących poziom wyniku finansowego netto, wraz ze zmienną zysk/strata na działalności operacyjnej w roku 2003, zaliczono również wartość odsetek stanowiących koszty finansowe tych jednostek. W roku 2005 relacja ta ulegała zmianie, co może świadczyć o malejącym znaczeniu tych kosztów po akcesji Polski do UE, jak też o wzroście relacji wyniku finansowego netto do Z/S_OP. Sytuacja ta może wiązać się z większą dostępnością do kredytów preferencyjnych w ramach programów unijnych po 2004 roku. Natomiast mikro

¹⁹ Krytyczne poziomy dla statystyki Durbina – Watsona zostały odczytane z tablic statystycznych przy $k = 2$, dla Modelu A przy $n = 43$ (1,430; 1,615); Model B przy $n = 42$ i $k = 1$ (1,442; 1,544); Model C przy $n = 48$ (1,462; 1,628), Model D przy $n = 43$ (1,430; 1,615).

przedsiębiorstwa w rolnictwie charakteryzują się niskim udziałem zewnętrznych źródeł finansowania, co mogło wpłynąć na brak istotnej statystycznej zależności pomiędzy poziomem kapitału obcego a WFN.

4. W małych przedsiębiorstwach rolniczych na WFN oprócz wygenerowanego Z/S_{OP} wpływała również wartość kapitału własnego. Wskazuje to na zaangażowanie przez te przedsiębiorstwa znacznie wyższego kapitału, determinującego osiągnięty wynik finansowy. Wynikać to może ze specyfiki produkcji tej grupy przedsiębiorstw, w których KW stanowią głównie użytki rolne. Świadczyć to może o problemach mikrofirm w zakresie dokapitalizowania prowadzonej produkcji rolnej oraz rozwoju działalności operacyjnej. Kapitał własny stanowiący zabezpieczenie działalności przedsiębiorstwa, w małych firmach był efektywniej wykorzystywany, zatem jego produktywność była wyższa niż w przypadku mikro przedsiębiorstw. Tak wysoka istotność parametru Z/S_{OP} w oszacowanych równaniach regresji badanych przedsiębiorstw może wiązać się ze znaczeniem dotacji pozyskiwanych przez te jednostki.

DETERMINANTS OF MICRO AND SMALL AGRICULTURE ENTERPRISES EFFICIENCY

Summary

The elaboration estimates the efficiency of micro and small agriculture enterprises. According to this aim the research deals with multiple stepwise regressions, which covers years 2003 and 2005. The financial net result in micro companies was shaped by operation profits and paid interests, while in small enterprises was determined by operation profit as well and equity capital.