

DETERMINANTY WARTOŚCI KRAJOBRAZU ROLNICZEGO JAKO DOBRA PUBLICZNEGO

Sylwia Małazewska, Adam Wąs

Katedra Ekonomiki i Organizacji Przedsiębiorstw
Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
Kierownik katedry: prof. dr hab. Henryk Runowski

Słowa kluczowe: krajobraz rolniczy, dobra publiczne, metoda CART, wycena, wartość, determinanty
Key words: agricultural landscape, public goods, CART method, valuation, value, determinants

S y n o p s i s. Opracowanie dotyczy określenia determinant wpływających na wartość dóbr publicznych na przykładzie krajobrazu rolniczego. W celu określenia wpływu cech demograficznych i osobowościowych na wartościowanie krajobrazu przeprowadzono badania empiryczne metodą wywiadu kierowanego na próbie 100 respondentów zamieszkujących wiejsko-miejską gminę Góra Kalwaria w 2015 roku. Gmina została dobrana w sposób celowy, a respondenci do badania w sposób warstwowo-przypadkowy, zgodnie z warstwami ustalonymi na podstawie wyników pozyskanych z Banku Danych Lokalnych GUS. W badaniach przeprowadzono analizy jednowymiarowe oraz zastosowano metodę drzew klasyfikacyjnych i regresyjnych CART, która okazała się przydatna przy określaniu determinant wartości dóbr publicznych na przykładzie krajobrazu rolniczego. Wykazano ujemną zależność między czasem spędzonym na oglądaniu telewizji a wartością krajobrazu, natomiast nie potwierdzono wpływu wysokości dochodu, miejsca zamieszkania oraz płci na wartość krajobrazu rolniczego. W badaniach uzupełniono dotychczas znany zestaw determinant demograficznych o liczbę osób zamieszkujących w gospodarstwie domowym.

WSTĘP

Wspólna polityka rolna (WPR) od wielu lat wpływa na kształt rolnictwa w Unii Europejskiej. Jej cele podlegają nieustannym dostosowaniom, które mają sprostać pojawiającym się coraz to nowym wyzwaniom. W ostatnich latach można zauważyć, że ewolucja WPR i jej legitymizacja coraz wyraźniej odnoszą się nie tylko do podstawowych procesów produkcyjnych i ekonomicznych, ale uwzględniają wielofunkcyjność rolnictwa, w tym jedną z jego funkcji, jaką jest dostarczanie przez rolnictwo dóbr i usług mających charakter dóbr publicznych [Tomczak 2009, Czyżewski, Kułyk 2011, Kupidura i in. 2011]. Znaczenie produkcji dóbr publicznych w rolnictwie było podkreślane przez wielu badaczy [Latacz-Lohmann, van der Hamsvoort 1997, Vatn 2002, Abler 2004, Cooper i in. 2009, Wilkin 2010], jak również przez wiele organizacji [Komisja Europejska 1997, OECD 2001, IAASTD 2008].

Dobro publiczne w tradycyjnym ujęciu to dobro charakteryzujące się dwiema cechami: niekonkurencyjnością konsumpcji oraz niemożnością wyłączenia z konsumpcji [Atkinson, Stiglitz 1980, za: Czyżewski, Kułyk 2011]. Jest ono dostarczane każdemu potencjalnemu

odbiorcy niezależnie od tego czy czerpie z niego korzyści, czy też nie. Użyteczność czerpana z dobra publicznego zależy od preferencji odbiorcy [Daniłowska 2014]. Z tych względów dystrybucja dóbr publicznych, które nie mają rynkowych wskaźników wartości [Płotkowski 2008], nie może być regulowana przez rynek rozumiany w ujęciu ekonomii neoklasycznej. W tym kontekście szczególny charakter mają dobra publiczne dostarczane przez rolnictwo, gdyż ich dostępność zależy zarówno od uwarunkowań przyrodniczych, jak i działalności człowieka. Ponadto należy zauważyć, iż dostarczane przez rolnictwo dobra publiczne mają często charakter efektów zewnętrznych procesów produkcji rolniczej. Z tego względu podejmowane przez rolników działania i stosowane praktyki produkcyjne mogą przyczynić się do zwiększenia dostępności dóbr publicznych, ale w przypadku prowadzenia przez nich gospodarki rabunkowej mogą pomniejszać ich wartość. W konsekwencji poziom dostarczanych przez rolnictwo dóbr publicznych w niektórych regionach może być niższy od poziomu oczekiwanego przez społeczeństwo [Brunstad i in. 1995, OECD 2001]. Nawet gdy obecny poziom dostarczania rolniczych dóbr publicznych jest zadowalający, może się okazać, że w przyszłości będzie na poziomie niższym od oczekiwanego przez społeczeństwo [Piorr i in. 2009, Verburg i in. 2006]. W celu ustalenia optymalnej ilości dostępnych dóbr publicznych potrzebna jest ocena zarówno obecnego, jak i przyszłego zapotrzebowania zgłaszanego przez społeczeństwo [Westhoek i in. 2013]. Możliwości dokładnego określenia tego zapotrzebowania są bardzo ograniczone ze względu na trudności metodologiczne oraz brak informacji i kompleksowych badań [Hall i in. 2004, Solek 2004, Hodge i in. 2007]. Zagadnienie to jest bardzo ważne, gdyż wycena zasobów przyrodniczych i dóbr publicznych na obszarach wiejskich jest niezbędnym warunkiem racjonalnego gospodarowania zasobami przyrodniczymi [Brelík 2013] i w przyszłości przypuszczalnie będzie podstawą do określania wsparcia działań proekologicznych ze środków publicznych [Popławski 2013].

W opracowaniu skupiono się na wycenie jednego z dóbr publicznych generowanych przez rolnictwo, którym jest krajobraz rolniczy. Wyboru dokonano ze względu na specyfikę tego dobra. Krajobrazy rolnicze występują na obszarach wiejskich, które zajmują w Polsce 93,2% powierzchni kraju [GUS 2011].

Krajobraz rolniczy zaliczany jest do środowiskowych dóbr publicznych m.in. przez Tamsina Cooper'a i współautorów [Cooper i in. 2009] oraz Jerzego Wilkina [Wilkin 2010]. Według Marioli Staniak i współautorów [Staniak i in. 2007] krajobraz rolniczy to zarówno użytki rolne, sieć osadnicza i drogowa, jak i elementy krajobrazu, do których zalicza się zadrzewienia i zalesienia, mało- i średniopowierzchniowe ekosystemy o charakterze naturalnym i półnaturalnym, korytarze ekologiczne, strefy buforowe i ekotony na granicach poszczególnych ekosystemów. Liczba i rozmieszczenie tych elementów powinny być tak dobrane, aby zapewniony został mozaikowy układ krajobrazu.

W Europejskiej Konwencji Krajobrazowej definiuje się krajobraz jako *obszar, postrzegany przez ludzi, którego charakter jest wynikiem działania i interakcji czynników przyrodniczych i/lub ludzkich* [Council of Europe 2000, s. 2]. Krajobraz rolniczy jest uwidocznionym wynikiem interakcji rolnictwa, zasobów naturalnych oraz środowiska. Ponadto obejmuje rekreacyjne, kulturalne i inne wartości społeczne. Natomiast według OECD krajobraz może być uznany za połączenie trzech głównych elementów: struktury krajobrazu lub jego wyglądu (cechy środowiskowe, typy użytkowania ziemi, obiekty stworzone przez człowieka lub cechy kulturowe), funkcji krajobrazowych (miejsce do życia i pracy, odwiedzania, zapewniające różne usługi w zakresie ochrony środowiska) oraz walorów krajobrazowych (koszty rolników na utrzymanie krajobrazu i miejsc społecznie wartościowych w tym krajobrazie, takich jak wartości rekreacyjne i kulturalne) [OECD 2000].

