

Bazyli Czyżewski\*, Anna Matuszczak\*, Agnieszka Brelik\*\*

\*Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, \*\*Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie

## ENDOGENICZNA WARTOŚĆ DÓBR PUBLICZNYCH NA OBSZARACH WIEJSKICH: PRZYPADK POMORZA ZACHODNIEGO<sup>1</sup>

*ENDOGENOUS VALUE OF PUBLIC GOODS IN RURAL AREAS: THE CASE OF WEST POMERANIA REGION*

**Słowa kluczowe:** obszary wiejskie, dobra publiczne, wycena rynkowa, ceny hedoniczne

*Key words:* rural areas, public goods, market valuation, hedonic pricing

*JEL codes:* Q18

**Abstrakt.** Celem artykułu jest przetestowanie nowego podejścia do wyceny dóbr publicznych na obszarach wiejskich określanym mianem „metody waloryzacji renty ekonomicznej” – ERV (*Economic Rent Valuation*). Wykorzystano w nim koncepcję renty producenta i konsumenta. Sformułowano hipotezę, że dobra publiczne wywierają endogeniczny wpływ na zasoby i ich produktywność, choć nie występują w modelu jako zmienne egzogeniczne. Hipoteza ta została zweryfikowana na podstawie badania dóbr publicznych jako endogenicznych determinant dochodów z agroturystyki w regionie Pomorza Zachodniego w Polsce. Potwierdzono endogeniczny wpływ środowiskowych i kulturowych dóbr publicznych, który zwiększał efekty marginalne zmiennych podażyowych i osłabiał efekty czynników popytowych.

### Wstęp

W literaturze nie ma uniwersalnego podejścia do wyceny dóbr publicznych (DP). Nie ma jednak wątpliwości, że to właśnie obszary wiejskie są miejscem, gdzie oferowanych jest wiele środowiskowych i kulturowych dóbr publicznych [Garrod, Willis 1992]. Stosuje się w tym celu wyceny warunkowe [Koetse i in. 2015, Bennett 1999, Carson, Bergstrom 2003] lub rynkowe (pośrednie i bezpośrednie) metody wyceny. Relatywnie najczęściej są to *hedonic pricing* (HP), *travel cost* (TC) lub *avoided/replacement cost* (AC) [Koetse i in. 2015, Bennett 1999, Garrod, Willis 1992, Schläpfer i in. 2015]. Metody te choć posiłkują się rzeczywistą wartością rynkową napotykać na wiele problemów metodologicznych. Najpoważniejsze z nich to:

- błędy specyfikacji modeli HP i współliniowością zmiennych objaśniających,
- wybór formy funkcyjnej modelu,
- segmentacja rynku dóbr publicznych [Schläpfer i in. 2015, Koetse i in. 2015].

Wychodząc naprzeciw powyższemu problemowi zaproponowano odmienne podejście do wyceny dóbr publicznych na obszarach wiejskich, wykorzystujące pojęcie nadwyżki ekonomicznej – renty, (konsumenta i producenta), które zostało szczegółowo zaprezentowane w publikacji Bazylego Czyżewskiego i zespołu [2018]. Podejście to wyróżnia się następującymi cechami:

- 1) przyjmuje się, że dobra publiczne wywierają endogeniczny wpływ na czynniki zasobowe i ich produktywności i w ten sposób oddziałują na ceny rynkowe (takie podejście ogranicza błąd postaci funkcyjnej modelu, bo podażyowe funkcje produkcji/dochodów są dobrze rozpoznane i zawierają tylko dwa rodzaje zmiennych: zasoby i produktywności);
- 2) choć wiele dóbr publicznych na obszarach wiejskich powstaje samoistnie, jako dar natury lub element kultury danej społeczności, ich dostarczenie wymaga poniesienia dodatkowych kosztów;
- 3) nadwyżkę (rentę) konsumenta identyfikujemy z perspektywy społecznej (a nie indywidualnej), tzw. *social surplus*.

<sup>1</sup> Artykuł sfinansowany przez NCN w Krakowie (Nr 2017/25/B/HS4/00011).

