

**CZYNNIKI WPLYWAJĄCE NA EFEKTYWNOŚĆ
TECHNICZNĄ GOSPODARSTW ROLNYCH OSÓB
FIZYCZNYCH, WYSPECJALIZOWANYCH W PRODUKCJI
ZWIERZĘCEJ (NA PRZYKŁADZIE GOSPODARSTW
POLSKIEGO FADN Z POWIATU GOSTYŃSKIEGO)***

Katarzyna Smędzik

Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu

Abstrakt. Artykuł stanowi próbę określenia czynników determinujących efektywność techniczną gospodarstw indywidualnych, prowadzących rachunkowość FADN z powiatu gostyńskiego, wyspecjalizowanych w chowie bydła i trzody chlewnej. Wskaźniki efektywności technicznej analizowanych gospodarstw określono za pomocą metody DEA. W celu wyznaczenia czynników determinujących ich wysokość zastosowano metodę regresji liniowej wielorakiej. Wykazano, że w gospodarstwach wyspecjalizowanych w chowie bydła czynnikami determinującymi ich efektywność techniczną były: stosunek przychodów ze sprzedaży do kosztów ogółem w zł oraz przychody ze sprzedaży w zł na roboczogodzinę, a w wyspecjalizowanych w chowie trzody: przychody ze sprzedaży do kosztów ogółem w zł, przychody ze sprzedaży w zł na roboczogodzinę, obsada zwierząt gospodarskich w sztukach dużych (SD) i przychody ze sprzedaży w zł na ha UR.

Słowa kluczowe: efektywność techniczna, determinanty efektywności, gospodarstwa indywidualne, produkcja zwierzęca

* Projekt został sfinansowany ze środków Narodowego Centrum Nauki, na podstawie decyzji Ministra Nauki i Szkolnictwa Wyższego Nr 3834/B/H03/2011/40 z dnia 4.02.2011.

WPROWADZENIE

Efektywność techniczna określa stosunek uzyskanych w gospodarstwie efektów z działalności rolniczej do poniesionych na ten cel nakładów. Zgodnie z zasadą racjonalności proces produkcji rolnej sprowadza się do transformacji (przetworzenia, przekształcenia) nakładów w możliwie jak najlepsze wyniki (efekty). Relacja wyników do nakładów określa natomiast (produktywność) procesu wytwarzania, zwaną również efektywnością techniczną [Woś 1998]. W ujęciu całościowym gospodarstwo rolne będzie tym bardziej efektywne technicznie, im dla osiągnięcia założonego celu produkcyjnego będzie zużywać mniejsze wielkości nakładów bądź, przy danych nakładach, będzie osiągać coraz lepszy wynik produkcyjny. Cele działalności podmiotów gospodarczych w rolnictwie są wielorakie, jednak podstawowym jest wzrost dochodu [Runowski 1994]. Stanowi on podstawowy cel ekonomiczny, a w tradycyjnych gospodarstwach indywidualnych jest on wręcz egzystencjalny [Zegar 2003]. Józwiak i Zieliński [2010] stwierdzają jednak, iż zajmujemy się podziałem gospodarstw na efektywne i nieefektywne nie udzielając odpowiedzi rolnikowi z gospodarstwa nieefektywnego, co powinien uczynić, aby jego gospodarstwo stało się efektywne. Stąd potrzeba określenia czynników determinujących wysokość wskaźników efektywności technicznej osiągniętych przez gospodarstwa rolne.