Wycena dóbr publicznych sprowadza się do określenia ich wartości dla społeczeństwa. Można założyć, że wartość będzie tym większa, im większa będzie różnica między dostępnymi dobrami publicznymi a zgłaszanym zapotrzebowaniem. Z tego względu ważne jest określenie głównych czynników determinujących zapotrzebowanie zgłaszane przez społeczeństwo na dobra publiczne. W ostatnich latach opublikowano niewiele prac poruszających tę tematykę w odniesieniu do rolnictwa. Wynika z nich, że można zidentyfikować główne czynniki wpływające na zapotrzebowanie społeczeństwa na krajobraz rolniczy, jednak badacze nie są zgodni co do kierunku oddziaływania wyszczególnionych determinant.

Jednym z najczęściej wskazywanych czynników determinujących zapotrzebowanie na krajobraz rolniczy jest wiek respondentów. Zauważyli to w swoich badaniach m.in. John Balling i John Falk [Balling, Falk 1982], Elizabeth Lyons [Lyons 1983] a także Ervin Zube, David Pitt i Gary Evans [Zube i in. 1983]. Lars Drake [Drake 1992] oraz Bjørn Kaltenborn i Tore Bjerke [Kaltenborn, Bjerke 2002] wykazali, że wiek jest ujemnie skorelowany z popytem na krajobraz. Natomiast badania Alizy Fleischer i Yacova Tsur [Fleischer, Tsur 2000] oraz Hideo Aizaki'ego, Kazuro Sato, Hiroshi Osari [Aizaki i in. 2006] pokazały odwrotną zależność – starsi respondenci zgłaszali większe zapotrzebowanie na krajobraz rolniczy. Różnice w badaniach tych badaczy można próbować wytłumaczyć różnicami regionalnymi. L. Drake oraz B. Kaltenborn i T. Bjerke prowadzili badania w Skandynawii, H. Aizaki z zespołem w Chinach, a A. Fleischer i Y. Tsur w Izraelu.

Badania L. Drake'a [Drake 1992] wykazały, że chęć do zapłacenia za wspieranie krajobrazu jest dodatnio skorelowana z dochodem. Ponownie odwrotną zależność zaobserwowali A. Fleischer i Y. Tsur [Fleischer, Tsur 2000], którzy stwierdzili, że osoby o wyższym dochodzie są skłonne zapłacić mniej za ochronę krajobrazu rolniczego niż osoby o niższym dochodzie (istotna statystycznie $p\text{-value} < 0,1$). Ta zmienna jednak nie została scharakteryzowana, ze względu na brak jej istotności statystycznej na poziomie $p\text{-value} < 0,05$.

Kongjian Yu [Yu 1995], jak również B. Kaltenborn i T. Bjerke [Kaltenborn, Bjerke 2002], badając preferencje odnośnie krajobrazu, stwierdzili, że osoby mieszkające na wsi bardziej preferują krajobraz rolniczy niż osoby mieszkające w mieście. Również w holenderskim badaniu przeprowadzonym przez Agnes van den Berg z zespołem [van der Berg i in. 1998] wykazano, że rolnicy wyżej oceniają piękno krajobrazu naturalnego (wiejskiego) niż pozostali mieszkańcy terenów wiejskich i goście.

W badaniach prowadzonych przez K. Yu [Yu 1995] wskazano, że kolejnym czynnikiem, który wpływa na preferencje odnoszące się do krajobrazu, jest poziom wykształcenia, jednak nie można stwierdzić jednoznacznie kierunku zależności, gdyż ta cecha jest powiązana z innymi takimi, jak np. wiek i środowisko życia. Ponadto K. Yu stwierdził, że wykonywany zawód wywiera istotny wpływ na preferencje krajobrazowe chińskich respondentów. Pozytywne skorelowanie poziomu wykształcenia z popytem na krajobraz wykazał w swoich badaniach L. Drake [Drake 1992], podobne wyniki uzyskali A. Fleischer i Y. Tsur [Fleischer, Tsur 2000].

Na wielkość zapotrzebowania na krajobraz rolniczy mogą wpływać również czynniki kulturowe (m.in. etniczność) [Bourassa 1990, Hartig 1993], indywidualne cechy osobowości i czynniki demograficzne inne niż wiek [Gonzalez-Bernaldez, Parra 1979]. Mogą to być m.in. płeć, która okazała się równie ważną determinantą w badaniach np. Douglass'a Hawes'a [Hawes 1998], A. Fleischer i Y. Tsur [Fleischer, Tsur 2000] czy Petera Howley'a, Cathal Donoghue'a, Stephen Hynes'a [Howley i in. 2012]. Według wymienionych badaczy, kobiety zgłaszają większe zapotrzebowanie na krajobraz niż mężczyźni bądź ich

preferencje dotyczące krajobrazu są większe. Natomiast w badaniach K. Yu [Yu 1995] ta determinanta nie miała znaczenia.

W krajowej literaturze temat wartościowania dóbr publicznych nie był często poruszany. O ile problem ten badano w odniesieniu do dóbr publicznych wytworzonych przez naturę, takich jak np. Morze Bałtyckie [Żylicz i in. 1995], czy parki narodowe [Malinowska 2010], o tyle prace dotyczące wyceny dóbr publicznych związanych z rolnictwem są mniej liczne. Z tego względu niniejsza praca stanowi próbę wypełnienia tej luki.

Celem poznawczym badań opisanych w artykule było określenie wartości krajobrazu rolniczego za pomocą metody wyceny warunkowej (CVM). Celem metodycznym było zaś wskazanie jej głównych determinant. Badania empiryczne z wykorzystaniem proponowanej metodyki przeprowadzono w miejsko-wiejskiej gminie Góra Kalwaria, a ich wyniki porównano z rezultatami uzyskanymi przez innych badaczy.

METODYKA BADAŃ

W licznych badaniach empirycznych do oszacowania zapotrzebowania na dobra publiczne, takie jak komunikacja miejska, regulacje odnoszące się do zanieczyszczenia powietrza i zachowanie otwartej przestrzeni, stosowano referenda [Wu, Cutter 2011]. Do szacowania wartości krajobrazu najczęściej wykorzystywana jest metoda ankietowa w połączeniu z metodami wyceny dóbr nierynkowych, m.in. metodą wyceny warunkowej *Contingent Valuation Method* (CVM) czy *Travel Cost Method* (TCM).