Założono, że mechanizm rynkowy wycenia DP w sposób niekompletny, co skutkuje tym, że w niektórych przypadkach konsument realizuje nadwyżkę ekonomiczną, tzn. *de facto* płaci relatywnie mniej za produkt lub usługę, gdyż cena rynkowa nie obejmuje wartości dobra publicznego postrzeganego jako takie z perspektywy dobrobytu społecznego (brak gotowości do zapłaty tzw. WTP – *willingness to pay*), mimo że producent ponosi koszty, by dostarczać dane dobro publiczne. W rolnictwie są to koszty związane z bardziej pracochłonnymi metodami produkcji, niższą produktywnością ziemi i koniecznością tworzenia dodatkowej infrastruktury dla konsumentów (turystów). Konsument jest więc w tej sytuacji swoistym „gapowiczem” (*free-riding*) w korzystaniu z dobra publicznego. W odwrotnej sytuacji cena rynkowa może być wyższa z uwagi na ujawnienie się gotowości do zapłaty WTP za dane dobro. Wtedy nadwyżkę ekonomiczną może realizować dostawca tego dobra w postaci renty quasi-monopolowej, ponieważ konsument rywalizuje o pierwszeństwo w konsumpcji dobra publicznego, a jego podaż jest stała. W efekcie wartość dóbr publicznych równa jest sumie odchyłań *in plus* i *in minus* od oczekiwanych (przeciętnych) dochodów rynkowych w działalności dostarczającej dobra publiczne (np. agroturystyce) spowodowanych występowaniem określonego dobra publicznego.

### Material i metodyka badań

Celem artykułu jest ustalenie wartości dóbr publicznych na obszarach wiejskich Pomorza Zachodniego z wykorzystaniem oryginalnej metody waloryzacji renty ekonomicznej – ERV (*Economic Rent Valuation*) i tym samym weryfikacja hipotezy leżącej u podstaw tego podejścia, że dobra publiczne wywierają endogeniczny wpływ na zasoby i ich produktywność, ale nie występują w modelu jako zmienne egzogeniczne (jak to mam miejsce w metodach wyceny hedonicznej – HPM<sup>2</sup> (ang. *Hedonic Pricing Methods*). Teoretyczne aspekty podejścia ERV, wykorzystującego koncepcję renty producenta i konsumenta, szczegółowo zaprezentowano w publikacji Bazylego Czyżewskiego i zespołu [2018].

Dane do analizy pochodzą przede wszystkim z badań ankietowych prowadzonych w latach 2012-2014 w gminach Pomorza Zachodniego (jako badania pilotażowego dla projektu realizowanego do dziś w 16 regionach Polski [Brelík 2015]), Banku Danych Lokalnych GUS, Instytutu Turystyki PIB w Warszawie. Próba badawcza obejmowała 140 gospodarstw rolnych prowadzących działalność agroturystyczną o wielkości ekonomicznej powyżej 4 ESU w województwie zachodniopomorskim (kryterium ESU wzorowano na FADN, gospodarstwa zostały jednak wytypowane przez pracowników ośrodków doradztwa rolniczego, a wszystkie dane ilościowe i jakościowe pozyskano z przeprowadzonych ankiet). Całkowita liczba takich gospodarstw w województwie zachodniopomorskim wynosiła 190, czyli przebadano ponad 70% ich populacji. Badania zrealizowano przez wykwalifikowanych ankietów w współpracujących z ośrodkami doradztwa rolniczego.

