

**EFEKTYWNOŚĆ TECHNICZNA
GOSPODARSTW ROLNYCH W POLSCE
W ZALEŻNOŚCI OD ROZMIARÓW DZIAŁALNOŚCI
I TYPU PRODUKCYJNEGO**

ADAM HENRYK KAGAN

Abstrakt

W artykule przedstawiono efektywność techniczną wykorzystania zasobów produkcyjnych dla próby badawczej Polskiego FADN, reprezentującej zbiorowość generalną gospodarstw rolnych, odpowiadającą za ponad 90% towarowej produkcji w kraju. Zbadano, jaki wpływ na efektywność wywierają rozmiary działalności mierzone powierzchnią użytków rolnych i standardową produkcją (wielkością ekonomiczną) oraz typ produkcyjny. We wszystkich przypadkach stwierdzono nieliniowe zależności, a krzywa efektywności technicznej dla cech grupujących opartych o rozmiar działalności przyjmowała kształt litery U. Obserwowane w licznych badaniach odstępstwa od kształtu tych zależności mogą więc wynikać niejednokrotnie nie tylko z wyboru metody pomiaru, ale również z braku reprezentatywności dla całej struktury agrarnej badanych gospodarstw rolnych. Oceniając wpływ ukierunkowania produkcyjnego na efektywność techniczną bez uwzględnienia zróżnicowania grup pod względem rozmiarów działalności, zwłaszcza przy zróżnicowanym przyporządkowaniu do odmiennych klas wielkości ekonomicznej, może w wielu przypadkach prowadzić do błędnych wniosków.

Słowa kluczowe: rozmiar gospodarstwa rolnego, efektywność techniczna, standardowa produkcja, typ produkcyjny.

Kody JEL: Q12; Q13; Q18.

Wprowadzenie

Kwestia efektywności wykorzystania czynników produkcji (zasobów produkcyjnych) na poziomie technicznym w zależności od rozmiarów gospodarstw rolnych była przedmiotem licznych badań i publikacji naukowych. Zarówno prace bazujące na zagranicznych, jak i krajowych danych poruszające tę kwestię są niejednoznaczne. W przypadku posługiwania się produktywnością ziemi mierzoną wartością produkcji w przeliczeniu na jednostkę powierzchni (efektywnością cząstkową) z reguły wskazywana jest przewaga małych gospodarstw rolnych względem dużych podmiotów. W przypadku uwzględnienia wszystkich czynników produkcji, a więc pomiaru efektywności technicznej (produktywności całkowitej) uzyskiwane wyniki badań bywają bardziej zróżnicowane. Wskazywane są również odmienne czynniki kształtujące zależności pomiędzy efektywnością techniczną, produktywnością ziemi lub jej wydajnością i rozmiarami gospodarstw rolnych.

Celem badań było ustalenie efektywności technicznej w próbie reprezentującej większość gospodarstw rolnych w kraju w zależności od rozmiarów działalności i ich typu produkcyjnego oraz rozpoznanie charakteru tych zależności. Z uwagi, że efektywność techniczna może pełnić rolę uproszczonej miary społecznej efektywności gospodarstw rolnych problem ten wydaje się ważny nie tylko z punktu widzenia naukowego, ale również kształtowania przyszłej polityki rolnej. W badaniu pominięto efektywność alokacyjną (efektywność po uwzględnieniu cen wszystkich nakładów produkcyjnych).

Badania poświęcone zagranicznemu rolnictwu

Przyjmuje się, że współczesną debatę dotyczącą oddziaływania rozmiarów działalności rolniczej na efektywność wykorzystania zasobów (nakładów) produkcyjnych rozpoczął Sen (1962). Zauważył on bowiem odwrotną zależność pomiędzy wartością produkcji uzyskiwaną z 1 ha użytków rolnych a wielkością gospodarstwa, co stało się przesłanką do dalszych badań naukowych nad tym zagadnieniem, ale również wywarło wpływ na politykę rolną w niektórych krajach. Zauważył on ponadto, że rentowność gospodarstw rośnie wraz ze wzrostem jego rozmiarów. W sytuacji uwzględnienia alternatywnych kosztów pracy własnej na poziomie wynagrodzeń uzyskiwanych w gospodarce krajowej większość indyjskiego rolnictwie była jednak nierentowna ze względu na strukturę agrarną i udział małych gospodarstw rolnych. Przyczyn tego zjawiska upatrywał w niedoskonałości rynku pracy. Wyższa wartość produkcji z jednostki powierzchni w małych gospodarstwach rolnych stało się podstawą do uznania ich przewagi nad dużymi gospodarstwami.

Do podobnych wniosków doszedł Carter (1984), który udowodnił silny negatywny związek między wielkością gospodarstwa a wartością produkcji z jednostki powierzchni. Na podstawie danych dla indyjskiego rolnictwa z lat 1966-1972 wyliczył, że produktywność ziemi zmniejszyła się prawie o 40% w sytuacji podwojenia wielkości gospodarstwa, a po korekcie wynikającej z wpływu jakości gleby o 20%. Jednocześnie stwierdził on nieefektywność ekonomiczną małych gospodarstw rolnych z uwagi na wykorzystanie znacznie większych nakładów na jednostkę produkcji, w tym zwłaszcza pracy.

Binswanger, Deininger i Feder (1995) na podstawie analizy licznych badań empirycznych również potwierdzili przewagę pod względem wartości produkcji na hektar małych gospodarstw rolnych (choć nie najmniejszych) nad dużymi. Stwierdzili ponadto, że różnice te wzrastały w rejonach świata o dużej dostępności gruntów (w Ameryce Łacińskiej, w wybranych krajach Afryki), a były mniejsze w Azji, gdzie rozpiętości pomiędzy stanem posiadania użytków rolnych były najmniejsze. Zauważyli ponadto, że najbardziej produktywną grupą były nie najmniejsze gospodarstwa, ale kolejna pod względem wielkości grupa zapewniająca zatrudnienie właściciela w pełnym wymiarze czasu.

Srinivasan (1972) stwierdził, że różnica w poziomie nakładów obserwowana w gospodarstwach różnej wielkości jest wynikiem stanu niepewności i poziomem awersji do ryzyka produkcyjnego osoby kierującej gospodarstwem. Podobnie Barrett (1996) tłumaczył to zjawisko potrzebą zapewnienia bezpieczeństwa żywnościowego własnego gospodarstwa domowego w warunkach niepewności cenowej. Według ich wniosków wysoki poziom ryzyka (potrzeba zaspokojenia podstawowych potrzeb wyżywienia) w małych gospodarstwach rolnych powoduje ponadnormatywne stosowanie nakładów produkcyjnych, a zwłaszcza pracy.

Feder (1985) oraz Eswaran i Kotwal (1985) zauważyli, że to nie zniekształcenia cenowe surowców rolnych, a dostępność do kredytu (rynek kapitałowy) oraz zniekształcenie rynku pracy i ziemi mogą znacząco modyfikować produktywność gospodarstw, a związek pomiędzy plonem a rozmiarami produkcji może mieć charakter nieliniowy. Do takich samych wniosków doszli Carter i Kalfayan, którzy na podstawie teoretycznego modelu dowiedli, że przy niedoskonałości rynku pracy i kapitału związek pomiędzy wielkością gospodarstwa rolnego a jego produktywnością jest nieliniowy, a ponadto przyjmuje kształt litery U (Binswanger i in., 1995).

W latach 90. Johnson i Ruttan (1994) oraz Peterson i Kislev (1991) udowodniali brak korzystnego wpływu wielkości gospodarstwa na produktywność nakładów. Ponadto stwierdzili, że o ile w innych działach można obserwować pozytywne ekonomiczne efekty skali, to w rolnictwie poza pewnymi wyjątkami prawo to nie działa (efekty są co najwyżej proporcjonalne). Wzrost płac w działach pozarolniczych i mechanizacja wywołały zmiany wielkości gospodarstw oraz substytucję pracy kapitałem. Rolnictwo nadal opiera się głównie na pracy właścicieli i ich rodzin (nakładach pracy własnej), a więc własne zasoby pracy silnie ograniczają wzrost wielkości gospodarstw. Podobnie Binswanger i Rosenzweig (1986) odrzucili wpływ korzyści ekonomicznej skali produkcji na wzrost rozmiarów gospodarstw w rolnictwie. Twierdzili, że to inne czynniki powodują zmiany, zwłaszcza w krajach rozwiniętych. Pomimo dokonujących się zmian technicznych i technologicznych w ich opinii gospodarstwa rodzinne wykazują przewagę na poziomie technicznym.

De Janvry i Sadoulet (2006) doszli również do wniosku, że mniejsze gospodarstwa rolne efektywniej wykorzystują zasoby produkcyjne (głównie ziemię), a stosowana przez nie technologia jest bardziej pracochłonna. W tradycyjnym rolnictwie, gdzie głównym czynnikiem zmiennym jest praca, uzyskują one wyższe plony niż większe gospodarstwa, które wykorzystują pracę najemną. Zwracają oni jednak uwagę na niższą opłatę pracy uzyskiwaną w małych gospodarstwach rol-

nych, a jednocześnie na fakt, że strona konsumpcyjna gospodarstwa domowego w takich podmiotach jest zredukowana do kompromisu między dochodem (konsumpcją) a czasem wolnym.