Do określenia wartości krajobrazu rolniczego jako dobra publicznego na potrzeby opracowania użyto CVM jako jednej z najpowszechniej stosowanych i bezpośrednich metod wyceny dóbr nierynkowych [Hoyos, Mariel 2010]. Została ona uznana przez komisję Arrowa-Solowa za poprawną przy szacowaniu wartości środowiskowych dóbr nierynkowych [Arrow i in. 1993]. Howard Bowen [Bowen 1943] i Siegfried von Ciriacy-Wantrup [Ciriacy-Wantrup 1947] jako pierwsi pisali o możliwości wykorzystania tej metody do badania preferencji konsumentów odnośnie dóbr środowiskowych. Prekursorem jej zastosowania w praktyce był Robert Davis, który wprowadził termin „metoda wyceny warunkowej” [Davis 1963]. Kompletny opis zarówno historii zastosowania, jak i rozwoju metod bezpośrednich został zawarty w pracy Richarda Carsona i Michaela Hanemanna [Carson, Hanemann 2005]. Metoda wyceny warunkowej jest w kanonie narzędzi współczesnej ekonomii, czyli narzędzi umożliwiających racjonalne podejmowanie decyzji [www.polforex.wne.uw.edu.pl]. W Polsce serię zastosowań tej metody zapoczątkowały pionierskie badania przeprowadzone przez Tomasza Żylicza, dotyczące wyceny Morza Bałtyckiego w latach 90. XX wieku. Na podstawie badań została oszacowana gotowość dorosłego Polaka do zapłaty za przywrócenie Bałtyku do życia w wysokości 169 zł/rok [Wartości... 2011, www.polforex.wne.uw.edu.pl]. Pomimo iż wyniki badań dotyczących wyceny ekonomicznej wartości dóbr nierynkowych budzą liczne wątpliwości [Żylicz 2007], to stopniowo ugruntowują w Polsce świadomość tego, że środowisko przyrodnicze i inne trudno mierzalne dobra mogą być wyceniane [Czajkowski, www.polforex.wne.uw.edu.pl]. Jednak taka wycena nie wyczerpuje wartości badanych dóbr, a ukazuje tylko wagę, jaką realnie ludzie przywiązują do nich w świetle swoich decyzji ekonomicznych.

Badania z wykorzystaniem CVM polegają na przeprowadzeniu wywiadów z konsumentami, którzy podają swoje hipotetyczne ceny odnośnie dobra nierynkowego, o które są pytani [Becla i in. 2012]. W tym celu wykorzystuje się jeden z dwóch wariantów.

Pierwszy polega na szacowaniu korzyści na podstawie odpowiedzi na bezpośrednie pytanie o kwotę, jaką respondenci byliby skłonni zapłacić za dane dobro (WTP – *willingness to pay*, czyli skłonność do zapłaty). Natomiast w drugim wariancie pytanie dotyczy wartości, która rekompensowałaby zmianę bądź utratę danego dobra, wyrażoną w cenach pseudorynkowych (WTA – *willingness to accept*, czyli skłonność do akceptacji). W niniejszych badaniach posłużono się wariantem WTP, który jest częściej stosowany w badaniach [Wedgwood, Sansom 2003].

W kwestionariuszu ankiety pytanie dotyczące wartości krajobrazu rolniczego jako dobra publicznego zostało zadane zgodnie z wariantem WTP metody CVM. Respondenci określali, jaką kwotę w ujęciu rocznym byliby skłonni przeznaczyć na utrzymanie krajobrazu rolniczego. W dalszej części kwestionariusza zawarto pytania dotyczące cech demograficzno-ekonomicznych oraz zainteresowań respondentów. Do tych pierwszych należały: płeć (kobieta, mężczyzna), wiek (od 20 lat wzwyż), liczba osób w gospodarstwie domowym, liczba osób poniżej 18. roku życia w gospodarstwie domowym, miesięczny dochód na osobę w gospodarstwie domowym (wyrażony w złotych w przedziałach: 0-1000, 1000-1500, 1500-2000, 2000-2500, 2500-3000, powyżej 3000 zł), miejsce zamieszkania (miasto, wieś), zatrudnienie (pracownik fizyczny, pracownik biurowy, osoba na utrzymaniu, samozatrudniony) oraz wykształcenie (podstawowe, zawodowe, średnie, wyższe). Pozostałe pytania dotyczyły zwyczajów i nawyków, jak np. palenie papierosów (tak, nie), odwiedzanie terenów wiejskich poza miejscem zamieszkania (tak, nie), formy odpoczynku (skala Likerta: 0 – sam, 6 – w dużej grupie), postawy względem ryzyka (2 pytania w skali Likerta: 0 – skrajny ryzykant, 6 – bardzo ostrożny; 0 – skrajny pesymista, 6 – skrajny optymist) oraz korzystanie z internetu, granie w gry na urządzeniach elektronicznych, takich jak telefon i komputer (określane w skali Likerta: 0 – w ogóle, 6 – bardzo często), zainteresowań respondentów m.in. sportem, polityką, kulturą, religią, które respondent określał w skali Likerta (0 – brak zainteresowania, 6 – duże zainteresowanie).

Do określenia determinant wpływających na preferencje odnośnie krajobrazu lub ocenę jego wartości stosowano dotychczas różne metody i modele ekonometryczno-statystyczne. A. Fleischer i Y. Tsur [Fleischer, Tsur 2000] dokonywali tego za pomocą modeli regresji, a H. Aizaki z zespołem [Aizaki i in. 2006] posłużyli się ekonometrycznym modelem TSP 4.5 (*Time Series Processor*). Innym podejściem do tego zagadnienia było wykorzystanie wielowymiarowej analizy wariancji MANOVA [van der Berg i in. 1998].

W niniejszym opracowaniu do określenia determinant wartości krajobrazu rolniczego wykorzystano metodę drzew klasyfikacyjnych i regresyjnych CART (ang. *Classification and Regression Trees*), która została opracowana w 1984 roku przez Leo Breimana [Breiman i in. 1984, za: Łapczyński 2005]. Dzięki tej metodzie nie ma konieczności tworzenia zmiennych zero-jedynkowych ze zmiennych kategoryjnych oraz standaryzowania zmiennych. Ponadto można ją stosować zarówno do danych dyskretnych, jak i ciągłych, a uzyskane wyniki są wizualizowane w czytelny sposób. Dodatkową zaletą metody jest sposób postępowania z brakującymi wartościami zmiennych oraz przypadkami odstającymi poprzez tworzenie zmiennych zastępczych (ang. *surogates*) czy konkurencyjnych (ang. *competitors*).

Drzewa tworzone za pomocą algorytmu CART są binarne i zawierają dokładnie dwie gałęzie w każdym z węzłów. Metoda pozwala na skonstruowanie rankingu zmiennych predykcyjnych przez określenie ich ważności. Reguły podziału drzewa, sposoby jego przycinania oraz inne istotne informacje potrzebne do stworzenia drzewa tą metodą zostały szczegółowo opisane przez L. Breimana [Breiman i in. 1984, za: Łapczyński 2003]. Była ona dotychczas wykorzystywana do badania różnych problemów ekonomicznych, m.in.

do klasyfikacji wyjazdów turystycznych seniorów ze względu na rodzaj wyjazdu oraz segmentacji gospodarstw domowych seniorów w Polsce ze względu na ich uczestnictwo w ruchu turystycznym [Bąk 2012], analizy zależności między poziomem ochrony przed ubóstwem a wiekiem emerytalnym [Siwek 2005], segmentacji rynku motoryzacyjnego [Łapczyński 2002], określenia zarządzania ryzykiem przez polskie spółki giełdowe [Klimczak 2007] czy analizy migracji ludności w Polsce [Matusik i in. 2012].

WYNIKI BADAŃ

Badania empiryczne przeprowadzono na początku września 2015 roku metodą wywiadu kierowanego w próbie 100 respondentów zamieszkujących wiejsko-miejską gminę Góra Kalwaria. Jej dobór był celowy. Położenie gminy na granicy obszarów rolniczych i aglomeracji warszawskiej warunkuje duże zróżnicowanie badanej populacji pod kątem badanych cech na relatywnie małym obszarze. Dobór próby do badań był przeprowadzony w sposób, który umożliwiłby uogólnienie uzyskanych rezultatów na populację mieszkańców badanej gminy. Z uwagi na ograniczenia w dostępie do danych osobowych, a tym samym brak możliwości zastosowania doboru losowego w celu zapewnienia możliwie największej reprezentatywności próby, zastosowano dobór warstwowo-przypadkowy. Na podstawie dostępnych danych dla 2011 roku z Banku Danych Lokalnych [stat.gov.pl] określono strukturę populacji w odniesieniu do wieku, płci oraz miejsca zamieszkania. Na podstawie ustalonego opisu populacji generalnej ustalono liczebność poszczególnych warstw próby (tab. 1.).