<sup>2</sup> Metody te choć posilają się wartością rynkową, napotykają na wiele problemów metodologicznych. Najpoważniejsze z nich to problem identyfikacji rozłącznych dóbr publicznych, skutkujący błędami specyfikacji modeli HP i współliniowością zmiennych objaśniających, wybór formy funkcyjnej (zazwyczaj arbitralnie), a także występowanie segmentacji rynku dla danego dobra [Schläpfer i in. 2015, Koetse i in. 2015]. Oprócz tego istnieją dwie inne poważne trudności w stosowaniu ww. rynkowych metod wyceny. Po pierwsze, wpływ wielu dóbr publicznych na ceny może mieć charakter endogeniczny i polegać na ich oddziaływaniu na inne zmienne objaśniające, a nie bezpośrednio na cenę. W specyfikacji modelu czynniki endogeniczne są często nieistotne statystycznie jako zmienne niezależne, podczas gdy jednak istotnie zmieniają nachylenie funkcji regresji (losowe współczynniki) i położenie wyrazów wolnych. Na przykład może to być endogeniczny związek lesistości z produktywnością, która przez oddziaływanie na produktywność determinuje poziom dochodów gospodarstw agroturystycznych, ale nie jest istotnym czynnikiem egzogenicznym. Po drugie, wpływ niektórych dóbr publicznych na ceny rynkowe może diametralnie różnić się co do kierunku, w zależności od cech strukturalnych regionu. Na przykład, wspomniana lesistość w niektórych regionach umożliwia uzyskiwanie wyższych dochodów z agroturystyki, a w innych wręcz przeciwnie – dochody te z uwagi na wysoką lesistość mogą być niższe, np. ze względu na słabszy rozwój ekonomiczny regionu, brak infrastruktury i „niekompletność” rynku w zakresie wyceny dóbr publicznych itp. Problem ten dotyczy w szczególności słabiej rozwiniętych krajów Europy Środkowo-Wschodniej, w których regionalne różnice rozwoju ekonomicznego są wyraźne. W takiej sytuacji modele HP, nawet jeśli uwzględniają zróżnicowanie przestrzenne, mogą wskazać na nieistotność danej zmiennej objaśniającej i skutkować błędną specyfikacją.

Tabela 1. Statystyki opisowe zmiennych egzogenicznych objaśniających zmiany dochodu z agroturystyki wg klas syntetycznej miary atrakcyjności gminy  
 Table 1. Descriptive statistics of exogenous (explanatory determinants) of income from agrotouristic activities in different classes of synthetic attractiveness of municipality

Zmienne/klasa syntetycznej miary atrakcyjności gminy Variables/classes of synthetic measure of commune attractiveness	Klas/Class			
	1 (najniższa/ lowest)	2	3	4 (najwyższa/ highest)
Powierzchnia: średnia [ha]/Land: average [ha]	29,50	24,18	23,65	26,18
Odechylenie standardowe/Standard deviation	31,40	23,72	25,73	22,75
Ziemia wieloletnia [ha <sup>2</sup> ]: średnia/Land polynomial [ha <sup>2</sup> ]: average	1794,67	1137,50	1206,66	1178,46
Odechylenie standardowe/Standard deviation	3676,64	3088,83	3431,66	2197,75
Opis. Trudno wydzielić część zasobu ziemi służącą wyłącznie działalności agroturystycznej. Można przyjąć, że do pewnego momentu wzrost arealu gospodarstwa powoduje wzrost dochodów z agroturystyki, ale potem dochody z agroturystyki spadają na rzecz dochodów z produkcji rolnej. Dlatego przyjęto wieloletnianą formę z oczekiwanym znakiem "+", przy ha <sup>2</sup> : "Description: it is difficult to section off a part of the land resource serving agrotourism activity only. It may be assumed that up to a certain moment, the increase in the acreage of the farm leads to an increase in income from agrotourism, but then the income from agrotourism decreases in favour of income from agricultural production. This is why the polynomial form of the variable with the expected "+, sign next to ha <sup>2</sup> and "-, sign next to ha <sup>2</sup> was adopted				
3. Kapitałochłonność [tys. zł/liczba noclegów]: średnia/ Capital intensity [thous. PLN per number of nights of accommodation]: average	1,34	2,45	1,77	1,60
Odechylenie standardowe/Standard deviation	1,40	5,65	3,07	2,14
Opis. Wartość maszyn i budynków [tys. zł] w relacji do liczby oferowanych noclegów (capital intensity). Oczekuje się ujemnego znaku współczynnika regresji zgodnie z modelami produkcji/Description: the value of machines and buildings (in thousand PLN) relative to the number of nights of accommodation offered (capital intensity). We expect a negative sign for the regression coefficient in accordance with the production models				
4. Praca (własna), liczba obsługiwanych turystów: średnia/Labor (own), number of Tourists served: average	183,31	215,83	180,04	177,05
Odechylenie standardowe/Standard deviation	182,50	187,14	137,22	162,71
Opis. Trudno wydzielić tylko część pracy własnej poświęconej wyłącznie działalności agroturystycznej i dlatego za estymator dla tej zmiennej przyjęto liczbę obsługiwanych turystów w danym gospodarstwie, zakładając, że każdy następny turysta wiąże dodatkową ilość pracy własnej. Oczekuje się dodatniego znaku/Description: it is difficult to separate only a part of own labour dedicated solely to agrotourism activity and this is why the number of tourists served in the given farm was adopted as a proxy for this variable, assuming that every new tourist involves an additional amount of own labour. We expect a positive sign				
5. Wskaźnik efektywności, kosztów i przychodów [zł/1 zł przychodów z agroturystyki]: średnia/ Efficiency, Costs-Revenues ratio [PLN/1 PLN of revenues from agrotourism]: srednia	1,24	1,13	1,32	0,89
Odechylenie standardowe/Standard deviation	0,99	0,89	1,40	0,62
Opis. Relacja kosztów bezpośrednich i ogólnego gospodarstwa do przychodów z agroturystyki. Koszty przypisane wyłącznie do działalności agroturystycznej są trudne do wydzielenia. Pokazuje rentowność działalności agroturystycznej, tj. o ile procent przychody gospodarstwa rolnego muszą wzrosnąć/spaść, żeby w pełni pokrywać koszty działalności agroturystycznej/Description: the direct and general costs of the farm relative to income from agrotourism. The costs attributed solely to agrotourism activity are difficult to separate. It shows the profitability of the agrotourism activity, i.e. by what percentage the farm's income has to increase/decrease in order to fully cover the costs of agrotourism activity				
6. Zmienna zależna "dochód z agroturystyki" [zł]: średnia/Dependent variable "income from agrotourism" [PLN]: average	34 269	40 460	35 820	38 295
Odechylenie standardowe/Standard deviation	30 019	36 198	29 157	31 449
Średnia całej próby/Average for the whole sample				37 936