Na różnice w żyzności ziemi i jej lokalizacji, jako głównego czynnika sprawczego zmniejszania się produktywności wraz ze wzrostem wielkości gospodarstw rolnych w Chinach, wskazali Chen, Huffman i Rozelle (2011). Według ich badań uwzględnienie tego parametru powodowało, że produkcja była proporcjonalna do rozmiarów gospodarstwa. Wykorzystali oni jednak dane jedynie dla zbiorowości, w której średnia powierzchnia gruntów nie przekraczała 10 Mu (około 0,7 ha). Wpływ jakości ziemi wskazywali jako główny argument przemawiający za tym, aby nie dokonywać zmiany polityki agrarnej Chin w kierunku zmniejszenia powierzchni i tak relatywnie małych gospodarstw.

Wpływu jakości ziemi nie potwierdzili natomiast Barrett, Bellemare i Hou (2010) badający gospodarstwa rolne w 2002 roku na Madagaskarze. Szukając wyjaśnień przyczyn odwrotnej zależności pomiędzy efektywnością techniczną a wielkością gospodarstwa, uwzględnili oni szereg parametrów związanych z żyznością gleby, między innymi: zawartość mikroelementów, materii organicznej, skład mechaniczny i odczyn gleby. Wspomnianą odwrotną zależność wyjaśnili wpływem niedoskonałości rynku, natomiast w przypadku jakości gleby uznali, że nie jest ona cechą, która w statystycznie istotnym stopniu wpływa na charakteryzowaną zależność.

Fan i Chan-Kang (2005) zauważyli, że po okresie przyspieszonej industrializacji i urbanizacji wielu krajów azjatyckich w lat 90. XX wieku nastąpiła zmiana nastawienia do małych gospodarstw rolnych, co można podsumować powrotem do stwierdzenia „małe jest piękne”. O ile wcześniej ich funkcjonowanie niejednokrotnie uznawane było jako przeszkoda modernizacji krajów, to dzięki zróżnicowaniu struktury produkcji towarowej i intensywności mogły one uzyskiwać przewagi komparatywne nad większymi gospodarstwami, produkując jednocześnie w sposób bardziej przyjazny dla środowiska naturalnego. Obserwowana odwrotna zależność między rozmiarem gospodarstwa a produktywnością ziemi była warunkowana wieloma czynnikami: intensywnością użytkowania gruntów, żyznością gleby i zdolnościami zarządczymi właścicieli. Dodatkowo wskazali, że trwałość produkcji w małych gospodarstwach jest obecnie kwestionowana przez trwający proces liberalizacji handlu, który stawia małe gospodarstwa w niekorzystnej sytuacji.

Kagin, Taylor i Yúnez-Naude (2016) na podstawie danych panelowych z lat 2003-2008 odnoszących się do rolnictwa meksykańskiego potwierdzili ujemną zależność pomiędzy produktywnością ziemi a rozmiarami gospodarstwa. Na podstawie uzyskanych wyników stwierdzili, że przekłada się to również na efektywność techniczną, a więc przy uwzględnieniu łącznych nakładów produkcyjnych. Tym samym małe gospodarstwa meksykańskie pomimo procesów globalizacji i transformacji łańcuchów dostaw do rolnictwa i zbytu surowców rolnych wykazują się wysoką elastycznością w dostosowywaniu się do zmian otoczenia, a zarazem konkurencyjnością.

Na kwestię kosztów transakcyjnych zwrócili również uwagę Henderson i Isaac (2017). Stwierdzili oni, że kierunek zmian łańcuchów zaopatrzenia rolnictwa i zbytu produktów nie wpływa na odwrotną zależność pomiędzy rozmiarami

gospodarstw a ich efektywnością techniczną. Rosnące koszty transakcyjne będą w coraz większym stopniu oddziaływać natomiast na efektywność alokacyjną i rozdysponowanie zasobów produkcyjnych.

Do podobnych wniosków doszli Gautam i Ahmed (2019) badający efektywność techniczną gospodarstw rolnych w Bangladeszu w latach 2000-2008. Mniejsze obszarowo gospodarstwa w tym kraju uzyskiwały wyższą efektywność techniczną względem większych gospodarstw. Jednak zauważyli, że z czasem siła związku maleje, co wyjaśniali dokonującymi się zmianami technologicznymi, a zwłaszcza procesem mechanizacji produkcji. Tym samym stwierdzili oni, że następuje osłabianie przewag małych gospodarstw rolnych na poziomie technicznego wykorzystania nakładów, a tempo tego zjawiska uzależnione jest od zakresu wprowadzania nowych rozwiązań technologicznych w rolnictwie.

Ansoms, Verdoordt i Van Ranst (2008) obserwowali natomiast silnie ujemny wpływ wielkości gospodarstwa na produktywność ziemi w rolnictwie rwandyjskim. Interesującym jest jednak spostrzeżenie, że skrajny niedobór ziemi w tym kraju prowadzi do nadmiernej eksploatacji gruntów przez bardzo małe gospodarstwa rolne. W konsekwencji rozdrobniona struktura agrarna w warunkach niedoskonałości rynku pracy w tym kraju przynosi niekorzystne efekty środowiskowe. Kilka innych badań wykazało jednak, że odwrotna relacja pomiędzy wartością produkcji z jednostki powierzchni a wielkością gospodarstwa znika, jeśli zostaną uwzględnione nakłady pracy oraz ich koszt na poziomie rynkowym (Ali i Deininger 2015).

Bakucs, Latruffe, Fertő i Fogarasi (2010), badając efektywność techniczną węgierskiego rolnictwa, stwierdzili, że od chwili integracji z UE nastąpiło odwrócenie trendu spadku efektywności technicznej w tym sektorze. Zróżnicowanie efektywności warunkowane było w znaczącym stopniu jakością ziemi oraz formą prawną gospodarstwa. Podmioty funkcjonujące w formie spółek (z najemną siłą roboczą) okazały się bowiem bardziej efektywne technicznie od gospodarstw indywidualnych (rodzinnych), przy jednoczesnym dodatnim oddziaływaniu wyższych nakładów pracy na jednostkę powierzchni ziemi. W ich opinii mogło to sugerować niedobory pracy w rolnictwie węgierskim. Wyższym poziomem efektywności wyróżniały się gospodarstwa wielokierunkowe od wyspecjalizowanych. Wśród wyspecjalizowanych odnotowano natomiast przewagę gospodarstw ukierunkowanych na produkcję zwierzęcą względem roślinnych.

Baležentis, Kriščiukaitienė i Baležentis (2014) doszli do nieco odmiennych wniosków wykorzystując dane panelowe z lat 2004-2009 pochodzące z litewskich rodzinnych gospodarstw rolnych. W ich badaniu zwiększenie rozmiarów gospodarstwa prowadziło do nieznacznego wzrostu efektywności technicznej, chociaż dla jednostek powyżej 400 ha obserwowali również zwiększenie zmienności wyników. Zwrócili jednocześnie uwagę na wpływ ukierunkowania produkcyjnego. Gospodarstwa wyspecjalizowane w produkcji zwierzęcej odznaczały się wyższym poziomem efektywności względem wielokierunkowych, a te ostatnie w stosunku do ukierunkowanych na produkcję roślinną.

Podobne wnioski sformułowali Bojneca i Latruffe (2013) na podstawie danych z lat 2004-2006 dla gospodarstw słoweńskich. Ustalili oni dodatnią zależność po-

między efektywnością techniczną a rozmiarami gospodarstw rolnych mierzonymi: powierzchnią (ha), wielkością ekonomiczną (ESU) i pogłowiem zwierząt. O ile jednak ukierunkowanie produkcyjne na zwierzęta ziarnożerne pozwalało uzyskać statystycznie istotnie wyższą efektywność techniczną, to na zwierzęta żywione w systemie wypasowym oddziaływało negatywnie.

Pozytywny związek pomiędzy rozmiarami działalności a efektywnością techniczną uzyskali również Alvarez i Arias (2004), badając hiszpańskie gospodarstwa mleczne w latach 1993-1998. Do podobnych wniosków doszli Sheng, Zhao, Nossal i Zhang (2014) na podstawie danych z lat 1977-1978 oraz 2006-2007 odnoszących się do australijskich gospodarstw rolnych. Uznali oni jednak, że dodatni wpływ występuje pośrednio, przypisując znacznie większą rolę zróżnicowaniu technologicznemu, a ten w ich ocenie wynikał z rozmiarów produkcji.

Helfand i Taylor (2018), wykonując pomiar efektywności za pomocą wskaźników cząstkowych dla gospodarstw rolnych w Brazylii w latach 1985-2016, potwierdzili, że produktywność ziemi we wszystkich regionach maleje wraz ze wzrostem skali produkcji, natomiast pracy rośnie. Zjawisko to pogłębiało się w czasie, a różnice pomiędzy grupami wyznaczonymi na podstawie powierzchni użytków rolnych wzrastały. Łączną efektywność wykorzystania nakładów w układzie graficznym przyjmowała kształt zbliżony do litery U. Najwyższym poziomem efektywności charakteryzowały się największe obszarowo gospodarstwa rolne, tj. posiadających 500-5000 ha. O ile jednak w 1985 roku krzywa ta była mocno spłaszczona i nie wykazano statystycznie istotnych różnic międzygrupowych, to od 1996 roku efektywność największych gospodarstw rolnych okazała się statystycznie istotnie wyższa od najmniejszych (od 0 do 5 ha), podobnie jak od pozostałych grup. W 2006 roku stwierdzono pojawienie się spłaszczenia po prawej stronie litery U, co było wynikiem wyższej efektywności drugiej grupy pod względem wielkości, tj. gospodarstw o powierzchni od 5 do 20 ha, w stosunku do najmniejszych obszarowo.