Tabela 1. Struktura badanej próby

Kryterium	Udział respondentów [%]										
	20-29		30-39		40-49		50-59		60 i więcej		ogółem
Wiek [lata]	M	K	M	K	M	K	M	K	M	K	
Płeć*											
Miasto	3	3	4	5	3	3	3	4	7	10	45
Wieś	5	5	5	5	5	5	4	4	7	10	55
Ogółem	8	8	9	10	8	8	7	8	14	20	100

* M – mężczyźni, K – kobiety.

Źródło: badania własne.

Badaniem objęto osoby powyżej 20. roku życia. Założenie takie zostało przyjęte w celu uzyskania opinii osób samodzielnie dysponujących dochodami. Na podstawie danych statystycznych [GUS 2015] ustalono, że osoby poniżej 20. roku życia mają znikomy udział w strukturze osób pracujących (poniżej 1%, po uwzględnieniu pracy dorywczej).

Respondenci do badania byli dobierani przypadkowo na obszarze gminy, aż do uzyskania pożądaney liczby wywiadów dla każdej z wyznaczonych warstw. Na podstawie uzyskanych odpowiedzi obliczono przeciętną wartość krajobrazu rolniczego dla całej próby (61,07 zł/rok) oraz średnie dla grup respondentów utworzonych na podstawie cech charakteryzujących próbę. Statystyczną istotność różnic pomiędzy średnimi dla wyłonionych grup ustalono za pomocą testu ANOVA rang Kruskala-Wallisa. Dla cech o różnicach istotnych statystycznie ($p\text{-value} < 0,05$) można przyjąć, że zaobserwowane wyniki można uogólnić na populację mieszkańców gminy Góra Kalwaria (tab. 2.).

Tabela 2. Szacowana wartość krajobrazu rolniczego dla mieszkańców gminy Góra Kalwaria [zł/rok] według czynników determinujących

Kryterium	Opis*	Wielkości w grupie						p-value **		
		1	20-29	30-39	40-49	50-59	60 i więcej			
Wiek [lata]	1							0,2281		
	2	122,5	60,0	56,6	51,0	39,3				
	3	17	19	16	15	33				
Dochód na osobę w gospodarstwie domowym [tys. zł/m-c]	1	0-1	1-1,5	1,5-2,0	2,0-2,5	2,5-3,0	> 3,0	0,9507		
	2	64,1	58,7	77,5	40,7	52,5	60,0			
	3	22	26	26	14	10	2			
Płeć	1	kobieta			mężczyzna			0,4027		
	2	49,8			74,3					
	3	54			46					
Wykształcenie	1	podstawowe		zawodowe		średnie		wyższe		0,0749
	2	11,3		48,7		53,8		84,9		
	3	4		31		31		34		
Liczba osób w gospodarstwie domowym	1	1	2	3	4	5	6	0,0013		
	2	16,8	36,3	69,5	100,8	75,0	25,8			
	3	14	21	21	25	13	6			
Miejsce zamieszkania	1	miasto				wieś			0,1089	
	2	41,9				76,8				
	3	45				55				
Odwiedzanie terenów wiejskich	1	tak				nie			0,0035	
	2	77,5				27,8				
	3	67				33				
Częstotliwość odwiedzania terenów wiejskich	1	raz w roku	kilka razy w roku	raz w miesiącu	kilka razy w miesiącu	kilka razy w tygodniu		0,1053		
	2	144,3	77,3	53,3	85,3	24,3				
	3	7	28	9	16	7				
Oglądanie telewizji	1	0***	1	2	3	4	5	6	0,0345	
	2	47,0	90,7	55,3	91,8	19,6	24,8	8,8		
	3	5	14	17	33	14	13	4		
Postawa (ryzykant/ostrożny)	1	0	1	2	3	4	5	6	0,4225	
	2	57,5	62,0	62,1	94,1	29,4	68,3	28,1		
	3	2	5	14	26	24	21	8		
Korzystanie z internetu	1	0***	1	2	3	4	5	6	0,3520	
	2	38,6	84,2	40	86,1	79,2	47,9	85,8		
	3	24	6	10	9	12	21	18		
Zainteresowanie religią	1	0****	1	2	3	4	5	6	0,2497	
	2	64,0	51,8	153,3	38,1	32,4	68,9	63,8		
	3	10	11	9	18	19	22	11		
Zainteresowanie techniką	1	0****	1	2	3	4	5	6	0,0488	
	2	50,6	22,0	60,0	58,5	117,6	6,3	23,6		
	3	8	11	10	23	25	12	11		
Zainteresowanie sportem	1	0****	1	2	3	4	5	6	0,2975	
	2	67,5	42,7	36,7	75,1	55,1	130,0	28,6		
	3	8	11	23	28	14	9	7		
Zainteresowanie modą	1	0****	1	2	3	4	5	6	0,6311	
	2	47,7	91,7	31,8	75,6	84,0	57,7	23,0		
	3	24	15	14	19	10	13	5		

* 1 – przedziały, 2 – średnia wartość krajobrazu rolniczego [zł/rok], 3 – liczebność grupy; ** p-value dla testu ANOVA rang Kruskala-Wallisa (niskie wartości świadczą o występowaniu istotnych statystycznie różnic między wydzielonymi grupami); *** 0 – nigdy; 6 – bardzo często; **** 0 – niezainteresowany; 6 – bardzo zainteresowany. Źródło: badania własne.

Prezentowane w tabeli 2. wyniki wskazują determinanty różnicujące wartość krajobrazu rolniczego w badanej populacji. Zgodnie z oczekiwaniami fakt odwiedzania terenów wiejskich w celach rekreacyjnych wpływa na wartość krajobrazu wiejskiego. Osoby, które przynajmniej raz w roku odwiedzają tereny wiejskie w celach wypoczynkowych, cenią krajobraz rolniczy znacznie wyżej od pozostałej części badanych. Można również zauważyć, że istnieje zróżnicowanie wartości w zależności od częstotliwości wizyt na terenach wiejskich, jednak uogólnienie tego wniosku na badaną populację nie jest w pełni uprawnione (p -value $\sim 0,105$).

Wyraźne różnice w wartości krajobrazu rolniczego można zauważyć wśród grup wydzielonych ze względu na poziom wykształcenia oraz liczbę osób w gospodarstwie domowym. Wyniki wyraźnie wskazują na rosnącą wartość krajobrazu rolniczego wraz z poziomem wykształcenia. W przypadku liczby osób w gospodarstwie domowym kierunek zależności nie jest oczywisty. Najwyżej walory krajobrazu rolniczego oceniały osoby z rodzin czteroosobowych. Przekroczenie tej liczby osób w rodzinie powoduje niższą wartość krajobrazu. Dodatkowe testy nie pozwoliły na potwierdzenie hipotezy, że dochody na osobę są zróżnicowane w rodzinach o różnej liczebności (p -value = 0,5526). Należy zatem założyć, że istnieją inne powody niż niski dochód, które determinują niższą wartość krajobrazu w dużych rodzinach.