\* średni kurs PLN/EUR dla 2013 roku według NBP = 4,1976 (average PLN/EUR exchange rate for 2013 acc. to NBP=4,1976)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych ankietowych i BDI, GUS na poziomie gminy (NUTS 5)

Source: own elaboration based on survey data and Central Statistical Office Local Data Bank (CSO LDB) data at commune level (NUTS 5)

Zmienne objaśniające dobrano tak jak w typowym modelu podażowym typu Cobba-Douglasa (CES), czyli reprezentują one zasoby ziemi, pracy i kapitału oraz ich produktywność. Tworząc analityczną postać modelu wykorzystano specyfikację stosowaną powszechnie w funkcjach produkcji typu CES [Dudu, Kristkova 2017], gdzie zakłada się, że dochód (lub wartość dodana) jest funkcją zasobów i ich produktywności (tu efektywności). Przyjęto następującą postać analityczną funkcji wielopoziomowej:

$$\begin{aligned} LOG\_Income_{ij} &= \beta_0j + \beta_1land\ ha^1_{ij} + \beta_2land\ ha^2_{ij} + \beta_3capital\ intensity_{ij} + \\ &\beta_4j\ tourists\ served_{ij} + \beta_5j\ costs\_revenues\ ratio_{ij} + e_{ij} \quad (1) \\ \beta_0j &= \beta_0 + u_{0j} \\ \beta_4j &= \beta_4 + u_{4j} \\ \beta_5j &= \beta_5 + u_{5j} \end{aligned}$$

$$\begin{bmatrix} u_{0j} \\ u_{4j} \\ u_{5j} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_u): \Omega_u = \begin{bmatrix} \sigma_{u0}^2 & & \\ \sigma_{u04} & \sigma_{u4}^2 & \\ \sigma_{u05} & \sigma_{u45} & \sigma_{u5}^2 \end{bmatrix}$$

$$e_{ij} \sim N(0, \sigma_e^2)$$

gdzie:  $i$  – liczba porządkowa obserwacji,  $\beta_n$  – efekty stałe,  $u_{0j}$  – efekty losowe, zmienna poziomowa,  $j$  – miara syntetyczna dla zmiennych z tabeli 2 (wpływ endogeniczny,  $\Omega_u$  – macierz wariancji i kowariancji,  $\sigma_u^2$  – wariancje,  $\sigma_u$  – kowariancje,  $e_{ij}$  – wariancja resztowa.