IDENTYFIKACJA CZYNNIKÓW WPLYWAJĄCYCH NA EFEKTYWNOŚĆ TECHNICZNĄ GOSPODARSTW ROLNYCH NA PODSTAWIE PRZEGLĄDU LITERATURY

Próby wskazania na czynniki determinujące efektywność techniczną gospodarstw rolnych podjęli do tej pory: Tomasz Czekaj, Justyna Góral, Marek Zieliński, Wojciech Józwiak. Pierwszy z autorów stwierdził, iż w gospodarstwach powstałych na bazie Własności Rolnej Skarbu Państwa (WRSP) w 2007 roku wzrostowi efektywności technicznej sprzyjał wzrost towarowości struktury zasiewów, poziomu nawożenia oraz udziału w przychodach ze sprzedaży produkcji roślinnej. Stwierdzono również niekorzystny wpływ wzrostu udziału dopłat i dotacji w przychodach tych gospodarstw na osiąganą przez nie efektywność [Analiza... 2008]. Badania przeprowadzone na próbie gospodarstw WRSP w kolejnym roku dowiodły, że dodatkowo czynnikami powodującymi wzrost efektywności technicznej w tych gospodarstwach były: zdolność do generowania przychodów z posiadanych aktywów mierzona wskaźnikiem ich rotacji, ograniczanie aktywów obrotowych z jednoczesnym zwiększaniem aktywów trwałych. Ponownie stwierdzono również, że im wyższy był udział dopłat i dotacji w przychodach operacyjnych, tym była niższa efektywność techniczna badanych gospodarstw [Analiza... 2009]. Oddziaływanie tych czynników na efektywność techniczną gospodarstw WRSP zostało potwierdzone także w kolejnym roku [Sytuacja... 2010]. Góral [2010] wykazała natomiast, iż w gospodarstwach wielkotowarowych zwiększenie powierzchni użytków rolnych na osobę pełnozatrudnioną zwiększało prawdopodobieństwo poprawy efektywności technicznej. Niekorzystny wpływ w grupie Jednoosobowych Spółek Skarbu Państwa i podmiotów zakupionych miało położenie na terenach ONW; odwrotnie było w przypadku gospodarstw dzierżawionych [Ziółkowska 2008]. Józwiak i Zie-

liński [2010] podjęli z kolei próbę wyznaczenia czynników determinujących wskaźniki efektywności technicznej w gospodarstwach należących do typu produkcyjnego „specjalistyczne gospodarstwa zbożowe”. Stwierdzili dodatnią zależność pomiędzy wysokością wskaźników efektywności technicznej badanych gospodarstw a jakością gleb, a także ujemną zależność pomiędzy wielkością obszarową, nakładami pracy oraz wyposażeniem w kapitał a wysokością osiąganych przez nie wskaźników efektywności technicznej. Były one również ujemnie skorelowane z produktywnością zasobów pracy i wyposażeniem w aktywa trwałe.

METODYKA BADAŃ I MATERIAŁY ŹRÓDŁOWE

Wskaźniki efektywności technicznej analizowanych gospodarstw ustalono za pomocą metody DEA (ang. – *data envelopment analysis*), oddzielnie dla każdego z typów produkcyjnych. Zastosowano model ukierunkowany na zmniejszenie nakładów z zachowaniem niezmiennych efektów [szerzej zob.: Coelli i in. 2005]. Po stronie efektów uwzględniono przychody ze sprzedaży, zaś nakłady objęły: liczbę roboczogodzin w ciągu roku (łącznie nakłady pracy własnej i obcej), obszar użytków rolnych (własnych i dzierżawionych w ha) oraz koszty ogółem z pominięciem kosztów czynników zewnętrznych w zł. Oszacowane w ten sposób wskaźniki efektywności techniczne stanowiły zmienną zależną. Jako zmienne objaśniające przyjęto zaś wybrane mierniki charakteryzujące sytuację ekonomiczno-produkcyjną analizowanych gospodarstw. Należały do nich: stosunek przychodów ze sprzedaży do kosztów ogółem w zł, przychody ze sprzedaży w zł na ha UR, przychody ze sprzedaży w zł na roboczogodzinę, nakład pracy w roboczogodzinach na ha UR, aktywa trwałe w zł na ha UR, obsada zwierząt gospodarskich w SD na ha UR. Współliniowość między tymi miernikami zbadano za pomocą wskaźników korelacji Pearsona. Z analiz wykluczono, te zmienne, które wykazywały współliniowość z innymi zmiennymi niezależnymi (współczynnik korelacji był wyższy od 0,9)¹. W ten sposób zbudowano kilka wariantów modeli, ze zmiennymi nie wykazującymi współliniowości. Przed przystąpieniem do analiz regresji należy poczynić założenie o jej przebiegu, który może być zgodny z różnymi funkcjami matematycznymi (liniową, potęgową, wykładniczą, hiperboliczną). W celu określenia zależności funkcyjnej pomiędzy zmienną zależną a niezależnymi wykonano wykresy rozrzutu, wykreślając linie przebiegu różnych postaci funkcji i oceniając ich dopasowanie do danych empirycznych za pomocą współczynnika R^2 . To spowodowało wybór do dalszych analiz modelu regresji liniowej, jako najlepiej odwzorowującej zależności pomiędzy zmienną zależną i zmiennymi objaśniającymi². Należy podkreślić, że metoda regresji jest wrażliwa na dane odstające, które mogą istotnie zakłócić wyniki obliczeń