Uzyskane wyniki badań Bhatt i Bhat (2014) także potwierdziły wyżej podane założenia teoretyczne Federa oraz Cartera i Kalfayana dotyczące kształtowania się zależności pomiędzy rozmiarami rolniczej działalności mierzonej powierzchnią użytków rolnych a efektywnością techniczną. Charakterystyczny kształt krzywej graficznej w postaci litery U uzyskali na podstawie danych z lat 2013-2014 dla gospodarstw rolnych o powierzchni od 0 do 27 akrów z regionu Jammu i Kaszmir w Indiach.

Badania poświęcone polskiemu rolnictwu

Van Zyl, Miller i Parker (1996) twierdzili, że przewaga techniczna i ekonomiczna dużych gospodarstw rolnych w Polsce nie znajduje odzwierciedlenia w rzeczywistości. W części analitycznej wykorzystali oni jednak tylko dane indywidualnych gospodarstw rolnych z 1993 roku wydzielając trzy grupy, w tym podmioty posiadające powyżej 15 ha. Udowadniali, że gospodarstwa do 5 ha (grupa najmniejszych obszarowo) z punktu widzenia technicznego wykorzystują efektywniej nakłady względem pozostałych grup, w tym zwłaszcza względem największych gospodarstw (o powierzchni powyżej 15 ha). Znacznie mniejsze różnice, choć również na korzyść małych gospodarstw rolnych, zostały przez nich stwierdzone

w przypadku efektywności skali produkcji, natomiast najwyższym poziomem efektywności alokacyjnej odznaczały się gospodarstwa o powierzchni 10-15 ha. Badacze tych zaskoczyły relatywnie niewielkie różnice międzygrupowe, jednak na podstawie uzyskanych wyników sformułowali dość daleko idące wnioski dotyczące kierunku polityki agrarnej w Polsce. W ich ocenie właściwą formą restrukturyzacji państwowych gospodarstw rolnych w badanym okresie był ich podział na małe jednostki, co nie doprowadziłoby do spadku produktywności rolnictwa, a mogłoby przynieść pozytywne efekty. Za takie uznawali wzrost zatrudnienia w rolnictwie i jednoczesne przewyciężenie ograniczeń kapitałowych. Ważnym wnioskiem była również propozycja zaprzestania udzielania wsparcia przez państwo działań mających na celu zwiększenie skali produkcji wśród małych i średnich indywidualnych gospodarstw rolnych (procesów koncentracyjnych).

Podobnie wyniki uzyskała Munroe (2001), która udowodniła niższą efektywność w gospodarstwach powyżej 15 ha względem pozostałych grup obszarowych. Jednak zwróciła również uwagę na istotny wpływ innych cech, takich jak: doświadczenia właściciela (wiek gospodarza) i poziom modernizacji gospodarstwa.

Lerman (2002), dokonując pomiaru efektywności technicznej indywidualnych gospodarstw rolnych w nieco późniejszym odstępie czasu (dane z 2000 roku), otrzymał odmienne wyniki. Zauważył on, że wraz ze wzrostem powierzchni użytków rolnych zmniejszała się produktywność ziemi, ale w niewielkim stopniu, natomiast znacząco rosła produktywność pracy. Krzywa graficzna prezentująca zależność efektywności technicznej od powierzchni użytków rolnych przyjmowała klasyczną literę U. Najefektywniejszą technicznie grupą w Polsce w jego ocenie były podmioty o powierzchni powyżej 100 ha, a więc wielkoobszarowe gospodarstwa rolne. Kolejnymi pod względem poziomu efektywności były najmniejsze gospodarstwa, tj. o powierzchni od 0-1 ha oraz posiadające 60-100 ha. Najniższy natomiast wskaźnik odnotowały gospodarstwa średnie, tj. posiadające 7-20 ha. Lerman stwierdził, że poprawa efektywności technicznej polskich gospodarstw rolnych wymaga tworzenia dużych wielkoobszarowych gospodarstw rolnych, ale będzie to prowadziło do zmniejszenia zatrudnienia w rolnictwie, dlatego ważną rolę przypisał tworzeniu pozarolniczych miejsc pracy.

Bardzo interesujące są rozbieżności pomiędzy wynikami uzyskanymi przez Van Zyla, Millera i Parkera oraz Munroe a wynikami Lermana. Trudno jest ocenić, na ile były one spowodowane czynnikiem czasu i zmianami uwarunkowań rynkowych (np. zmianami kosztu kapitału, rynku pracy), a na ile różnicą struktury próby badawczej. Należy jednocześnie podkreślić, że w badaniu Lermana uczestniczyło 6 gospodarstw powyżej 100 ha i 11 z przedziału 60-100 ha. Nie weryfikował on również, czy różnice międzygrupowe były statystycznie istotne.

Wątpliwości tych nie rozwiewały wyniki badań przeprowadzonych przez La-truffe, Balcombe, Davidova i Zawalińską (2005), poświęcone wpływowi specjalizacji produkcji na efektywność techniczną i skalę produkcji. Potwierdziły one nieliniowe zależności, a ponadto wyniki uzyskane przez Lermana dla gospodarstw ukierunkowanych na produkcję zwierzęcą i częściowo roślinną, były to dane jedynie z 2000 roku (pominięto dane z badanego 1996 roku). Autorzy podkreślili

skrajnie niskie liczebności w najmniejszych grupach obszarowych, co wynikało z doboru próby badawczej. Ze względów metodycznych wskazywana wyższa efektywność techniczna gospodarstw ukierunkowanych na produkcję zwierzęcą względem roślinnych także budzi wątpliwości. Stosując metodę Data Envelopment Analysis (DEA), nie można bowiem porównywać wyników uzyskanych w dwóch odrębnych modelach w sytuacji, gdy zachodzi duże prawdopodobieństwo odmiennego przebiegu krzywej granicznej (odniesienia).

Sulewski (2008) potwierdził na podstawie danych 100 rodzinnych gospodarstw rolnych pochodzących z 2005 roku wyniki van Zyla i innych, tj. znaczną przewagą w zakresie efektywności technicznej najmniejszych obszarowo gospodarstw rolnych (w badaniu do 10 ha) i pewną stabilizację średniej wskaźnika dla gospodarstw powyżej 15 ha (najniższy wynik uzyskały gospodarstwa o powierzchni 15-20 ha oraz powyżej 50 ha). W jego badaniu efektywność skali była jednak silnie oraz dodatnio skorelowana z wielkością gospodarstwa.

Czyżewski i Smędzik (2010) na podstawie danych dla zbiorowości gospodarstw osób fizycznych Polskiego FADN¹ z lat 2006-2008 uzyskali wyniki, w których najwyższą efektywnością techniczną charakteryzowały się gospodarstwa o powierzchni nieprzekraczającej 5 ha oraz o średnich rozmiarach (10-20 ha). Najniższy wskaźnik uzyskały natomiast gospodarstwa największe obszarowo, tj. posiadające 50 ha i więcej użytków rolnych. Dodatkowo stwierdzili, że wyższy poziom efektywności technicznej uzyskały gospodarstwa o ukierunkowaniu na uprawy ogrodnicze i trwałe, a najniższy o typie mieszanym. Smędzik (2010) do tej pierwszej grupy zaliczyła dodatkowo gospodarstwa o typie zwierzęta ziarnożerne. Wyniki tych badań były jednak obciążone metodycznie, co wynikało z zastosowania uśrednionych wartości nakładów i efektów dla poszczególnych grup jako danych wejściowych uwzględnionych w modelach, a nie danych jednostkowych.

Wyższą efektywność techniczną gospodarstw z trzodą chlewną w wymiarze lokalnym (woj. lubelskiego) nad ukierunkowanymi na produkcję roślinną wykazali Syp, Kagan i Osuch (2018). Jednak próba ta obejmowała jedynie duże gospodarstwa rolne, a grupy wyznaczone w zależności od ukierunkowania znacząco różniły się rozmiarami działalności, co nie pozwalało na uogólnienie wyników na całą populację. Taką możliwość dawały badania Hockmanna (2015) z wykorzystaniem autorskiego dynamicznego modelu pomiaru efektywności technicznej. Wyniki badań przeprowadzone dla danych panelowych z lat 2004-2007 niezależnie od wpływu dynamicznych czynników wskazywały na wyższy poziom efektywności technicznej gospodarstw o typie zwierzęta ziarnożerne oraz żywione w systemie wypasowym, a najniższy ukierunkowanych na uprawy polowe oraz o typie mieszanym.

Duży wpływ na uzyskane wyniki może mieć wybór metody badawczej. Na fakt ten wskazali Marzec i Pisulewski, analizując gospodarstwa mleczne w latach 2001-2004. Wykorzystując metodę parametryczną (Stochastic Frontier Analysis) dla tych samym danych empirycznych przy modyfikacji funkcji produkcji w jednym badaniu, uzyskali dodatnią zależność pomiędzy efektywnością techniczną a wiel-

¹ Polskiej Sieci Danych Rachunkowych Gospodarstw Rolnych.

kością gospodarstwa mierzona powierzchnią użytków rolnych (Marzec i Pisulewski, 2013a), a z kolei w innym badaniu to gospodarstwa mniejsze obszarowo okazały się bardziej efektywne (Marzec i Pisulewski 2013b).