W metodzie regresji hierarchicznej przyjmuje się założenie, że zarówno wyraz wolny, jak i współczynniki regresji składają się z dwóch części: stałej i losowej względem zmiennych poziomowych (grupujących), którymi w tym przypadku są dobra publiczne. Tak więc wyraz wolny i współczynniki regresji są funkcyjnie (endogenicznie) powiązane z dostępnością dóbr publicznych na danym obszarze. Oszacowano modele log-liniowe, zgodnie z podejściem najczęściej stosowanym i dobrze uzasadnionym w literaturze [Palmquist 2005, Pandure, Veie 2013],

Statystyki opisowe zmiennych egzogenicznych i zmiennej objaśnianej pokazano w tabeli 1. Zmienną endogeniczną jest syntetyczny miernik dóbr publicznych oszacowany metodą Hellwiga na podstawie zmiennych z tabeli 2.

Z tabeli 1 wynika, że produktywność zdefiniowana jako *costs-revenues ratio* była najwyższa w czwartej klasie miary syntetycznej. Właściwie tylko w tej klasie sama działalność agroturystyczna była rentowna i z nawiązką pokrywała koszty gospodarstwa. Zasoby ziemi i liczba

Tabela 2. Typologia dóbr publicznych na obszarach wiejskich – endogeniczne determinanty dochodów gospodarstw agroturystycznych

Table 2. Typology of public goods in rural areas – endogenous determinants of income of agrotourism farms

Typologia dóbr publicznych/Type of the public good	Miara i jednostka/Measure and unit
Obszary prawnie chronione ogółem/Total legally protected natural areas	ha/km <sup>2</sup>
Lesistość/Forest cover	%
Udział użytków rolnych w ogólnej powierzchni/ Share of utilized agricultural area UAA in total surface area (food production)	
Percepcja środowiska naturalnego, w tym/Perception of environment, including:	
garncarstwo/pottery	Ocena przez kierownika gospodarstwa w trójstopniowej skali określającej dostępność dobra publicznego/ Assessment by farm manager using a three-grade scale describing the availability of the public good
rzeźbiarstwo/sculpture	
tradycje wiejskie/rural traditions	
dziedzictwo kulturowe/cultural heritage	

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych ankietowych i BDL GUS na poziomie gminy (NUTS 5)  
Source: own elaboration based on survey data and Central Statistical Office Local Data Bank (CSO LDB) data at commune level (NUTS 5)

obsłużonych turystów były w tej klasie relatywnie niskie, a dochody z agroturystyki wysokie. Jest to asumpt do hipotezy, że gospodarstwa agroturystyczne na obszarach bogatych w dobra publiczne realizują rentę producenta, która wiąże się z samoistnym (beznakładowym) dostarczaniem niektórych dóbr natury i kultury. Dane z tabeli 1 wskazują jednocześnie, że syntetyczna atrakcyjność gminy (mierzona wskaźnikiem Hellwiga) nie będzie bezpośrednio skorelowana z dochodami, ponieważ nie wystąpiły jednoznaczne tendencje w tym zakresie. Należy więc zbadać endogeniczny wpływ dóbr publicznych na poszczególne zmienne objaśniające. Z teoretycznego punktu widzenia może on dotyczyć liczby obsłużonych turystów i produktywności (*revenues-costs ratio*), a raczej nie zasobu ziemi i kapitału. Samoistne występowanie dóbr publicznych może obniżyć koszty i jednocześnie wpłynąć na dochody przez wyższe ceny usług, może również przyciągnąć większą liczbę turystów wiążąc dodatkowe zasoby pracy własnej.