¹ Nie ma jednej prostej reguły, która mówi, że mamy do czynienia z wysoką korelacją. W przypadku współczynnika korelacji przekraczającego 0,9 dla zmiennych objaśniających można przyjąć, że z dużym prawdopodobieństwem mamy do czynienia ze współliniowością. Rozwiązaniem jest usunięcie jednej ze skorelowanych zmiennych [Koop 2011].

² Ocena czynników wpływających na efektywność techniczną gospodarstw rolnych jest dokonywana także za pomocą tzw. regresji ocenzonej. Wówczas do modelu jest wprowadzana zmienna ukryta, przyjmująca postać zero-jedynkową [szerzej zob. Analiza... 2009, Ziółkowska 2008].

i doprowadzić do błędnych wniosków. Dwa takie przypadki zaobserwowano w 2008 i 2009 roku wśród gospodarstw wyspecjalizowanych w chowie trzody chlewnej. Zostały one usunięte z analiz. Słuszność przyjętej metody estymacji potwierdzały: wartości statystyki F, skorygowane współczynniki determinacji R^2 , a także wykresy normalności reszt oraz wyniki testów Shapiro-Wilka. Materiał badawczy stanowiły dane gospodarstw indywidualnych z powiatu gostyńskiego, objętych monitoringiem Polskiego FADN. Powiat gostyński jest obszarem o najwyższej intensywności i towarowości rolnictwa w województwie wielkopolskim [Ważniejsze dane... 2003]. W próbie gospodarstw wyspecjalizowanych w chowie bydła wystąpiło 8-14 gospodarstw, w chowie trzody 14-17 gospodarstw (w zależności od roku). Liczebności gospodarstw pozwalają stwierdzić, iż w analizach regresji został spełniony warunek większej liczby obserwacji niż szacowanych parametrów³. Należy także podkreślić, że obliczeń efektywności technicznej dla gospodarstw w ramach jednego typu produkcyjnego dokonano tylko w przypadku, gdy ich liczba w danym roku wynosiła 12 i więcej⁴. Stąd obliczenia dla gospodarstw wyspecjalizowanych w chowie bydła były możliwe tylko w latach 2008-2009, a w wyspecjalizowanych w chowie trzody w okresie 2004-2009.

CZYNNIKI WARUNKUJĄCE EFEKTYWNOŚĆ TECHNICZNĄ GOSPODARSTW FADN Z POWIATU GOSTYŃSKIEGO WYSPECJALIZOWANYCH W CHOWIE BYDŁA I TRZODY CHLEWNEJ