Metoda badań oraz charakterystyka próby

W badaniu posłużono się efektywnością techniczną obliczoną z wykorzystaniem metody DEA. Za takim rozwiązaniem przemawiał fakt objęcia badaniem zarówno dużych gospodarstw rolnych o charakterze rynkowym, jak i małych wytwarzających w dużym stopniu na samozaopatrzenie, a więc podmiotów stosujących różne technologie produkcji. Pomimo licznych wad metoda DEA jest odporna na zróżnicowanie pod tym względem badanych obiektów. Ponadto nie wymaga doboru funkcji produkcji, co jest jej przewagą nad metodami parametrycznymi (Gorton i Davidova, 2004).

Sposób ustalenia optymalnej technologii (krzywej efektywności) w metodzie DEA może być jednak różny. Zależy on, między innymi, od rodzaju zakładanych efektów skali produkcji. W przeprowadzonym badaniu efektywność techniczną obliczono za pomocą modelu BCC, tj. bazującym na równaniu Bankera, Charnesa i Coopera, a więc zakładającym zmienne efekty skali działalności. Zgodnie z jego założeniami optymalna technologia dla jednostek ustalana jest na podstawie równania (Cooper, Seiford i Tone, 2007):

$$P(x,y) = \{x_j \geq X\lambda_j, y_j \leq Y\lambda_j, \lambda_j \geq 0, \sum_{i=1}^n \lambda_j = 1\} \quad (1)$$

gdzie:

- $P(x,y)$ – zbiór możliwości produkcyjnych w badanej próbie,
- x_j – wektor m nakładów w j -tej jednostce,
- X – macierz nakładów o wymiarach ($n*m$) dla wszystkich n obiektów,
- y_j – wektor s efektów w j -tej jednostce,
- Y – macierz efektów o wymiarach ($n*s$) dla wszystkich n obiektów,
- λ_j – wagi będące współczynnikami kombinacji liniowej (parametry nasycenia),
- s – liczba rezultatów,
- m – liczba nakładów.

Ustalenie zbioru możliwości produkcyjnych pozwala w dalszej kolejności na dokonanie pomiaru odległości pomiędzy liderami reprezentującymi technologie optymalną oraz pozostałymi przedsiębiorstwami. Matematyczny zapis tego działania przedstawia się następująco (Cooper, Seiford i Zhu 2004):

$$E(x_p, y_j) = \min \{\theta: \theta x_j, x_j \in P(x,y)\} \quad (2)$$

gdzie:

- $E(x,y)$ – funkcja odległości pomiędzy punktem charakteryzującym technologię danego gospodarstwa a obiektem o optymalnej technologii (obwiednią),
 x_j – wektor m nakładów w j -tej jednostce,
 y_j – wektor s efektów w j -tej jednostce,
 θ – współczynnik efektywności obiektu,
 $P(x,y)$ – zbiór możliwości produkcyjnych,
 s – liczba rezultatów,
 m – liczba nakładów.

W równaniu tym wartość θ (mnożnika nakładów) określa nam, jaką krotność nakładów należałoby zastosować w stosunku do rozwiązania optymalnego przy równoczesnym zachowaniu co najmniej tej samej ilości efektu. Minimalna stwierdzona wartość θ określa efektywność techniczną danego obiektu, która dla liderów – jednostek wzorcowych – wynosi 1 (Coelli, Prasada Rao, O'Donnell i Battese, 2005).

Ustalenia efektywności technicznej wymagają określenia parametrów wejściowych (nakładów) i wyjściowych (rezultatów-efektu). W prowadzonych badaniach za efekt przyjęto sumę wartości produkcji roślinnej (kod zmiennej SE135²) oraz zwierzęcej (kod zmiennej SE206). Obliczając parametr – efekt, pominięto natomiast wartość pozostałej produkcji (kod SE256) jako tej działalności, która nie jest bezpośrednio powiązana z działalnością operacyjną gospodarstwa rolnego. Nie uwzględniono również wszelkiego rodzaju form dopłat i subwencji budżetowych zgodnie z założeniem, że nie są to elementy technicznej efektywności gospodarstwa, ale instrumenty kompensacyjne o charakterze alokacyjnym.

Za nakłady przyjęto następujące zmienne niezależne:

- powierzchnia użytków rolnych (ha) – całkowity obszar ziemi użytkowanej rolniczo zarówno własnej, jak i dzierżawionej, obejmujący również odłogi i ugory (kod SE025);
- nakłady pracy ogółem (kod SE010) wyrażone w jednostkach przeliczeniowych AWU (liczba osób pełnozatrudnionych);
- aktywa trwałe o charakterze bilansowym pomniejszone o wartość ziemi własnej (kod SE441-SE446);
- zużycie pośrednie (kod SE275) obejmujące koszty bezpośrednie oraz koszty ogólnogospodarcze towarzyszące działalności operacyjnej.

Podział i przyporządkowanie środków produkcji do poszczególnych grup nakładów zostało podyktowane ich specyficznymi cechami. W procesie wyodrębniania brano pod uwagę odmienne możliwości ich ograniczenia (substytucji) oraz zakres komplementarności (Kagan, 2014). Dobór nakładów i efektów nie odbiega znacząco od klasycznego podejścia zastosowanego przez Farrella (1957), tak więc można go uznać za kanoniczny.

W celu ustalenia statystycznej istotności różnic międzygrupowych wykorzystano nieparametryczny test Kruskala–Wallisa, który został uzupełniony testem

² Kod zmiennej oraz jej definicja stosowane w badaniach prowadzonych przez Polski FADN.

typu *post hoc* – testem Dunna w wersji uwzględniającej poprawkę Bonferroniego. W przypadku grup, dla których różnice rozkładów okazały się nie być statystycznie istotne, dodatkowo wykorzystano test par Manna–Whitneya. W takich przypadkach wynik ostatniego z testów traktowano rozstrzygająco (Danel, 2016).

W analizie wykorzystano dane jednostkowe wszystkich gospodarstw rolnych uczestniczących w krajowym systemie Polskiego FADN w latach 2016-2017, dla których w IERiGŻ-PIB skompletowano pełne dane rachunkowe i produkcyjne. Wybór lat badawczych został podyktowany dostępnością najbardziej aktualnych danych liczbowych i brakiem istotnych zmian metodycznych. Próbę Polskiego FADN tworzyły głównie gospodarstwa indywidualne, ale również obejmowała ona gospodarstwa osób prawnych. Łącznie reprezentowały one zbiorowość generalną liczącą prawie 731 tys. gospodarstw rolnych w kraju o wielkości ekonomicznej wyrażonej w wartości standardowej produkcji (SO) wynoszącej co najmniej 4 tys. euro. Tym samym zbiorowość generalną tworzyły gospodarstwa odpowiedzialne za ponad 93% rolniczej standardowej produkcji w kraju, dysponujące 85% powierzchni użytków rolnych oraz 66,5% osób pełnozatrudnionych w rolnictwie (Goraj, Osuch, Bocian, Cholewa i Małanowska, 2013). W stosunku do całej populacji gospodarstw rolnych w kraju poza polem obserwacji Polskiego FADN pozostawały jedynie najmniejsze podmioty. Próba FADN była reprezentatywna dla zbiorowości generalnej pod względem wielkości ekonomicznej, typu produkcyjnego i położenia regionalnego (Bocian, Osuch i Smolik, 2018). Z uwagi jednak na niewystarczającą liczebność w dalszej części badań pominięto wpływ tej ostatniej cechy.

Tabela 1

Próba badawcza, nakłady oraz wartość produkcji w latach 2016-2017

Wyszczególnienie	Liczba zatrudnionych (AWU)	Powierzchnia użytków rolnych (ha)	Zużycie pośrednie (zł)	Skorygowane aktywa trwałe (zł)	Wartość produkcji (zł)
2017			N=12 293		
Średnia	2,1	44,8	191 647,0	541 885,7	306 096,2
Mediana	1,8	24,4	85 598,0	344 511,0	149 153,7
Odchyl. Stand.	3,0	114,0	674 467,8	963 440,2	870 272,5
Zbiorowość generalna	N=730 902		Średni mnożnik= 59,46		
2016			N=12 302		
Średnia	2,1	45,2	191 918,0	542 799,0	287 613,5
Mediana	1,8	24,5	85 371,0	342 164,5	137 706,2
Odchyl. Stand.	3,2	114,5	656 646,8	943 920,6	834 691,9
Zbiorowość generalna	N=730 762		Średni mnożnik=59,40		

Źródło: opracowano na podstawie (Floriańczyk, Płonka i Osuch, 2017 oraz 2018).

W latach 2016-2017 średnio jeden obiekt w próbie reprezentował ponad 54 gospodarstwa rolne w zbiorowości generalnej (średni mnożnik). Badane gospodarstwa były bardzo zróżnicowane pod względem wykorzystywanych nakładów (zwłaszcza wysokim poziomem wskaźnika zmienności odznaczała się cecha – zużycie pośrednie oraz wartość produkcji (tab. 1). Było to naturalną konsekwencją reprezentowania szerokiego spektrum podmiotów występujących w zbiorowości generalnej. Należy podkreślić zbliżony poziom zmienności poszczególnych cech w latach 2016-2017.