Pewien wpływ na wartość krajobrazu mają zainteresowania respondentów. Wyraźnie różną wartość krajobrazu można zaobserwować wśród grup wydzielonych ze względu na czas spędzany przed telewizorem. Osoby deklarujące częstsze oglądanie telewizji wyraźnie niżej cenią krajobraz od osób sporadycznie spędzających czas przed telewizorem. Istotnie statystycznie zróżnicowanie wartości krajobrazu zaobserwowano ze względu na poziom zainteresowania techniką, jednak kierunek zależności nie jest w tym przypadku oczywisty.

Natomiast dla wydzielonych grup według kryterium wieku, dochodów, miejsca zamieszkania oraz płci średnia wartość krajobrazu rolniczego nie wykazuje istotnych statystycznie różnic. W celu określenia kierunku zależności pomiędzy wartością krajobrazu a badanymi determinantami obliczono dodatkowo wskaźniki korelacji rangowej tau-Kendalla (tab. 3.).

Zmienną najsilniej skorelowaną z deklarowaną wartością krajobrazu rolniczego była częstotliwość oglądania telewizji. Ujemne wartości wskaźnika potwierdzają wyniki uzyskane z wykorzystaniem testu Kruskala-Wallisa. Odwrotną zależność zaobserwowano w przypadku poziomu wykształcenia. Uzyskane wartości wskaźnika korelacji potwierdzają dodatni wpływ wykształcenia na wskazywaną przez respondentów wartość krajobrazu. Ponadto wykazano dodatnią i statystycznie istotną zależność między liczebnością rodziny, częstotliwością korzystania z internetu oraz poziomem zainteresowania sportem a wartością krajobrazu. Niemniej wnioskowanie w odniesieniu do tych cech powinno być ostrożne ze względu na niemo-

Tabela 3. Wskaźniki korelacji tau-Kendalla dla wybranych cech (grupowanie analogiczne jak w tabeli 2.) i wartości krajobrazu [zł/rok]

Cecha	Współczynnik korelacji
Oglądanie telewizji	-0,226***
Liczba osób w gospodarstwie domowym	0,224***
Wykształcenie	0,202***
Korzystanie z internetu	0,155**
Zainteresowanie sportem	-0,129*
Częstotliwość odwiedzania terenów wiejskich	-0,110
Dochód na osobę (dla przedziałów)	-0,015
Zainteresowanie modą	0,097
Wiek (lata)	-0,099
Zainteresowanie religią	-0,109

Istotność: * 0,1, ** 0,05, *** 0,01.
Źródło: badania własne.

notoniczny charakter tych zależności. Pozostałe wymieniane w literaturze zmienne, takie jak dochód w przeliczeniu na osobę, wiek respondentów, częstotliwość odwiedzania obszarów wiejskich czy poziom zainteresowania modą lub religią, okazały się słabo skorelowane z deklarowaną wartością krajobrazu.

Do określenia determinant wartości krajobrazu w ujęciu wielowymiarowym zastosowano metodę drzew regresyjnych. Jako zmienną zależną przyjęto kwotę, którą respondent byłby skłonny zapłacić za korzystanie z krajobrazu rolniczego (wyrażoną w zł/rok), natomiast zbiór zmiennych niezależnych tworzyły:

- predyktory jakościowe: płeć, miejsce zamieszkania, odwiedzanie terenów wiejskich, zatrudnienie oraz palenie papierosów;
- predyktory ilościowe: wiek, liczba osób w gospodarstwie domowym, liczba osób poniżej 18 lat w gospodarstwie domowym, wykształcenie, miesięczny dochód na osobę w gospodarstwie domowym, forma odpoczynku, postawy względem ryzyka.

Natomiast pozostałe zmienne podano w skali trzystopniowej¹: zainteresowanie polityką, kulturą, modą, sportem, kwestiami religii, zdrowym żywieniem, techniką, spożywanie żywności ekologicznej, czas korzystania z internetu, czas oglądania TV, granie w gry, wrażliwość na piękno przyrody.

Za pomocą procedury postępowania z metodą CART zbudowano drzewo regresyjne zaprezentowane na rysunku 1. Wyłoniono następujące determinanty: wiek, zainteresowanie religią, zainteresowanie modą, forma odpoczynku, oglądanie TV, postawa (ryzykant/optymista) oraz kupowanie żywności ekologicznej. Należy jednak zaznaczyć, że zgodnie ze specyfiką metody należy je interpretować we wzajemnym powiązaniu. Analiza wykresu polega na sumowaniu kryteriów, które posłużyły do wyodrębnienia poszczególnych podgrup. Każde kolejne piętro wykresu zawiera bardziej szczegółowy podział badanej próby oraz ustaloną w ramach wydzielonej grupy przeciętną wartość krajobrazu. Na samym szczycie wykresu podano średnią wartość krajobrazu rolniczego (61,07 zł/rok) uzyskaną w badanej próbie (n = 100). Pierwszy węzeł różnicuje wartość krajobrazu rolniczego na podstawie wieku respondentów. Ustalono, że dla grupy 21 osób w wieku poniżej 31 lat wartość krajobrazu rolniczego to średnio 123,10 zł rocznie, podczas gdy dla osób starszych (79 respondentów) tylko 44,58 zł/rok. W grupie osób młodszych możemy wyodrębnić dwie grupy respondentów według kryterium zainteresowania religią. Osoby młode, jednocześnie zainteresowane religią (5 osób) określiły wartość krajobrazu na 242 zł rocznie. Wśród pozostałych osób podobny wynik uzyskano w przypadku młodych osób niezainteresowanych zbyt religią, ale interesujących się modą. Osoby wyodrębnione w tych dwóch grupach były skłonne przeznaczyć na utrzymanie krajobrazu rolniczego około 240 zł rocznie.

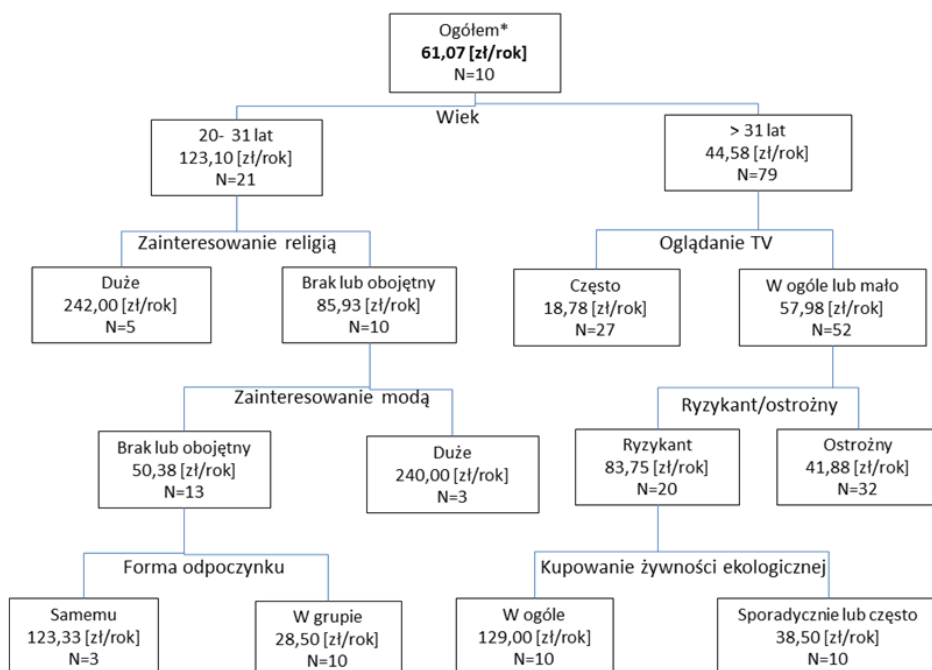
W dalszej kolejności pod względem wartości krajobrazu można wskazać kolejne dwie grupy osób deklarujące możliwe wydatki na utrzymanie krajobrazu rolniczego na poziomie około 120 zł rocznie. Do pierwszej z grup, relatywnie licznej (10% badanych), można zaliczyć osoby w wieku powyżej 31 lat, co najwyżej sporadycznie oglądające telewizję, akceptujące ryzyko i niekupujące żywności ekologicznej. Można przypuszczać, że wśród tych osób przeważali ludzie prowadzący aktywny tryb życia, którzy jednocześnie większą wagę przywiązują do przebywania na świeżym powietrzu niż do diety.