W 2008 roku w próbie gospodarstw wyspecjalizowanych w chowie bydła na dwanaście jednostek aż osiem było w pełni efektywnych. Pozostałe wykazywały nieznacznie niższe relacje efektów do nakładów z działalności rolniczej. Wyższe zróżnicowanie pod względem efektywności technicznej w gospodarstwach tego typu wystąpiło w 2009 roku. Stąd analizę regresji dla gospodarstw wyspecjalizowanych w chowie bydła wykonano jedynie dla 2009 roku. Wystąpiła wtedy istotna i silna korelacja dodatnia pomiędzy przychodami na ha UR a: obsadą zwierząt w SD na ha UR (na poziomie 0,92), aktywami trwałymi na ha UR (0,84) oraz liczbą roboczogodzin na ha UR (0,68). Może to świadczyć o tym, że uzyskiwaniu wysokich przychodów przez gospodarstwa, w relacji do nakładów ziemi, sprzyjał wzrost intensywności produkcji zwierzęcej, a także wyposażenie w aktywa trwałe i pracochłonność produkcji. W gospodarstwach wyspecjalizowanych w chowie bydła, koncentracji produkcji zwierzęcej towarzyszyły więc procesy intensyfikacji praco- i kapitałochłonnej. Dowodzą tego również wysokie wskaźniki korelacji pomiędzy obsadą zwierząt w SD na ha a liczbą roboczogodzin na ha UR (0,83) i aktywami trwałymi na ha UR (0,78).

Większa liczebność w próbie gospodarstw wyspecjalizowanych w chowie trzody, a także większe zróżnicowanie wysokości osiąganych przez nie wskaźników efektywności technicznej, pozwoliły na obserwację zależności pomiędzy efektywnością tech-

³ W przypadku budowy modelu regresji liczba obserwacji powinna być większa lub równa liczbie szacowanych parametrów [szerzej zob.: Welfe 2008, Stanisław 2006].

⁴ W obliczeniach efektywności technicznej metodą DEA wysuwa się postulat, że liczba obiektów analizy powinna wynosić trzykrotność łącznej liczby efektów i nakładów. W przeciwnym razie dochodzi do „niezasłużonego” zwiększania efektywności technicznej liczonej metodą DEA [szerzej zob.: Guzik 2009, s. 28-29].

niczną a wybranymi miernikami sytuacji ekonomiczno-produkcyjnej w każdym z lat analizowanego okresu. Problemem okazała się jednak współliniowość zastosowanych w analizach zmiennych objaśniających. Podobnie jak w gospodarstwach wyspecjalizowanych w chowie bydła, w każdym z lat analizy uzyskano bardzo wysokie wskaźniki korelacji dodatniej pomiędzy obsadą zwierząt w SD na ha a przychodami na ha UR (0,93-0,96), a także przychodami na roboczogodzinę (0,64-0,78) i wartością aktywów trwałych na ha UR, co pozwala powiedzieć, że wzrost intensywności produkcji zwierzęcej w tych gospodarstwach znajdował odzwierciedlenie we wzroście wydajności pracy i ziemi. W przypadku gospodarstw wyspecjalizowanych w chowie bydła w 2009 roku nie odnotowano wyraźnej korelacji pomiędzy obsadą zwierząt w SD na ha UR a przychodami na roboczogodzinę. Wyniosła ona zaledwie $-0,08$. W gospodarstwach wyspecjalizowanych w chowie trzody nie występowała natomiast korelacja pomiędzy wzrostem intensywności produkcji zwierzęcej a jej pracochłonnością, wyrażoną liczbą roboczogodzin na ha UR, co obserwowano w gospodarstwach wyspecjalizowanych w chowie bydła. Sugeruje to, iż procesom koncentracji produkcji zwierzęcej w gospodarstwach wyspecjalizowanych w chowie trzody towarzyszyły procesy intensyfikacji kapitałochłonnej, co pozwoliło na wyższe wynagradzanie czynnika pracy. Świadczy o tym również fakt, że w gospodarstwach wyspecjalizowanych w chowie trzody nie odnotowano istotnej korelacji pomiędzy obsadą zwierząt w SD i liczbą roboczogodzin na ha UR, co odróżniało je od wyspecjalizowanych w chowie bydła. W związku z wynikami analiz korelacji, osobno dla gospodarstw wyspecjalizowanych w chowie bydła i trzody, oszacowano modele regresji w różnych wariantach tzn. ze zmiennymi nie wykazującymi współliniowości. Wyniki obliczeń zawarto w tabelach 1 i 2.