Wyniki badań

Wyniki pomiaru efektywności technicznej świadczą o bardzo dużych potencjalnych możliwościach poprawy wykorzystania nakładów produkcyjnych zarówno w badanej próbie, jak i zbiorowości generalnej (tab. 2). Klasyczna miara tendencji centralnej – średnia na poziomie 0,4 wskazuje, że potencjalnie ten sam efekt można byłoby uzyskać przy wykorzystaniu o 60% mniejszego poziomu nakładów. Miara pozycyjna – mediana informuje natomiast, że w połowie jednostek istniały jeszcze większe rezerwy w zakresie możliwości poprawy efektywności technicznej. Należy podkreślić, że wyniki miar tendencji centralnych tylko w niewielkim stopniu różniły się pomiędzy analizowanymi latami oraz przy porównaniu próby i zbiorowości generalnej.

Tabela 2

Efektywność techniczna w latach 2016-2017

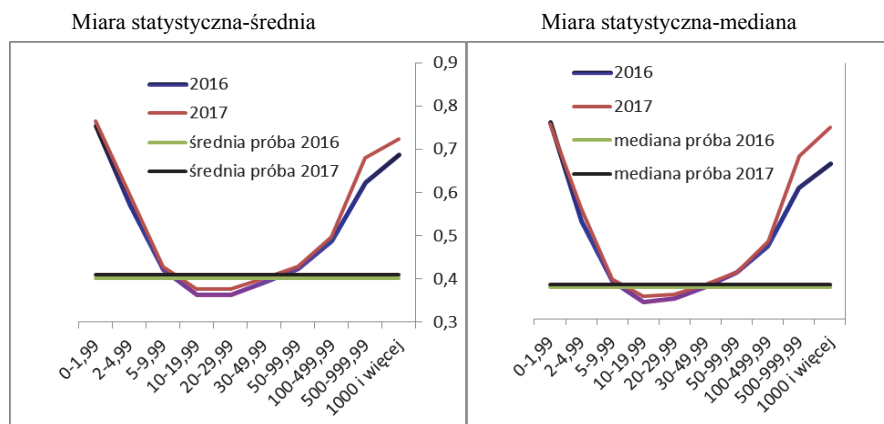
Wyniki	2016	2017
Przedział	Udział (%)	
0-0,199	1,4	0,9
0,200-0,399	57,6	55,9
0,400-0,599	33,3	34,6
0,600-0,799	5,5	6,4
0,800-0,999	1,3	1,3
1,00	0,9	0,8
Miara statystyczna	Wartość	
Średnia	0,400	0,409
Mediana	0,373	0,380
Odchyl. Stand.	0,139	0,138
Średnia zbiorowość generalna ^a	0,399	0,407

^a Po uwzględnieniu mnożnika wynikającego z liczby reprezentowanych gospodarstw w zbiorowości generalnej.
Źródło: obliczenia własne.

Rozkład wyników efektywności technicznej wskazuje na jego niewielką asymetrię prawostronną, a ponad połowa gospodarstw uzyskiwała wskaźnik mieszczący się w przedziale 0,2-0,4. Zarówno w przypadku modelu dla 2017, jak i 2016 roku, niewielka liczba gospodarstw tworzyła krzywą odniesienia (przyjmowała wartość równą 1).

Znacznie mniejszą efektywność wykazywały badane gospodarstwa z uwagi na skalę działalności. Poziom efektywności był wyższy w 2016 roku względem 2017 roku i wyniósł średnio 0,818. W przypadku zmiany skali produkcji i dostosowania jej do optymalnych rozmiarów w 2016 roku we wszystkich gospodarstwach próby badawczej mogłoby doprowadzić do wzrostu efektywności średnio o 18,2%, natomiast w przypadku zbiorowości generalnej o 21,3%. W 2017 roku efektywność skali produkcji była niższa i stwierdzono większą różnicę pomiędzy klasyczną miarą tendencji centralnej w próbie i w zbiorowości generalnej.

Analizując wpływ powierzchni użytków rolnych na efektywność techniczną, potwierdzono nieliniową zależność (rys. 1). W układzie graficznym w obu badanych latach oraz niezależnie od uwzględnionej miary tendencji centralnej zmiany przyjmowały kształt litery U. Najwyższym poziomem efektywności technicznej wykorzystania nakładów odznaczały się gospodarstwa najmniejsze obszarowo (o powierzchni poniżej 2 ha), następnie wraz z wzrostem powierzchni wartość wskaźnika malała do osiągnięcia najmniejszych wartości w grupach o powierzchni 10-29,99 ha.



Rys. 1. Efektywność techniczna w latach 2016-2017 w grupach wydzielonych na podstawie powierzchni użytków rolnych (ha).

Źródło: obliczenia własne.

Odwrócenie kierunku zmian spowodowało, że w gospodarstwach posiadających 30 ha i więcej występowała dodatnia zależność pomiędzy powierzchnią użytków rolnych i efektywnością techniczną. Należy zwrócić uwagę, że drugą grupą pod względem poziomu tego wskaźnika były gospodarstwa największe – 1000 ha i więcej. W grupie tej, podobnie jak w gospodarstwach o powierzchni 500-999,99 ha, obserwowano zwiększenie efektywności w czasie (na przestrzeni lat 2016-2017).

Przeprowadzony test Kruskala–Wallisa pozwolił odrzucić hipotezę zerową o braku statystycznej istotności rozkładu wskaźnika efektywności technicznej w 2016 i 2017 roku w grupach wydzielonych na podstawie powierzchni użytków rolnych³. Po przeprowadzeniu testu Dunna i dodatkowej weryfikacji w przypadku niektórych grup testem Manna–Whitneya stwierdzono brak statystycznie istotnych różnic w rozkładzie pomiędzy gospodarstwami do 2 ha (najmniejszymi obszarowo) oraz największymi, tj. 1000 ha i więcej, czyli dwoma grupami o najwyższych wskaźnikach miar tendencji centralnej (tab. 3). Nie stwierdzono również różnic rozkładu wskaźnika pomiędzy grupą największych obszarowo gospodarstw oraz drugą grupą, tj. z przedziału od 500 do 999,99 ha, jak również o najmniejszej wartości miar tendencji centralnej, tj. o powierzchni 10-19,99 oraz 20-29,99 ha.

Tabela 3

Grupy gospodarstw wydzielone na podstawie powierzchni użytków rolnych, w przypadku których różnice rozkładu efektywności technicznej okazały się statystycznie istotne^a oraz wartość mediany^b w 2017 roku

Powierzchnia (ha)	Powierzchnia (ha)		
	0-1,99	10-19,99	500-999,99
20-29,99		0,357	
		0,353	
1000 i więcej	0,758		0,681
	0,750		0,750

^a W przypadku tych grup hipoteza zerowa nie została odrzucona z prawdopodobieństwem $p > 0,05$.

^b Wartość mediany dla grupy umieszczonej w górnym wierszu umieszczono nad kreską, natomiast dla grupy umieszczonej w pierwszej kolumnie pod kreską.

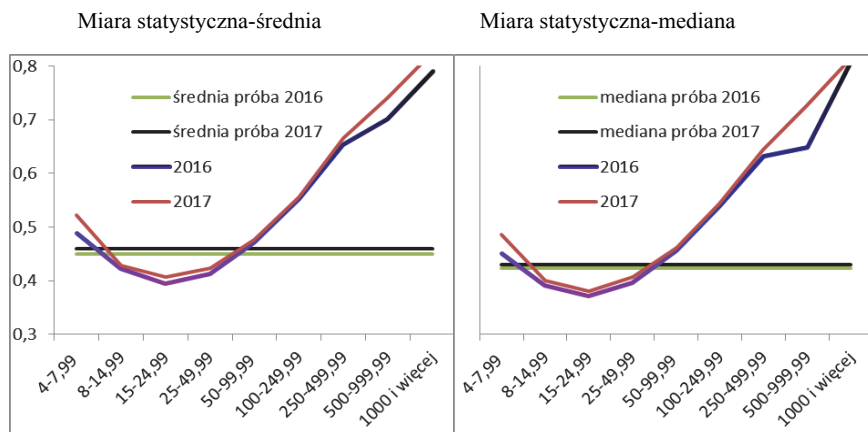
Źródło: obliczenia własne.

Uwzględniając jako zmienną grupującą wielkość ekonomiczną gospodarstwa rolnego mierzoną produkcją standardową (SO), efektywność techniczna w układzie graficznym kształtowała się inaczej (rys. 2). Maląa ona wraz ze wzrostem wielkości ekonomicznej od klasy 4-7,99 tys. euro standardowej produkcji do klasy o wielkości 15-24,99 tys. euro. Następnie obserwowana była zmiana kierunku krzywej. W gospodarstwach o wielkości większej od 25 tys. euro wraz ze wzrostem rozmiarów następowało zwiększenie analizowanego wskaźnika. Poziom miar tendencji centralnych w klasach o SO powyżej 100 tys. euro (w dużych i bardzo dużych) był wyższy niż w gospodarstwach o najmniejszej wielkości ekonomicznej (bardzo małych).