### Wyniki badań

Wyznaczono następujące parametry modelu (1):

$$\text{LOG Income}_{ij} = \beta_{0j} + 0,0427817(0,0053110)\text{land ha}^l_{ij} - 0,0002224(0,0000442)\text{land ha}^2_{ij} - 0,0519378(0,0167732)\text{capital intensity}_{ij} + \beta_{4j}\text{tourists served}_{ij} + \beta_{5j}\text{costs\_revenues ratio}_{ij} + e_{ij}$$

$$\begin{aligned} \beta_{0j} &= 9,6945887(0,1712426) + u_{0j} \\ \beta_{4j} &= 0,0026992(0,0004065) + u_{4j} \\ \beta_{5j} &= -0,7808576(0,0876915) + u_{5j} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{bmatrix} u_{0j} \\ u_{4j} \\ u_{5j} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_u): \Omega_u = \begin{bmatrix} 0,3490494(0,2056672) & & \\ -0,0008520(0,0004694) & 0,0000017(0,0000011) & \\ -0,2159491(0,1058135) & 0,0005055(0,0002642) & 0,1169779(0,0572589) \end{bmatrix}$$

$$e_{ij} \sim N(0, \sigma_e^2); \sigma_e^2 = 03715782(0,0548680)$$

$$-2 \cdot \log \text{likelihood} = 258,2975918$$

gdzie:  $j$  – zmienna poziomu: „syntetyczna miara dóbr publicznych”, standardowe błędy w nawiasach, pozostałe symbole, jak w równaniu 1.

Powyższy model ze zmiennymi poziomowymi cechował się wysokim pseudo- $R^2$  – 0,73 (oszacowanym na podstawie współczynnika indeterminacji rozumianego jako relacja resztowej wariancji modelu, tj. nie wyjaśnionej przez efekty stałe i losowe, do całkowitej wariancji dochodu). Zidentyfikowane związki egzo- i endogeniczne były istotne statystycznie. Opisana w metodyce procedura modelowania wykazała, że wyraz wolny oraz dwa współczynniki regresji, przy liczbie obsłużonych turystów oraz przy produktywności, składały się z istotnej statystycznie części stałej oraz losowej. Wynika z tego, że poziom dostępności dóbr publicznych determinował wartość wyrazu wolnego oraz oceny efektów dla ww. zmiennych objaśniających.

Wyraz wolny modelu podażowym możemy interpretować jako wielkość dochodu z agroturystyki, której nie wyjaśniają zmienne zawarte w modelu. Teoretycznie jedynym takim czynnikiem potencjalnie nieobjaśnionym przez model była część dochodu z turystyki, niezależna od wartości zaangażowanych zasobów kapitału i ziemi oraz liczby turystów odwiedzających gospodarstwo. Chodzi więc o gospodarstwa z relatywnie wyższym dochodem z agroturystyki, przy stałej kosztochłonności, zasobach ziemi i kapitału oraz stałym popycie na ich usługi. Różnica w dochodzie musi więc w tym przypadku wynikać z wyższych przychodów uzyskanych dzięki rencie lokalizacyjnej, niemających jednak odzwierciedlenia w kosztochłonności, zasobach kapitału i ziemi i liczbie turystów. Chodzi więc o wachlarz usług adresowanych do bogatszej klienteli, które cechuje się podobną kosztochłonnością, ale gwarantuje wyższy poziom dochodów w ujęciu bezwzględny. W uproszczeniu można więc stwierdzić, że wyraz wolny oznacza rentę lokalizacyjną.

Na podstawie log-likelihood można stwierdzić, że model uwzględniający endogeniczne oddziaływanie syntetycznego miernika dóbr publicznych był lepszy (istotnie niższy wskaźnik

-2\* log-likelihood). W modelu docelowym wszystkie oceny stałych efektów były istotne statystycznie na poziomie niższym niż 0,05 (por. błędy standardowe w nawiasach). Efekty losowe były również istotne na poziomie 0,1 (por. przekątna macierzy  $\Omega$ ). Do interesujących wniosków prowadzi analiza udziału dóbr publicznych w objaśnianiu zmienności dochodu – ICC: do losowej części wyrazu wolnego można przypisać aż 42% nieobserwowanych wariancji, a do losowej części efektu produktywności ok. 14%, do losowej części „liczby turystów” mniej niż 1%, a pozostałą część stanowi resztową wariancję  $e$ . Endogeniczny wpływ dóbr publicznych był więc relatywnie silny, bo odpowiadał za ok. 56% niewyjaśnionej wariancji.