Podobna wartość krajobrazu została określona przez stosunkowo nieliczną grupę (3% badanych) młodych osób, przejawiających niewielkie zainteresowanie modą lub religią, preferujących samotny odpoczynek. Znacznie niższą wartość krajobrazu (38 zł/rok) odnotowano

¹ Mimo umieszczenia w kwestionariuszu skali Likerta w zakresie 0-6 ostatecznie, ze względu na ograniczenia wynikające z liczebności próby odpowiedzi analizowano w skali trzystopniowej.

w analogicznej grupie osób preferujących wypoczynek w towarzystwie innych ludzi (10% badanych). Można przypuszczać, że osoby wspólnie spędzające czas wolny przywiązują mniejszą wagę do krajobrazu, a skupiają większą uwagę na relacjach międzyludzkich.

Wśród osób w wieku powyżej 31 lat liczną grupę stanowiły osoby często oglądające telewizję (27% badanej próby), deklarujące potencjalne wydatki na utrzymanie krajobrazu rolniczego na bardzo niskim poziomie, niespełna 19 zł rocznie. Można domniemywać, że respondenci z tej grupy preferują bierny wypoczynek przed telewizorem i dlatego nie zgłaszali znaczącego zapotrzebowania na krajobraz rolniczy. W grupie starszych osób, nieoglądających telewizji znaczący odsetek stanowiły osoby, które stroniły od ryzyka. Ta najliczniejsza grupa respondentów (32% próby) określiła swój potencjalny wkład w utrzymanie krajobrazu na około 42 zł rocznie. Można przypuszczać, że ostrożność, na którą wskazali respondenci, powoduje, że w pierwszej kolejności zabezpieczają swoje prywatne potrzeby, a dopiero w dalszej kolejności są skłonni ponosić wydatki związane z dobrami publicznymi. Podobnie wartość krajobrazu rolniczego określili respondenci (10% próby), którzy uznali się za co najmniej obojętnych względem ryzyka i deklarowali zakup żywności ekologicznej. Można przypuszczać, że relatywnie niska wartość krajobrazu wśród tych respondentów wynika z większego ukierunkowania na zdrowy styl odżywiania oraz uszczuplenia domowego budżetu ze względu na zakupy droższej, ekologicznej żywności.



* Objasnienie wartości na diagramie: pierwszy wiersz – badana podgrupa, drugi wiersz – średnia deklarowana wartość krajobrazu rolniczego, trzeci wiersz – N (liczebność próby w węźle).

Rysunek 1. Determinanty wartości krajobrazu rolniczego – drzewo regresyjne opracowane za pomocą metody CART
Źródło: opracowanie własne.

DYSKUSJA

Uzyskane wyniki częściowo potwierdzają rezultaty uzyskane przez innych badaczy. Grupy respondentów wyłonione według przedziałów wiekowych nie różnicowały wartości krajobrazu. Należy jednak zaznaczyć, że zmienna „wiek” w połączeniu z innymi cechami umożliwiła wyłonienie grup w analizie wykonanej za pomocą drzew regresyjnych. Pozwala to na potwierdzenie wyników uzyskanych m.in. przez L. Drake’a [Drake 1992] czy B. Kaltenborn i T. Bjerke [Kaltenborn, Bjerke 2002], wskazujących na wyższą wartość krajobrazu deklarowaną przez osoby młodsze. Na poziomie badanej próby ujemny współczynnik korelacji między wiekiem respondentów a wartością krajobrazu również potwierdza taki kierunek zależności, jednak nie może być uogólniony na całą badaną populację, którą są mieszkańcy gminy Góra Kalwaria.

Wykształcenie respondentów, podobnie jak w badaniach L. Drake’a [Drake 1992] czy A. Fleischer i Y. Tsur [Fleischer, Tsur 2000] wykazuje pozytywną korelację z wartością krajobrazu. Poza wymienionymi czynnikami także indywidualne cechy osobowości mogą wpływać na wartościowanie krajobrazu, co wykazano w pracy [Gonzalez-Bernaldez i in. 1979]. Za pomocą drzew regresyjnych ustalono, że w przypadku części badanych respondentów takimi cechami mogą być: postawa względem ryzyka, częstotliwość oglądania telewizji, zakupy żywności ekologicznej czy zainteresowanie religią lub modą. Analiza związku między cechami osobowościowymi a wartością krajobrazu przeprowadzona z wykorzystaniem współczynnika korelacji potwierdza istnienie istotnej w skali całej populacji ujemnej zależności między czasem spędzonym na oglądaniu telewizji a wartością krajobrazu.

Nie potwierdzono, podobnie jak w pracy K. Yu [Yu 1995], istotnego wpływu płci jako determinanty wartości krajobrazu, co stoi w sprzeczności z innymi pracami [Hawes 1998, Fleischer, Tsur 2000, Howley i in. 2012] wykazującymi zróżnicowanie względem tego wskaźnika. Nie potwierdzono również wpływu dochodu przypadającego na jedną osobę w gospodarstwie domowym na wartościowanie krajobrazu. Na istnienie takiej zależności wskazywali L. Drake [Drake 1992] oraz A. Fleischer i Y. Tsur [Fleischer, Tsur 2000], jednak nie byli oni zgodni co do jej kierunku. Podobnie w przypadku miejsca zamieszkania jednoznacznie nie potwierdzono statystycznie istotnego wpływu tej cechy na wartość krajobrazu. K. Yu [Yu 1995], B. Kaltenborn i T. Bjerke [Kaltenborn, Bjerke 2002] oraz A. van den Berg z zespołem [van den Berg i in. 1998] wyróżniali tę cechę jako determinantę wartości, jednak kierunek jej oddziaływania był odmienny u poszczególnych badaczy. Ponadto, na co w dotychczas publikowanych badaniach nie zwracano uwagi, wykazano statystycznie istotną zależność między liczbą osób w gospodarstwie domowym respondentów a wartościowaniem krajobrazu.

PODSUMOWANIE I WNIOSKI

Przeprowadzone badania mogą stanowić przyczynek do pogłębionych badań na większej próbie badawczej. W badaniach potwierdzono przydatność metody CART do określania determinant wyceny krajobrazu rolniczego. W szczególności, na co wskazują również inne publikacje, metoda ta pozwala na klasyfikacje prób charakteryzowanych przez wiele cech o dotychczas niestwierdzonych powiązaniach przy wykorzystaniu danych o różnej skali, bez konieczności weryfikacji założeń co do ich rozkładu. Jednak metoda ta

wymaga liczniejszych prób badawczych, zwłaszcza w przypadku weryfikowania dużego zestawu cech diagnostycznych. Ważną zaletą metody CART jest możliwość wskazania czynników silnie różnicujących tylko część badanej zbiorowości. Przykładowo wykazano, że zależność wartości krajobrazu od częstotliwości oglądania telewizji występuje tylko w grupie osób w wieku powyżej 31 lat, podczas gdy na postawę osób w wieku poniżej 31. roku życia wpływają inne czynniki.