Nieco inny kształt wskaźnika efektywności technicznej wynika z jednej strony z braku najmniejszych podmiotów występujących w populacji (gospodarstw o wielkości ekonomicznej do 4 tys. euro), które najprawdopodobniej odznaczają się znacznie wyższym wskaźnikiem od gospodarstw do 100 tys. euro, z drugiej natomiast z charakteru zmiennej grupującej. Najmniejsze obszarowo podmioty (do 5 ha) niejednokrotnie charakteryzowały się znacznie większą wartością produkcji standardowej w przeliczeniu na 1 ha, co powodowało odmienne ich przypo-

³ Dla danych z 2016 roku $H(9, N = 12\ 302) = 1498,132$; $p = 0,000$, natomiast dla danych z 2017 roku $H(9, N = 12\ 293) = 1385,336$; $p = 0,000$.

rządowanie do klasy wielkości ekonomicznej. Można więc przyjąć, że w populacji gospodarstw rolnych w kraju, uwzględniając wielkość ekonomiczną jako miarę wielkości gospodarstwa, również efektywność techniczna w układzie graficznym przyjęłaby kształt zbliżony do litery U.



Rys. 2. Efektywność techniczna w latach 2016-2017 w grupach wydzielonych na podstawie wielkości ekonomicznej – standardowego przychodu (tys. euro).

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 4

Grupy gospodarstw wydzielonych na podstawie SO, w przypadku których różnice rozkładu efektywności technicznej okazały się statystycznie istotne^a oraz wartość mediany^b w 2017 roku

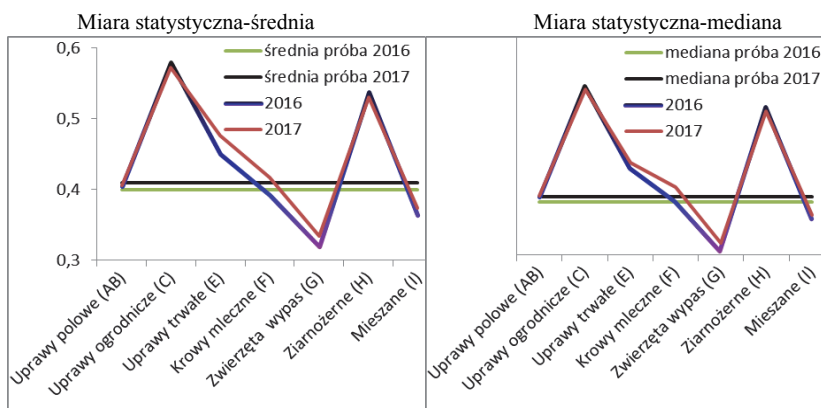
Wielkość ekonomiczna (tys. euro)	Wielkość ekonomiczna (tys. euro)	
	25-49,99	50-99,99
4-7,99		0,411
8-14,99	0,351	0,436

Źródło i oznaczenia jak w tabeli 3.

Przeprowadzony test Kruskala–Wallisa pozwolił odrzucić hipotezę zerową o braku statystycznej istotności różnic rozkładu wskaźnika efektywności technicznej w 2016 i 2017 roku w grupach wydzielonych na podstawie wielkości ekonomicznej⁴. Dodatkowa weryfikacja pozwoliła stwierdzić brak statystycznie istotnych różnic w rozkładzie efektywności technicznej pomiędzy gospodarstwami o wielkości ekonomicznej do 8 tys. euro oraz o wielkości 50-99,99 tys. euro (tab. 4). Nie stwierdzono również różnic pomiędzy grupą o wielkości ekonomicznej 8-14,99 tys. euro oraz gospodarstwami średnio-małymi (25-49,99 tys. euro).

⁴ Dla danych z 2016 roku $H(8, N = 12\ 302) = 2542,840$; $p = 0,000$, natomiast dla danych z 2017 roku $H(8, N = 12293) = 2351,604$; $p = 0,000$.

Uwzględnienie typu produkcyjnego jako jedynej cechy grupującej spowodowało znaczne międzygrupowe zróżnicowanie rozkładu efektywności technicznej (rys. 3). Gospodarstwa zakwalifikowane do typu uprawy ogrodniczej okazały się podmiotami o najwyższych miarach tendencji centralnej, w dalszej kolejności gospodarstwa o typie zwierzęta ziarnożerne (żywione w przewadze paszami treściwymi). Najniższym poziomem wskaźnika charakteryzowały się gospodarstwa ze zwierzętami żywionymi w systemie wypasowym oraz o typie mieszanym. Przeprowadzone testy Kruskala–Wallisa pozwoliły odrzucić hipotezę zerową o braku statystycznej istotności różnic rozkładu wskaźnika efektywności technicznej w 2016 i 2017 roku w zbiorowościach wydzielonych na podstawie tej cechy⁵. Test Dunna wskazał, że różnice pomiędzy wszystkimi typami były statystycznie istotne.



Rys. 3. Efektywność techniczna w latach 2016-2017 w grupach wydzielonych na podstawie głównego typu produkcyjnego.

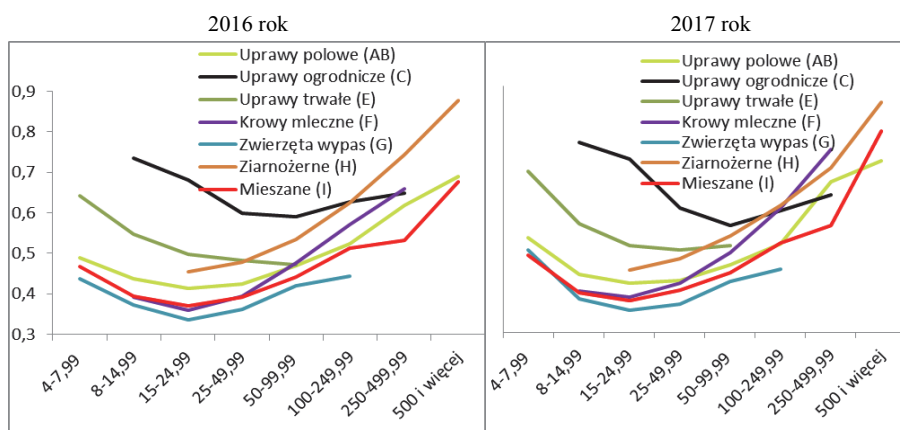
Źródło: obliczenia własne.

Analiza przebiegu zmiany efektywności technicznej w poszczególnych typach produkcyjnych przy uwzględnieniu klas wielkości ekonomicznej w ujęciu graficznym była znacząco zróżnicowana (rys 4-5)⁶. W grupach gospodarstw o wielkości ekonomicznej do 25 tys. euro najwyższy poziom wskaźnika efektywności odnotowały gospodarstwa o typie ogrodniczym, a w dalszej kolejności o typie uprawy trwałe. Różnice pomiędzy wymienionymi typami i pozostałymi była statystycznie istotna, z wyjątkiem gospodarstw o wielkości 15-24,99 tys. euro, w której nie stwierdzono różnic w rozkładzie pomiędzy gospodarstwami o typie zwierzęta ziarnożerne i uprawy trwałe. W gospodarstwach o wielkości ekonomicznej 25-49,99 tys. euro statystycznie wyższą efektywność potwierdzono w podmiotach o typie zwierzęta ziarno-

⁵ Dla danych z 2016 roku $H(8, N = 12\,294) = 1460,055$; $p = 0,000$, natomiast dla danych z 2017 roku $H(8, N = 12\,280) = 1242,840$; $p = 0,000$.

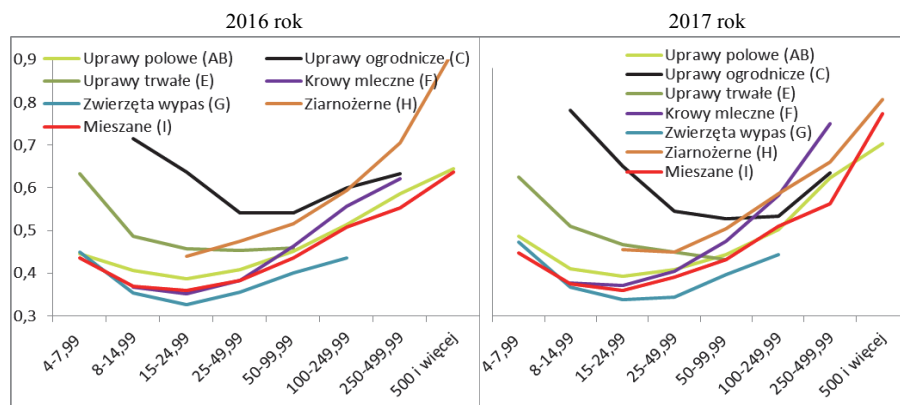
⁶ Zaprezentowano jedynie te grupy, dla których został spełniony warunek minimalnej liczebności obiektów, tj. 15. Z tego względu połączono również klasy o wielkości ekonomicznej 500-999,99 tys. euro oraz 1 mln euro i więcej w jedną grupę.

żerne względem pozostałych grup, z wyjątkiem gospodarstw ogrodniczych. W 2016 roku w klasach o wielkości od 250 tys. euro najwyższą efektywnością techniczną charakteryzowały gospodarstwa o typie zwierzętach ziarnożerne, natomiast w 2017 roku o typie krowy mleczne. Co najciekawsze, w gospodarstwach o wielkości do 25 tys. euro w 2017 roku i 50 tys. euro w 2016 roku efektywność techniczna w typie krowy mleczne była niższa niż w gospodarstwach o typie uprawy polowe, a nie różniła się statystycznie istotnie od gospodarstw mieszanych. Potwierdzono natomiast fakt, że gospodarstwa o typie zwierzęta utrzymywane w systemie wypasowym były najmniej efektywne technicznie niezależnie od wielkości ekonomicznej gospodarstwa, z wyjątkiem klasy gospodarstw bardzo małych (do 8 tys. euro).