Wyniki analizy regresji dla różnych zestawów zmiennych objaśniających pozwalają napisać, że w obu analizowanych typach gospodarstw ważnym czynnikiem determinującym wysokość osiąganych wskaźników efektywności technicznej był stosunek przychodów ze sprzedaży do kosztów ogółem w zł. W zależności od wariantu modelu w gospodarstwach wyspecjalizowanych w chowie bydła zwiększenie tej relacji o złotówkę przy niezmiennych wartościach pozostałych zmiennych powodowało w 2009 roku wzrost efektywności technicznej 0,16-0,29. W gospodarstwach trzodowych, w zależności od modelu i roku, wzrost ten wynosił od 0,07 (w 2008 roku) do 0,26 (w 2006 roku). Wskaźnik opłacalności sprzedaży (relacja przychodów ze sprzedaży do kosztów ogółem) dla gospodarstw wyspecjalizowanych w chowie trzody wyniósł w latach 2004-2009 średnio 1,39 zł na gospodarstwo. W gospodarstwach wyspecjalizowanych w chowie bydła był mniejszy (1,30 zł na gospodarstwo w latach 2004-2009). Pewne możliwości zwiększenia tej relacji w obu typach gospodarstw może zapewnić wzrost uczestnictwa w procesach integracji poziomej i pionowej [szerzej zob. Czyżewski 2007, Matuszczak 2007]. W Polsce występują jednak czynniki głównie o charakterze historycznym, które powodują niechęć do wchodzenia w związki integracyjne [Rozwój... 2001], co utrudnia im wzrost efektywności technicznej. W świetle wyników analiz regresji można stwierdzić także, że zarówno w analizowanych gospodarstwach wyspecjalizowanych w chowie trzody, jak i bydła występują możliwości wzrostu ich efektywności technicznej poprzez zwiększenie przychodów przypadających na roboczogodzinę. W gospodarstwach wyspecjalizowanych w chowie trzody zwiększenie tej relacji o 10 zł powodowało, w zależności od roku, wzrost efektywności technicznej 0,02-0,04, z zachowaniem niezmiennego stosunku przychodów do kosztów ogółem oraz liczby roboczogodzin na ha UR (model I). O znaczeniu tego czynnika w kształtowaniu efektywności

Tabela 1. Wyniki analizy regresji dla gospodarstw Polskiego FADN, wyspecjalizowanych w chowie bydła, z powiatu gostyńskiego w 2009 roku
 Table 1. Results of regression analysis for Polish FADN farms specialized in cattle from the gostyński district in 2009

Model	Zmienne objaśniające – Explanatory variables	Wartość współczynnika b Value to factor b
I	przychody ze sprzedaży w zł/koszty ogółem w zł revenues from sales in PLN/total costs in PLN	0,157138
	przychody ze sprzedaży w zł na roboczogodzinę total revenues from sales in PLN for working hour	0,004259
	liczba roboczogodzin na ha UR working hours per ha of arable land	0,000730
	aktywa trwałe w zł na ha UR fixed assets in PLN per ha of arable land	-0,000007
II	przychody ze sprzedaży w zł/koszty ogółem w zł revenues from sales in PLN/total costs in PLN	0,294504
	przychody ze sprzedaży w zł na roboczogodzinę revenues from sales in PLN for working hour	0,002350
	przychody ze sprzedaży w zł/ha UR revenues from sales in PLN for working hour	-
III	przychody ze sprzedaży w zł/koszty ogółem w zł revenues from sales in PLN/total costs in PLN	0,294504
	obsada zwierząt w SD/ha UR livestock density in units of large (SD) per ha of arable land	-
	przychody ze sprzedaży w zł/ha UR revenues from sales in PLN for working hour	0,002350

Brak wartości w kolumnie *wartość współczynnika b* w tabelach 1-2 oznacza, że dana zmienna była nieistotna.

Skorygowane współczynniki R^2 dla modeli: I, II I III wyniosły odpowiednio: 0,89, 0,57, 0,57.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych gospodarstw prowadzących rachunkowość z powiatu gostyńskiego.

There are no values in a column value of the factor b in Table 1-2 means that the variable was insignificant.