Wyniki badań potwierdziły część dotychczas uzyskanych wyników w odniesieniu do czynników demograficznych, wskazując jednocześnie na silny wpływ liczebności rodziny na wartość krajobrazu. Jednak niemonotoniczny charakter zależności wymaga przeprowadzenia dokładniejszych analiz w tym kierunku.

Istotnym wynikiem badań było wskazanie znaczącego udziału determinant osobowościowych na wartość krajobrazu rolniczego. Wpływ tej grupy czynników nie był dotychczas często opisywany. Oprócz wykazania znaczenia częstotliwości oglądania telewizji ujemnie wpływającej na wartość krajobrazu zauważono niewielki związek między korzystaniem z internetu a wartością krajobrazu oraz potencjalnym wpływem innych zainteresowań (moda, religia, żywność ekologiczna) na różnicowanie zgłaszanego zapotrzebowania na badane dobro publiczne.

LITERATURA

- Abler David, 2004: *Multifunctionality, agricultural policy, and environmental policy*, „Agricultural and Resource Economics Review”, 33, s. 8-17.
- Aizaki Hideo, Kazuro Sato, Hiroshi Osari, 2006: *Contingent valuation approach in measuring the multifunctionality of agriculture and rural areas in Japan*, „Paddy and Water Environment”, nr 4, s. 217-222.
- Arrow Kenneth, Solow Robert, Portney Paul, Learner Edward, Rodner Ray, Schuman Howard, 1993: *Report of the NOAA Panel on Contingent Valuation*, www.darrs.noaa.gov/library/pdf/cvblue.pdf.
- Balling John D., Falk John H., 1982: *Development of visual preference for natural environments*, „Environment and Behavior”, nr 14, s. 5-28.
- Bąk Iwona, 2012: *Wykorzystanie drzew klasyfikacyjnych i regresyjnych do analizy wyjazdów turystycznych gospodarstw domowych seniorów w Polsce*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych”, t. XIII (3), s. 7-17.
- Becla Agnieszka, Czaja Stanisław, Zielińska Anetta, 2012: *Analiza kosztów-korzyści w wycenie środowiska przyrodniczego*, Wydawnictwo Difin, Warszawa.
- Bourassa Steven C., 1990: *A paradigm for landscape aesthetics*, „Environment and Behavior”, nr 22, s. 787-812.
- Bowen Howard R., 1943: *The interpretation of voting in the allocation of economic resources*, „Quarterly Journal of Economics”, nr 58, s. 27-48.
- Brelik Agnieszka, 2013: *Dobra publiczne a zrównoważony rozwój agroturystyki – w poszukiwaniu wskaźników wyceny*. Materiały konferencyjne z IX kongresu PTE, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne, <http://kongres.pte.pl/kongres/do-pobrania.html> [dostęp 15.10.2015].
- Brunstad Rolf Jens, Gaasland Ivar, Vårdal Erling, 1995: *Agriculture as a provider of public goods: a case study for Norway*, „Agricultural Economics”, nr 13, s. 39-49.
- Carson Richard T., Michael W. Hanemann, 2005: *Contingent valuation*, [w] *Handbook of Environmental Economics*, nr 2, red. K.G. Mäler, J.R. Vincent, Elsevier B.V., Amsterdam.
- Ciriacy-Wantrup von Siegfried, 1947: *Capital returns from soil-conservation practices*, „Journal of Farm Economics”, nr 29, s. 1181-1196.
- Cooper Tamsin, Hart Kaley, Baldock David, 2009: *Provision of Public Goods through Agriculture in the European Union*, IEES.
- Council of Europe, 2000: *European Landscape Convention*, France.
- Czyżewski Andrzej, Kulyk Piotr, 2011: *Dobra publiczne w koncepcji wielofunkcyjnego rozwoju rolnictwa – ujęcie teoretyczne i praktyczne*, „Problemy Rolnictwa Światowego”, nr 11 (2), s. 16-25.

- Daniłowska Alina, 2014: *Koncepcja dóbr publicznych a rolnictwo*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu”, nr 360, s. 244-252.
- Davis Robert K., 1963: *The Value of Outdoor Recreation: An Economic Study of the Maine Woods*, rozprawa doktorska, Harvard University.
- Dobra publiczne a zrównoważony rozwój agroturystyki – w poszukiwaniu wskaźników wyceny. Ekonomia dla przyszłości. Odkrywać naturę i przyczyny zjawisk gospodarczych*. IX Kongres Ekonomistów Polskich, www.kongres.pte.pl, dostęp: 15.10.2015.
- Drake Lars, 1992: *The non-market value of the Swedish agricultural landscape*, „European Review of Agricultural Economics”, nr 19 (3), s. 351-364.
- Fleischer Aliza, Tsur Yacov, 2000: *Measuring the recreational value of agricultural landscape*, „European Review of Agricultural Economics”, nr 27, s. 385-398.
- Gonzalez-Bernaldez Fernando, Parra F., 1979: *Dimensions of landscape preferences from pairwise comparisons*, [w] red. G.H. Elsner, R.D. Smardon, Our National Landscape. General Technical Report PSW-35. USDA Forest Service, Berkeley, CA, USA.
- GUS, 2011: *Obszary wiejskie w Polsce*, Warszawa.
- GUS, 2015: *Aktywność ekonomiczna ludności Polski*. I kwartał 2015, Warszawa.
- Hall Clare, McVittie Alistair, Moran Dominic, 2004: *What does the public want from agriculture and the countryside? A review of evidence and methods*, „Journal of Rural Studies”, nr 20, s. 211-225.
- Hartig Terry, 1993: *Nature experience in transactional perspective*, „Landscape and Urban Planning”, nr 25, s. 17-36.
- Hawes Douglass K., 1998: *Travel-related lifestyle profiles of older woman*, „Journal of Travel Research”, nr 27, s. 22-32.
- Hodge Ian, Reader Mark, 2007: *Maximising the Provision of Public Goods from Future Agri-Environment Schemes*, Land Use Policy Group, Cambridge.
- Howley Peter, Donoghue Cathal, Hynes Stephen, 2012: *Exploring public preferences for traditional farming landscapes*, „Landscape and Urban Planning”, nr 104, s. 66-74.
- Hoyos David, Mariel Petr, 2010: *Contingent Valuation: past, present and future*, „Prague Economic Papers”, nr 4, s. 329-343.
- IAASTD, 2008: *Summary for Decision Makers of the Global Report*. Island Press, Washington.
- Kaltenborn Bjørn S., Bjerke Tore, 2002: *Associations between environmental value orientations and landscape preferences*, „Landscape and Urban Planning”, nr 59, s. 1-11.
- Klimczak Karol, 2007: *Przesłanki zarządzania ryzykiem w polskich spółkach giełdowych: analiza CART*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego”, nr 455, s. 81-90.
- Komisja Europejska, 1997: *Conclusions of the Europe a Union Agricultural Council Meeting*, European Commission, Brussels.
- Kupidura Przemysław, Kupidura Adrianna, Łuczewski Michał, 2011: *Wartość krajobrazu. Rozwój przestrzeni obszarów wiejskich*, Wydawnictwo PWN, Warszawa.
- Łapczyński Mariusz, 2002: *Badania segmentów rynku motoryzacyjnego z zastosowaniem drzew klasyfikacyjnych (CART)*, „Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie”, nr 586, s. 87-102.
- Łapczyński Mariusz, 2003: *Drzewa klasyfikacyjne w badaniach satysfakcji i lojalności klientów*, www.statsoft.pl.
- Łapczyński Mariusz, 2005: *Podejście regresyjne w budowie drzew klasyfikacyjnych CART*, „Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie”, nr 680, s. 135-151.
- Latacz-Lohmann Uwe, van der Hamsvoort Carel, 1997: *Auctioning conservation contracts: a theoretical analysis and an application*, „American Journal of Agricultural Economics”, nr 79 (2), s. 407-418.
- Lyons Elizabeth, 1983: *Demographic correlates of landscape preference*, „Environment and Behavior”, nr 15, s. 487-511.
- Malinowska Ewa, 2010: *Wpływ atrakcyjności wizualnej krajobrazu na potencjał turystyczny Narwiańskiego Parku Narodowego i jego otuliny*, [w] *Krajobrazy Rekreacyjne – Kształtowanie, Wykorzystanie, Transformacja*, „Problemy Ekologii Krajobrazu”, t. 27, s. 277-285.
- Matusik Stanisław, Pietrzak Michał, Wilk Justyna, 2012: *Ekonomiczno-społeczne uwarunkowania migracji wewnętrznych w Polsce w świetle metody drzew klasyfikacyjnych*, „Studia Demograficzne”, nr 2 (162), s. 3-28.
- OECD, 2000: *Environmental indicators for agriculture: methods and results – the stocktaking report. Landscape. Document 88332*, Organisation for Economic Co-operation and Development, Paris.