Rys. 4. Średnia efektywność techniczna w latach 2016-2017 w grupach wydzielonych na podstawie typu produkcyjnego oraz w zależności od wielkości ekonomicznej (tys. euro).

Źródło: obliczenia własne.



Rys. 5. Efektywność techniczna (mediana) w latach 2016-2017 w grupach wydzielonych na podstawie typu produkcyjnego oraz w zależności od wielkości ekonomicznej (tys. euro).

Źródło: obliczenia własne.

Podsumowanie i wnioski

Przeprowadzone badania potwierdziły założenia teoretyczne Federa oraz Cartera i Kalfayana dotyczące kształtowania się zależności pomiędzy rozmiarami rolniczej działalności mierzonej powierzchnią użytków rolnych i efektywnością techniczną. Stwierdzono, że zależności te mają charakter nieliniowy, a w układzie graficznym przyjmują kształt litery U. Według autora wpływ na odstępstwo od tego wniosku obserwowane w badaniach poświęconych krajowemu rolnictwu mógł wynikać nie tylko z wyboru metody pomiaru produktywności, ale również z braku reprezentatywności dla całej struktury agrarnej rolnictwa.

W latach 2016-2017 w naszym kraju dolny odcinek krzywej efektywności technicznej tworzyły gospodarstwa o powierzchni od 10 do 30 ha – charakteryzowały się najniższym poziomem wskaźnika. Najwyższym natomiast gospodarstwa najmniejsze (0-1,99 ha), a jedynie nieco wyższym największe (1000 ha i więcej). Różnice pomiędzy rozkładami efektywności w obu grupach okazały się statystycznie nieistotne. Należy więc podkreślić, że w latach 2016-2017 pod względem efektywności technicznej, zarówno najmniejsze, jak również największe obszarowo gospodarstwa rolne w kraju, uzyskały zbliżone wyniki.

Zaprezentowana krzywa graficzna zależności efektywności technicznej od powierzchni użytków rolnych jest zbliżona do wyników uzyskanych przez Lermana (2002) dla danych z 2000 roku. Jednak o ile występowała zbieżność kształtu krzywej (obie przypominają literę U), to w jego badaniu zdecydowanie najefektywniejszą grupą w Polsce były gospodarstwa o powierzchni powyżej 100 ha. Najmniejsze podmioty (od 0 do 1 ha) uzyskiwały wskaźnik zbliżony do gospodarstw o powierzchni z przedziału 60-100 ha. Lerman badał jednak tylko gospodarstwa indywidualne, co mogło mieć wpływ na efektywność techniczną grupy o największej powierzchni. Oddziaływanie formy prawnej gospodarstwa wymaga dodatkowych badań, ale nie jest raczej główną przyczyną rozbieżności. Bardziej uzasadnionym wydaje się wpływ integracji Polski z Unią Europejską i wprowadzenie bardziej rygorystycznych warunków produkcji dla gospodarstw rolnych i przemysłu rolno-spożywczego oraz innych podmiotów zajmujących się obrotem surowca rolnego w kraju, a także różnego rodzaju subwencji. Wpływ tych wymagań uzależniony jest od rozmiarów działalności i poziomu towarowości produkcji, co tłumaczy względny wzrost efektywności technicznej gospodarstw do 5 ha użytków rolnych, a więc o najniższym poziomie obu cech, a spadek w gospodarstwach powyżej 100 ha.

Przyjęcie jako miary wielkości gospodarstwa wartości standardowej produkcji wpływa na uzyskiwane wyniki, jednak nie zmienia w układzie graficznym kształtu krzywej zależności efektywności technicznej. Nie zostało to potwierdzone empirycznie z uwagi na wyłączenie w ramach badań prowadzonych przez Polski FADN z pola obserwacji gospodarstw o wielkości SO do 4 tys. euro. Z dużym prawdopodobieństwem można jednak przyjąć, że są one bardziej efektywne od dużych ekonomicznie gospodarstw, co najmniej od grup o wartości standardowego przychodu nieprzekraczającego 100 tys. euro.

Przesunięcie graficzne przebiegu krzywej efektywności technicznej w przypadku wyboru jako zmiennej niezależnej wielkości ekonomicznej względem powierzchni użytków rolnych jest naturalnym następstwem różnic pomiędzy tymi cechami. Wielkość ekonomiczna mierzona wartością standardowej produkcji powoduje bowiem odmienne grupowanie gospodarstw, co jest wynikiem między innymi wyższej wartości produkcji na jednostkę powierzchni w małych i bardzo małych gospodarstwach, czyli w przeprowadzonym badaniu w gospodarstwach do 5 ha. Wybór zmiennej obrazującej rozmiary działalności w badaniu efektywności technicznej może mieć więc wpływ na uzyskane wyniki i ich interpretację.

Oddziaływanie ukierunkowania produkcyjnego (typu produkcyjnego) na efektywność techniczną przy uwzględnieniu zależności prostych (jedynie pomiędzy tymi cechami) jednoznacznie wskazuje na malejącą efektywność w ciągu: gospodarstwa ogrodnicze, typ zwierzęta ziarnożerne, uprawy trwałe, aż do grupy o najniższych wskaźnikach tendencji centralnej – typ chów zwierząt w systemie wypasowym. W takim układzie różnice rozkładu wskaźnika efektywności technicznej zostały potwierdzone statystycznie. Uwzględnienie dodatkowo drugiej cechy grupującej, tj. klasy wielkości ekonomicznej, znacząco zmodyfikowało w niektórych przypadkach te wnioski. Wynikało to z faktu prezentowanego w układzie graficznym w poszczególnych typach produkcyjnych zróżnicowanego kształtu krzywej efektywności technicznej w danym rodzaju klasy wielkości ekonomicznej. Uwzględniając obie cechy grupujące, stwierdzono, że gospodarstwa ogrodnicze wykazywały najwyższe miary tendencji centralnych i statystycznie istotnie odmienny rozkład od pozostałych typów, ale jedynie w gospodarstwach o wielkości ekonomicznej do 100 tys. euro. W grupach o wielkości ekonomicznej wynoszących 250 tys. euro i więcej w 2016 roku obserwowano przewagę gospodarstw ziarnożernych, natomiast w 2017 roku w klasie 250-499,99 tys. euro gospodarstw o typie krowy mleczne. Interesujący jest zwłaszcza przeskok tej ostatniej grupy w 2017 roku. Należy jednak pamiętać, że wykorzystana metoda ma charakter względny i wzrost ten najprawdopodobniej nastąpił w wyniku splotu kilku okoliczności. Jedną z nich był skokowy wzrost cen mleka w 2017 roku względem 2016 roku, odczuwalny zwłaszcza w dużych i bardzo dużych podmiotach, względem cen innych surowców rolnych w kraju. Z uwagi na wykorzystanie wartości produktów wyrażonych w cenach bieżących zmiana ta o charakterze alokacyjnym przekładała się na wartość produkcji (efekt) również przy dokonywaniu pomiaru efektywności technicznej. Obserwowane zakłócenie nie miało jednak wpływu na sformułowane wnioski.

Oceniając wpływ ukierunkowania produkcyjnego na efektywność techniczną, posługiwanie się prostymi zależnościami może w wielu przypadkach prowadzić do błędnych wniosków. Badając te zależności nie należy zatem pomijać wpływu odmiennego rozkładu gospodarstw w klasach o zróżnicowanych wielkościach ekonomicznych.