Adjusted R^2 for models: I, II, III are: 0.89, 0.57, 0.57.

Source: own study based on data Polish FADN farms of gostyński district.

technicznej gospodarstw FADN z powiatu gostyńskiego, wyspecjalizowanych w chowie trzody, świadczy również fakt, że był to jedyny istotny czynnik determinujący efektywność techniczną tych gospodarstw w 2009 roku. Z kolei, w gospodarstwach wyspecjalizowanych w chowie bydła, gdy została zachowana niezmienną relacja przychodów do kosztów ogółem, a także liczba roboczogodzin na ha UR, wzrost przychodów ogółem na roboczogodzinę o 10 zł powodował zwiększenie wskaźnika efektywności technicznej o 0,04 w 2009 roku. Zwiększeniu wydajności pracy w analizowanych gospodarstwach mogą sprzyjać procesy substytucji pracy żywej pracą uprzedmiotowioną. Szczególnie może to być wskazane w kontekście dążenia do wzrostu efektywności

Tabela 2. Wyniki analizy regresji dla gospodarstw Polskiego FADN, wyspecjalizowanych w chowie trzody, z powiatu gostyńskiego w latach 2004-2009

Table 2. Results of regression analysis for Polish FADN farms specialized in breeding pigs from the gostyński district in 2004-2009

Model	Zmienne objaśniające Explanatory variables	Wartość współczynnika b – Value to factor b					
		2004	2005	2006	2007	2008	2009
I	przychody ze sprzedaży w zł/koszty ogółem w zł revenues from sales in PLN/total costs in PLN	0,21245	0,21057	0,23484	–	–	–
	przychody ze sprzedaży w zł/roboczogodzinę revenues from sales in PLN for working hour	0,00177	0,00192	0,00231	0,00391	0,00303	0,00147
	liczba roboczogodzin/ha UR working hours per ha of arable land	0,00047	–	–	0,00092	0,00090	–
	skorygowany R ² adjusted R ²	0,84	0,65	0,78	0,74	0,69	0,38
II	przychody ze sprzedaży w zł/koszty ogółem w zł revenues from sales in PLN/total costs in PLN	0,19461	0,16486	0,25523	0,10415	–	–
	przychody ze sprzedaży w zł/ha UR revenues from sales in PLN for working hour	0,00001	0,00001	0,00001	0,00001	0,00001	–
	aktywa trwałe w zł/ha UR fixed assets in PLN per ha of arable land	–	–	–	–	–	–
	skorygowany R ² adjusted R ²	0,89	0,79	0,83	0,55	0,23	–
III	przychody ze sprzedaży w zł/koszty ogółem w zł revenues from sales in PLN/total costs in PLN	0,21148	0,20434	0,26479	0,11378	0,06714	–
	obsada zwierząt w SD/ha UR livestock density in units of large (SD) per ha of arable land	0,03126	0,02911	0,02792	0,03878	–	–
	liczba roboczogodzin/ha UR working hours per ha of arable land	–	–	–	–	–	–
	skorygowany R ² adjusted R ²	0,88	0,67	0,82	0,56	0,30	–

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych gospodarstw prowadzących rachunkowość z powiatu gostyńskiego.

Source: own study based on data Polish FADN farms of gostyński district.