- OECD, 2001: *Multifunctionality. Towards an Analytical Framework*, Organisation for Economic Co-operation and Development, Paris.
- Piorr Anette, Ungaro Fabrizio, Ciancaglini Arianna, Happe Kathrin, Sahrbacher Amanda, Sattler Claudia, Uthes Sandra, Zander Peter, 2009: *Integrated assessment of future CAP policies: land use changes, spatial patterns and targeting*, „Environmental Science and Policy”, nr 12, s. 1122-1136.
- Płotkowski Lech, 2008: *Ekonomiczne aspekty oceny funkcji lasu, czyli gospodarka leśna w koncepcji zrównoważonego rozwoju*, „Studia i Materiały Centrum Edukacji Przyrodniczo-Leśnej”, R. 10, z. 3 (19), s. 252-272.
- Popławski Łukasz, 2013: *Problemy wyceny dóbr i usług środowiskowych na obszarach wiejskich*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu”, nr 317, s. 250-260.
- Siwek Alicja, 2005: *Stopa zastąpienia a ochrona przed ubóstwem w kalkulacji świadczeń emerytalnych w Polsce*, [w] *Procesy demograficzne w starzejącym się społeczeństwie*, „Zeszyt nr 11 Sekcji Analiz Demograficznych”, Komitet Nauk Demograficznych PAN, s. 49-70.
- Solek Adrian, 2004: *Wybrane zagadnienia podaży dóbr publicznych*, „Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie”, nr 632, s. 91-104.
- Staniak Mariola, Feledyn-Szewczyk Beata, Bojarszczyk Joanna, 2007: *Bioróżnorodność jako ważny element planowania obszarów wiejskich*, [w] *Możliwości międzynarodowej współpracy w dziedzinie ochrony środowiska i wdrażania zrównoważonego rozwoju w nowym okresie programowania Unii Europejskiej (2007-2013)*, red. K. Giordano, P. Legutko-Kobus, KUL, Lublin, s. 110-116.
- Tomczak Franciszek, 2009: *Zmiany i reformy WPR, konsekwencje dla rolnictwa i finansowania polityki rolnej*, „Program Wieloletni 2005-2009”, nr 126, IERiGŻ-PIB, Warszawa.
- Wartości nierynkowych korzyści z lasów. Metody wyceny oraz zastosowanie wyników w analizach ekonomicznych*, 2011: Warszawa, POLFOREX, www.polforex.wne.uw.edu.pl/docs/przewodnik_v3_final.pdf.
- Van der Berg Agnes E., Vlek Charles A.J., Coeterier J. Frederick, 1998: *Group differences in the aesthetic evaluation of nature development plans: a multilevel approach*, „Journal of Environmental Psychology”, nr 18, s. 141-157.
- Vatn Arild, 2002: *Multifunctional agriculture: some consequences for international trade regimes*, „European Review of Agricultural Economics”, nr 29 (3), s. 309-327.
- Verburg Peter H., Schulp C.J.E., Witte N., Veldkamp A., 2006: *Downscaling of land use change scenarios to assess the dynamics of European landscapes*, „Agriculture, Ecosystems and Environment”, nr 114 (1), s. 39-56.
- Wedgwood Alison, Sansom Kevin, 2003: *Willingness-to-pay surveys. A streamlined approach. Guidance notes for small town water services*, Water, Engineering and Development Centre, Loughborough University.
- Westhoek Henk, Overmars Koen P., van Zeijts Henk, 2013: *The provision of public goods by agriculture: Critical questions for effective and efficient policy making*, „Environmental Science & Policy”, nr 32, s. 5-13.
- Wilkin Jerzy, 2010: *Wielofunkcyjność rolnictwa. Kierunki badań, podstawy metodologiczne i implikacje praktyczne*, Warszawa, IRWiR PAN.
- Wu Xiaoyu, Cutter Bowman, 2011: *Who votes for public environmental goods in California? Evidence from a spatial analysis of voting for environmental ballot measures*, „Ecological Economics”, nr 70 (3), s. 554-563.
- Yu Kongjian, 1995: *Cultural variations in landscape preference: comparisons among Chinese sub-groups and Western design experts*, „Landscape and Urban Planning”, nr 32 (2), s. 107-126.
- Zube Ervin H., Pitt David G., Evans Gary W., 1983: *A lifespan developmental study of landscape assessment*, „Journal of Environmental Psychology”, nr 3, s. 115-128.
- Żylicz Tomasz, 2007: *Wycena dóbr nierynkowych*, „Aura”, sierpień 2007.
- Żylicz Tomasz, Bateman Ian, Georgiou Steven, Markowska Agnieszka, Dzięgielewska Dominika, Turner R. Kerry, Graham Andreas, Langford Ian, 1995: *Contingent valuation of eutrophication damage in the Baltic Sea region*, CSERGE Working Paper GEC 95-03.
www.polforex.wne.uw.edu.pl
www.stat.gov.pl

Sylwia Małażewska, Adam Wąs

DETERMINANTS OF VALUE OF AGRICULTURAL LANDSCAPE AS PUBLIC GOOD

Summary

The paper concerns the determinants that affect the value of public goods on the example of agricultural landscape. To examine the effect of demographic and personality determinants on the landscape value empirical research was carried out using direct interview in a sample of 100 respondents living in rural-urban municipality of Góra Kalwaria in 2015. The municipality was selected in a targeted manner whereas the respondents to the survey were selected in a random manner according to the layers established on the basis of the results obtained from the Local Data Bank. Univariate statistics and the CART - classification and regression trees method have been used in the analysis. Results confirmed the suitability of CART for determining the factors influencing valuation of public goods based on the example of agricultural landscape. The results confirm the effect of previously recognized determinants like age, risk attitude, the frequency of watching TV, buying organic food as well as interest in religion and fashion (individual personality variables). Impacts of the income, place of residence and sex on the valuation of the agricultural landscape were not confirmed. In the study the previously known set of demographic determinants was complemented by a number of people living in the household.

Adres do korespondencji:

Mgr Sylwia Małażewska, dr hab. Adam Wąs
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
Wydział Nauk Ekonomicznych
ul. Nowoursynowska 166, 02-787 Warszawa
e-mail: sylwia_malazewska@sggw.pl, adam_was@sggw.pl