Literatura

- Ali, D.A., Deininger, K. (2015). Is there a farm size-productivity relationship in African agriculture? Evidence from Rwanda. *Land Economics*, Vol. 91(2), s. 317-343.
- Alvarez, A., Arias, C. (2004). Technical efficiency and farm size: a conditional analysis. *Agricultural Economics*, Vol. 30, Issue 3, s. 241-250.
- Ansoms, A., Verdoodt, A., Van Ranst, E. (2008). The inverse relationship between farm size and productivity in rural Rwanda, IOB Discussion Papers 2008.09, Universiteit Antwerpen, Institute of Development Policy and Management.
- Bakucs, L.Z., Latruffe, L., Fertő, I., Fogarasi, J. (2010). The impact of EU accession on farms' technical efficiency in Hungary. *Post-Communist Economies*, Vol. 22, Issue 2, s. 165-175.
- Baležentis, T., Kriščiukaitienė, I., Baležentis, A. (2014). A nonparametric analysis of the determinants of family farm efficiency dynamics in Lithuania. *Agricultural Economics*, Vol. 45, Issue 5, s. 589-599.
- Barrett, B.C. (1996). On price risk and the inverse farm size-productivity relationship. *Journal of Development Economics*, Vol. 51, Issue 2, s. 193-215.
- Barrett, B.C., Bellemare, F.M., Hou, Y.J. (2010). Reconsidering Conventional Explanations of the Inverse Productivity-Size Relationship. *World Development*, Vol. 38, Issue 1, s. 88-97.
- Bhatt, M.S., Bhat S.A., (2014). Technical Efficiency and Farm Size Productivity-Micro Level Evidence from Jammu & Kashmir. *International Journal of Food and Agricultural Economics*, Vol. 2, No. 4, s. 27-49.
- Binswanger, H.P., Deininger, K., Feder, G. (1995). Power, distortions, revolt and reform in agricultural land relations. W: J. Behrman, T.N. Srinivasan, T.N. (red.), *Handbook of Development Economics*, Vol. HI, Chapter 42, Elsevier, New York.
- Binswanger, H.P., Rosenzweig, M.R. (1986). Behavioral and material determinants of production relations in agriculture. *Journal of Development Studies*, Vol. 22, Issue 3, s. 503-539.
- Bocian, M., Osuch, D., Smolik, A. (2018). *Parametry techniczno-ekonomiczne według grup gospodarstw rolnych uczestniczących w Polskim FADN w 2016 roku*. Warszawa: IERiGŻ-PIB.
- Bojneca, Š., Latruffe, L. (2013). Farm size, agricultural subsidies and farm performance in Slovenia. *Land Use Policy*, Vol. 32, s. 207-217.
- Carter, M.R. (1984). Identification of the inverse relationship between farm size and productivity: an empirical analysis of peasant agricultural production. *Oxford Economic Papers, New Series*, Vol. 36, No. 1, s. 131-145.
- Chen, Z., Huffman, W.E., Rozelle, S. (2011). Inverse relationship between productivity and farm size: the case of China, *Contemporary Economic Policy*, Vol. 29, Issue 4, s. 580-592.
- Coelli, T.J., Prasada Rao, D.S.P., O'Donnell, C.J., Battese, G.E. (2005). *An introduction to efficiency and productivity analysis*. New York: Springer.
- Cooper, W.W., Seiford, L.M., Tone, K. (2007). *Data envelopment analysis. A comprehensive text with models, applications, references and DEA-Solver Software*. Springer.
- Cooper, W.W., Seiford, L.M., Zhu, J. (2004). *Handbook on data envelopment analysis*. Boston: Kluwer Academic Publishers.
- Czyżewski, A., Smeździk, K. (2010). Efektywność techniczna i środowiskowa gospodarstw rolnych w Polsce według ich typów i klas wielkości w latach 2006-2008. *Roczniki Nauk Rolniczych*, Seria G, t. 97, nr 3, s. 261-273.
- Danel, D. (2016). Poziom istotności i granica rozsądku – problem porównań wielokrotnych w badaniach naukowych na przykładach z zakresu biologii behawioralnej człowieka. W: J. Jakubowski, J. Wątroba (red.), *Zastosowania statystyki i data mining w badaniach naukowych*. Kraków: Statsoft Polska.

- De Janvry, A., Sadoulet, E. (2006). Progress in the modeling of rural households' behavior under market failures. W: A. de Janvry, R. Kanbur (red.), *Poverty, Inequality and Development. Essays in Honor of Erik Thorbecke*. Part of the Economic Studies in Inequality, Social Exclusion and Well-Being, Vol. 1, Boston: Springer.
- Eswaran, M., Kotwal, A. (1985). A Theory of Contractual Structure in Agriculture. *The American Economic Review*, Vol. 75, Issue 3, s. 352-367.
- Fan, S., Chan-Kang, C. (2005). Is small beautiful? Farm size, productivity, and poverty in Asian agriculture. *Agricultural Economics*, Vol. 32, Issue 1, s. 135-146.
- Farrell, M.J. (1957). The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, Vol. 120, No. 3, s. 253-290.
- Feder, G. (1985). To relation between farm size and farm productivity: the role of family labor, supervision, and credit constraints. *Journal of Development Economics*, Vol. 18, s. 297-313.
- Floriańczyk, Z., Płonka, R., Osuch, D. (2017). *Wyniki Standardowe 2016 uzyskane przez gospodarstwa rolne uczestniczące w Polskim FADN. Część I. Wyniki Standardowe*. Warszawa: IERiGŻ-PIB.
- Floriańczyk, Z., Płonka, R., Osuch, D. (2018). *Wyniki Standardowe 2017 uzyskane przez gospodarstwa rolne uczestniczące w Polskim FADN. Część I. Wyniki Standardowe*. Warszawa: IERiGŻ-PIB.
- Gautam, M., Ahmed, M. (2019). Too small to be beautiful? The farm size and productivity relationship in Bangladesh. *Food Policy*, Vol. 84, s. 165-175.
- Goraj, L., Osuch, D., Bocian, M., Cholewa, I., Malanowska, B. (2013). *Plan wyboru próby gospodarstw rolnych Polskiego FADN od roku obrachunkowego 2014*. Warszawa: IERiGŻ-PIB.
- Gorton, M., Davidova, S. (2004). Farm productivity and efficiency in the CEE applicant countries: a synthesis of results. *Agricultural Economics*, Vol. 30, Issue 1, s. 1-16.
- Helfand, S.M., Taylor, M.P.H. (2018). *The Inverse Relationship between Farm Size and Productivity: Refocusing the Debate*. No 201811, Working Papers, University of California at Riverside, Department of Economics. Pobrane z: <https://EconPapers.repec.org>.
- Henderson, H., Isaac, A.G. (2017). Modern value chains and the organization of agrarian production. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 99, Issue 2, s. 379-400.
- Hockmann, H. (2015). Adjustment costs and efficiency in Polish agriculture: a dynamic efficiency approach. *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 44, Issue 1, s. 51-68.
- Johnson, N.L., Ruttan, V.W. (1994). Why are Farms so Small? *World Development*, Vol. 22, Issue 5, s. 691-706.
- Kagan, A. (2014). *Techniczna i środowiskowa efektywność wielkotowarowych przedsiębiorstw rolnych w Polsce*. Warszawa: IERiGŻ-PIB.
- Kagin, J., Taylor, J.E., Yúnez-Naude, A. (2016). Inverse Productivity or Inverse Efficiency? Evidence from Mexico, *The Journal of Development Studies*, Vol. 52, No. 3, s. 396-411.
- Latruffe, L., Balcombe, K., Davidova, S., Zawalińska, K. (2005). Technical and scale efficiency of crop and livestock farms in Poland: does specialisation matter? *Agricultural Economics*, Vol. 32, No. 3, s. 281-296.
- Lerman, Z. (2002). *Productivity and efficiency of individual farms in Poland: A case for land consolidation*. Paper presented at the Annual Meeting of the American Agricultural Economics Association, Long Beach, July 28-31 2001.
- Marzec, J., Pisulewski, A. (2013a). Ekonometryczna analiza efektywności technicznej farm mlecznych w Polsce na podstawie danych z lat 2004-2011. *Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych*, z. 30, s. 255-271.

- Marzec, J., Pisulewski, A. (2013b). Technical efficiency measurement of dairy farms in Poland: an application of bayesian VED model. *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, t. 14, nr 2, s. 78-88.
- Munroe, D.K. (2001) Economic Efficiency in Polish Peasant Farming: An International Perspective. *Regional Studies*, Vol. 35, Issue 5, s. 461-471.
- Peterson, W., Kislev, Y. (1991). *Economies of Scale in Agriculture. A Re-examination of the Evidence*. Staff Paper P91-43, Department of Agricultural and Applied Economics, University of Minnesota.
- Sen, A.K. (1962). An Aspect of Indian Agriculture, *The Economic Weekly*, Vol. 14, No. 4-6, s. 243-246.
- Sheng, Y., Zhao, S., Nossal, K., Zhang, D. (2014). Productivity and farm size in Australian agriculture: reinvestigating the returns to scale. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol. 59, Issue 1, s. 16-38.
- Smędzik, K. (2010). Skala produkcji a efektywność różnych typów indywidualnych gospodarstw rolnych w Polsce z zastosowaniem modeli DEA. *Roczniki Ekonomiczne Kujawsko-Pomorskiej Szkoły Wyższej*, nr 1(3), s. 261-273.
- Srinivasan, T.N. (1972). Farm Size and Productivity Implications of Choice under Uncertainty Source: Sankhyā. *The Indian Journal of Statistics*, Series B, Vol. 34, No. 4, s. 409-420.
- Sulewski, P. (2008). Powierzchnia użytków rolnych a efektywność gospodarstw rodzinnych. *Roczniki Nauk Rolniczych*, Seria G, t. 94, z. 2, s. 130-135.
- Syp, A., Kagan, A., Osuch, D. (2018). Efektywność wybranych typów gospodarstw w województwie lubelskim w latach 2014-2016. *Roczniki Naukowe SERiA*, t. 20, z. 5, s. 206-211.
- Van Zyl, J., Miller, B.R., Parker, A. (1996). *Agrarian Structure in Poland. The Myth of Large-Farm Superiority*. Policy Research Working Paper, No. 1596. The World Bank.

TECHNICAL EFFICIENCY OF FARMS IN POLAND ACCORDING TO THEIR SIZES AND TYPES

Abstract

The article presents technical efficiency of the use of production resources for the research sample of the Polish FADN, representing the general population of agricultural holdings, representing over 90% of domestic commercial production. The impact of the size of activity measured by the utilised agricultural area and standard output (economic size), and of the production type on the efficiency was examined. In all cases, non-linear relationships were found, and the technical efficiency curve for grouping characteristics based on the size of the activity took the U shape. Therefore, deviations from the shape of these relations observed in numerous studies may result not only from the selection of the measurement method, but also from the lack of representativeness for the entire agrarian structure of researched farms. Assessing the impact of production orientation on technical efficiency without taking into account the diversity of groups in terms of the size of activity, especially with different assignments to different classes of economic size, in many cases may lead to erroneous conclusions.

Keywords: farms size, technical efficiency, standard output, type of farm.

Zaakceptowano do druku – Accepted for print: 13.12.2019.