technicznej gospodarstw wyspecjalizowanych w chowie trzody, na co wskazywały wysokie wskaźniki korelacji dodatniej pomiędzy wartością aktywów trwałych na ha UR i przychodów ogółem na roboczogodzinę w tych gospodarstwach. Dodatkowo, za potrzebą takich zmian przemawia fakt, że koszty wszystkich czynników produkcji rosną szybciej niż ceny produktów rolnych, natomiast druga prawidłowość odzwierciedla tendencję, zgodnie z którą koszty siły roboczej rosną szybciej niż koszty pozostałych czynników produkcji [Runowski 1994]. Pewne osłabienie tej tezy może stanowić stwierdzenie, iż wzrost liczby roboczogodzin na ha UR w 2009 roku w gospodarstwach wyspecjalizowanych w chowie bydła oraz w niektórych latach okresu 2004-2009, także w gospodarstwach „trzodowych”, stanowił determinantę wzrostu ich efektywności technicznej. Jednak ta zależność miała możliwość ujawnienia się prawdopodobnie tylko w warunkach braku wyceny pracy własnej rolnika i jego rodzinny, typowej dla gospodarstw rodzinnych. W przypadku gospodarstw wyspecjalizowanych w chowie trzody zmienną determinującą ich efektywność techniczną w latach 2004-2007 była obsada zwierząt w SD na ha UR. Gdy zachowano niezmienną relację przychodów do kosztów ogółem oraz liczbę roboczogodzin na ha wzrost obsady zwierząt gospodarskich w SD na ha UR o jednostkę powodował zwiększenie ich efektywności technicznej od 0,028 w 2006 roku do 0,039 w 2007 roku. W latach 2004-2008 istotną zmienną wpływającą na wysokość wskaźników efektywności technicznej osiąganych przez analizowane gospodarstwa wyspecjalizowane w chowie trzody były przychody na ha UR (przy niezmiennych innych czynnikach z modelu II). Średni przychód na ha UR w tych gospodarstwach, w latach 2004-2009, wyniósł 18092 zł. Z kolei, w gospodarstwach wyspecjalizowanych w chowie bydła, zarówno przychody ogółem w zł, jak i obsada zwierząt w SD na ha UR nie wywierały w 2009 roku istotnego wpływu na ich efektywność techniczną.

PODSUMOWANIE

Przeprowadzona analiza wykazała, że zarówno w gospodarstwach wyspecjalizowanych w chowie bydła, jak i trzody chlewnej z powiatu gostyńskiego, objętych monitoringiem Polskiego FADN, czynnikami wpływającymi na wysokość osiąganych przez nie wskaźników efektywności technicznej były relacje przychodów ze sprzedaży do kosztów ogółem w zł oraz i wydajność zasobów pracy mierzona przychodami ze sprzedaży w zł na roboczogodzinę. To wskazuje na możliwości wzrostu efektywności technicznej tych gospodarstw poprzez uczestnictwo w procesach integracji pionowej i poziomej, a także substytucji nakładów pracy kapitałem. Procesy te mogą wpłynąć na zwiększenie przychodów ogółem z działalności rolniczej, ograniczenie jej kosztów oraz wzrost wydajności pracy, a przez to wyzwolić wzrost efektywności technicznej tych gospodarstw. W gospodarstwach wyspecjalizowanych w chowie trzody, czynnikami determinującymi wysokość wskaźników efektywności technicznej były również: obsada zwierząt gospodarskich w SD oraz przychody ze sprzedaży w zł na ha UR. Na koniec należy zaznaczyć, iż opracowanie może stanowić przyczynek do szerszych badań na temat czynników wpływających na efektywność techniczną gospodarstw wyspecjalizowanych w produkcji zwierzęcej.