Propozycja wyceny dóbr publicznych sprowadza się do tego, żeby na podstawie wariancji przypisanych do losowych części wyrazu wolnego i regresorów związanych z występowaniem danego dobra publicznego określić odchylenia standardowe, których wartość już nadaje się do interpretacji. Odchylenie standardowe związane z  $u_{0j}$  (pierwiastek z wariancji) wynosiło 0,59 logarytmu dochodu rocznie, a po przeliczeniu na jednostki odchylenia standardowego z próby – 16 244 zł (średni kurs zł/euro dla 2013 roku według NBP = 4,1976). Do tego dodano odchylenia standardowe związane z występowaniem dóbr publicznych dla zmiennej produktywności,  $u_{sj}$  równe 0,35, w przeliczeniu 9512 zł i symboliczne 36 zł dla  $u_{qj}$ . W sumie otrzymano wartość rent ekonomicznych związanych z występowaniem dóbr publicznych ok. 25 792 zł rocznie. Obliczoną wartość rent ekonomicznych (ERV) można pomnożyć przez liczbę tworzących je gospodarstw i zdyskontować stosując formułę renty wieczystej, w której stopą dyskonta jest długookresowa stopa procentowa. Tak wyceniona wartość dóbr publicznych, będzie więc rosła proporcjonalnie do liczby gospodarstw agroturystycznych, zakładając, że liczba tych gospodarstw jest funkcją rosnącego popytu na tego typu dobra – występuje tu bowiem wartość quasi-rynkowa.

W rezultacie otrzymano szacunkową wartość aktualną (PV) strumienia nadwyżek ekonomicznych z tytułu występowania dóbr publicznych na obszarach wiejskich regionu zachodniopomorskiego, tj. ok. 114 mln zł (190 gospodarstw x 25 792 zł/0,043). Wartość ta może być wykorzystana w projektowaniu i dystrybucji wsparcia publicznego na rzecz zachowania dóbr publicznych na obszarach wiejskich, w szczególności adresowanego dla gospodarstw agroturystycznych. Rynek pośrednio wycenił dobra publiczne na danym obszarze. Część tej kwoty trafiła do gospodarstw w postaci renty producenta, pozostałą część przechwycił konsument jako *free riding*, zainwestowane w ten sposób środki publiczne mają szansę w takiej wysokości wrócić do obiegu w gospodarce. Sugeruje to zasadność dualnego wspierania dóbr publicznych obszarach wiejskich z podatku ekologicznego i z polityki rolnej.

### Podsumowanie

Wkład przeprowadzonych badań polega na zastosowaniu ram dla nowego podejścia do wyceny dóbr publicznych na obszarach wiejskich, nazwanego ERV (*Economic Rent Valuation*). Podejście to wykorzystuje koncepcję renty producenta i konsumenta, znaną z ekonomii głównego nurtu, zmieniając założenie preferencji indywidualnych na preferencje społeczne (zbiorowe), które kształtują brak gotowości do zapłaty za dobra publiczne. Cechą wyróżniającą ERV na tle innych metod waloryzacji renty ekonomicznej jest hipoteza, że dobra publiczne są endogenicznymi determinantami dochodów, tzn. wywierają endogeniczny wpływ na zasoby i ich produktywność, ale nie występują w modelu jako zmienne egzogeniczne (jak to mam miejsce w HPM). Studia literaturowe wykazały, że wpływ dóbr publicznych w modelach HPM na ogół był słaby i często niezgodny z oczekiwaniami. W badaniach empirycznych potwierdzono, że syntetyczny miernik ilości dóbr publicznych w regionie zachodniopomorskim (jak i większość pozostałych zmiennych przyjętych dla dóbr publicznych) był istotny statystycznie tylko jako endogeniczne determinanty dochodów gospodarstw agroturystycznych, oddziałując na zasoby tych gospodarstw i efektywność ich wykorzystania. Z oszacowanego modelu wynika, że uwzględnienie endogenicznego wpływu dóbr publicznych relatywnie zwiększa efekty marginalne zmiennych popytowych i osłabia efekty czynników popytowych względem modelu bazowego, tj. bez zmiennych

grupujących (endogenicznych). Z jednej strony, pokazuje to, że pomijanie dóbr publicznych w tzw. naiwnych modelach regresji może prowadzić do znacznie wypaczonych wyników. Z drugiej strony, jeśli endogeniczny wpływ dóbr publicznych zmniejsza rolę czynników popytowych, to można dojść do bardziej ogólnej konkluzji, że występowanie dóbr publicznych łagodzi skutki prawa malejącej użyteczności krańcowej, stąd finansowanie tych dóbr przez subsydia publiczne jest ekonomicznie uzasadnione. Ten wątek wymaga jednak dalszych badań.