LITERATURA

- Analiza efektywności ekonomicznej i finansowej przedsiębiorstw rolniczych powstałych na bazie majątku WRSP. 2008. Red. J. Kulawik. IERiGŻ – PIB, Warszawa.
- Analiza efektywności ekonomicznej i finansowej przedsiębiorstw rolnych powstałych na bazie WRSP. 2009. Red. J. Kulawik. IERiGŻ – PIB, Warszawa.
- Coelli T.J., Prasada Rao D.S., O'Donnell Ch.J., Battese G.E., 2005. *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. Second Edition. Springer, New York.
- Czyżewski B., 2007. Instytucje w tworzeniu struktur agrobiznesu. W: *Uniwersalia polityki rolnej w gospodarce rynkowej ujęcie makro i mikroekonomiczne*. Red. A. Czyżewski. Wyd. AE, Poznań, 57-98.
- Czekaj T., 2009. Analiza efektywności technicznej i produktywności. W: *Analiza efektywności ekonomicznej i finansowej przedsiębiorstw rolnych powstałych na bazie WRSP*. Red. J. Kulawik. IERiGŻ – PIB, Warszawa, 169-178.
- Encyklopedia Agrobiznesu. 1998. Red. A. Woś. Fundacja Innowacji, Warszawa.
- Góral J., 2010. Czynniki wpływające na efektywność gospodarstw rolnych. W: *Sytuacja produkcyjna, efektywność finansowa i techniczna gospodarstw powstałych w oparciu o mienie byłych państwowych przedsiębiorstw gospodarki rolnej*. Red. J. Kulawik. IERiGŻ – PIB, Warszawa, 208-217.
- Guzik B., 2009. *Podstawowe modele DEA w badaniu efektywności gospodarczej i społecznej*. UE, Poznań.
- Józwiak W., Zieliński D., 2010. Praktyczna metoda ustalania czynników wywierających wpływ na efektywność funkcjonowania gospodarstw rolnych. *Rocz. Nauk Roln. Ser. G, Ekon. Roln.* 3, 112-113.
- Koop G., 2011. *Wprowadzenie do ekonometrii*. Oficyna, Warszawa.
- Matuszczak A., 2007. Dualny rozwój rolnictwa i obszarów wiejskich. W: *Uniwersalia polityki rolnej w gospodarce rynkowej ujęcie makro i mikroekonomiczne*. Red. A. Czyżewski. AE, Poznań, 99-120.
- Poczta-Wajda A., 2011. *Nowoczesne techniki analityczne na studiach ekonomicznych*. Wyd. UE, Poznań.
- Rozwój przedsiębiorczości wiejskiej w perspektywie integracji z Unią Europejską. 2001. Red. K. Gutkowska, I. Ozimek. SGGW, Warszawa.
- Runowski H., 1994. *Koncentracja produkcji zwierzęcej*. Fundacja Rozwój SGGW, Warszawa.
- Stanisz A., 2006. *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA P*. StatSoft, Kraków.
- Sytuacja produkcyjna, efektywność finansowa i techniczna gospodarstw powstałych w oparciu o mienie byłych państwowych przedsiębiorstw gospodarki rolnej. 2010. Red. J. Kulawik. IERiGŻ – PIB, Warszawa.
- Ważniejsze dane o podregionach, powiatach i gminach województwa wielkopolskiego. 2003. GUS, Poznań [wydanie elektroniczne].
- Welfe A., 2008. *Ekonometria: metody i ich zastosowanie*. PWE, Warszawa.
- Zegar J.S., 2003. Strategia polskiego rolnictwa po akcesji do UE. *Zagadn. Ekon. Roln.* 3, 68.
- Ziółkowska J., 2008. *Efektywność techniczna w gospodarstwach wielkoobszarowych*. IERiGŻ – PIB, Warszawa.

FACTORS AFFECTING TECHNICAL EFFICIENCY OF INDIVIDUAL FARMS SPECIALISING IN LIVESTOCK PRODUCTION (FOR FADN FARMS OF THE GOSTYŃSKI DISTRICT)

Summary. The article is an attempt to determine the factors that determine technical efficiency of individual farms FADN of gostynski district, specializing in cattle, breeding pigs and multidirectional production. Indicators of technical efficiency of farms was determined using method Data Envelopment Analysis. Linear regression method was used to determine the factors that determine technical efficiency of individual farms. It was shown, that for farms specialized in cattle, the determinants of technical efficiency are: total revenues from sales to total costs and total revenues from sales in PLN for working hour, and for those specialized in breeding pigs: total revenues from sales to total costs, total revenues from sales in PLN for working hour, livestock density in units of large (SD) and revenues per ha of arable land.

Key words: technical efficiency, determinants of technical efficiency, individual farm

Zaakceptowano do druku – Accepted for print: 24.04.2012

Do cytowania – For citation: Smędzik K., 2012. Czynniki wpływające na efektywność techniczną gospodarstw rolnych osób fizycznych, wyspecjalizowanych w produkcji zwierzęcej (na przykładzie gospodarstw Polskiego FADN z powiatu gostyńskiego). J. Agribus. Rural Dev. 3(25), 241-250.