### Literatura/Bibliografia

- Bennett Jeff W. 1999. Some fundamentals of environmental choice modelling. [In] *Choice Modelling Research Report No. 11*. Canberra: School of Economics and Management.
- Brelik Agnieszka. 2015. *Public goods on rural areas as a agritourism development factor on West Pomerania Region*. Warszawa: PWN.
- Carson Rebecca M., John C. Bergstrom. 2003. *A review of ecosystem valuation techniques*. Georgia: The University of Georgia, Department of Agricultural & Applied Economics, College of Agricultural & Environmental Sciences.
- Czyżewski Bazyli, Anna Matuszczak, Grzegorz Przekota. 2018. Metodologiczne aspekty wyceny dóbr publicznych na obszarach wiejskich: koncepcja waloryzacji endogenicznej (Methodological aspects of the valuation of public goods in rural areas: the concept of endogenous valorisation). W druku (in print).
- Dudu Hasan, Zuzana Smeets Kristkova. 2017. *Impact of CAP pillar II payments on agricultural productivity*. [In] Contribution presented at the XV EAAE Congress "Towards Sustainable Agri-food Systems: balancing between markets and society". Parma, Italy, 29.08-1.09.2017, <http://ageconsearch.umn.edu/record/261171/files/Dudu%20H%20and%20Smeets%20Kristkova%20Z%20%282017%29%20Impact%20Of%20CAP%20Pillar%20II%20Payments%20On%20Agricultural%20Productivity.pdf>.
- Garrod Guy D., Ken G. Willis. 1992. Goods' characteristics: an application of the hedonic price method to environmental attributes. *Journal of Environmental Management* 34: 59-76.
- Koetse Mark J., Roy Brouwer, Pieter J. H. Van Beukering. 2015. Economic valuation methods for ecosystem services. [In] *Ecosystem Services: From Concept to Practice*, ed. J. A. Bouma, P. J. H. van Beukering, 108-131. Cambridge: Cambridge University Press.
- Palmquist Raymond B. 2005. Property value models. [In] *Handbook of environmental economics, vol II*, ed. K.G. Maler, J. Vincent, 763-819. Amsterdam: Elsevier.
- Pandure Toke Emil, Kathrine Lausted Veie. 2013. Classification and valuation of urban green spaces. A hedonic house price valuation. *Landscape and Urban Planning* 120: 119-128.
- Schläpfer Felix, Fabian Waltert, Lorena Segurac, Felix Kienast. 2015. Valuation of landscape amenities: A hedonic pricing analysis of housing rents in urban, suburban and periurban Switzerland. *Landscape and Urban Planning* 141: 24-40.

### Summary

*The aim of the paper was to test a new approach to the valuation of public goods in rural areas referred to as the "Economic Rent Valuation Method" (ERV). The authors use the concept of producer and consumer rent. The assumption assumes that public goods exert an endogenous influence on resources and their productivity, but do not appear in the model as exogenous variables. The authors test this method on the basis of an examination of public goods as endogenous determinants of income from agrotourism of West Pomerania region in Poland. The endogenous influence of environmental and cultural public goods was confirmed, which increased the marginal effects of the supply variables and weakened the effects of demand factors.*

Adres do korespondencji  
prof. dr hab. Bazyli Czyżewski  
orcid.org/0000-0002-6324-2723

Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu  
Aleja Niepodległości 10, 61-875 Poznań  
e-mail: bazyli.czyzewski@ue.poznan.pl

dr hab. prof. ZUT Agnieszka Brelik  
orcid.org/0000-0003-0199-2040  
Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny  
w Szczecinie  
ul. Żołnierska 47, 71-210 Szczecin  
e-mail: agnieszka.brelik@zut.edu.pl

dr hab. prof. UEP Anna Matuszczak  
orcid.org/0000-0002-5045-5447  
Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu  
Aleja Niepodległości 10, 61-875 Poznań  
e-mail: anna.matuszczak@ue.poznan.pl