

Pawel Felis

Szkoła Główna Handlowa w Warszawie
e-mail: pfelis@sgh.waw.pl

Henryk Roslaniec

Akademia Ekonomiczno-Humanistyczna w Warszawie
e-mail: hroslaniec@gmail.com

Joanna Szlęzak-Matusewicz

Szkoła Główna Handlowa w Warszawie
e-mail: joanna.szlezak@sgh.waw.pl

WYKORZYSTANIE PODATKU ROLNEGO W POLITYCE PODATKOWEJ GMIN WIEJSKICH

THE USE OF AGRICULTURAL TAX IN THE LOCAL TAX POLICY OF RURAL MUNICIPALITIES

DOI: 10.15611/pn.2018.532.10

JEL Classification: E62, H71

Streszczenie: W artykule zaprezentowano badania lokalnej polityki podatkowej w zakresie podatku rolnego w Polsce. Wykorzystano do tego korelację ρ Spearmana i klasyczną korelację r Pearsona. Badanie wykazało, że polityka podatkowa jest tym skuteczniejsza, im mniejszy jest udział podatku rolnego w podatkach majątkowych. Obniżenie stawki w podatku rolnym koreluje dodatnio z przyrostem dochodów z podatku rolnego w roku bieżącym, a także, chociaż mniej, w roku przyszłym. Zwiększona cena żyta skutkuje zarówno zwiększonym obniżeniem stawek w podatku rolnym, jak i przyrostem dochodów – tendencja ta odwraca się w roku następnym. Zaprezentowano także model obrazujący wpływ ceny żyta na istotne zmienne związane z podatkiem rolnym.

Słowa kluczowe: gminna polityka podatkowa, władztwo podatkowe, podatek rolny.

Summary: In this article we present the research on local agricultural tax policy in Poland. We use the Spearman ρ correlation and classical correlation of Pearson's r . Our research proves that the lower the share of agricultural tax in property taxes, the more efficient is the tax policy. The reduction in the agricultural tax correlates positively with the growth in agricultural tax in the current year, and also to a lesser extent in the next year. Higher rye prices result in an increased reduction in agricultural tax rates as well as in tax revenues, and the tendency is reversed in the following year. A model showing the impact of rye price on significant variables related to agricultural tax was also presented.

Keywords: local tax policy, tax authority, local taxes, agricultural tax.

1. Wstęp

W Polsce podatek rolny zaliczany jest do danin majątkowych, które gminy mogą wykorzystać do prowadzenia własnej polityki podatkowej. Przejawem władztwa podatkowego w podatku rolnym jest przede wszystkim obniżanie przez gminy ceny skupu żyta przyjmowanej do obliczenia podatku.

W niniejszym artykule podjęto próbę rozpoznania fiskalnych skutków decyzji z zakresu władztwa podatkowego w odniesieniu do podatku rolnego. W celu uchwycenia wpływu polityki podatkowej gmin na wielkość osiąganych przez nie środków z podatku rolnego analizą objęto okres 2007–2014. W analizach odwołano się do danych pochodzących ze wszystkich gmin wiejskich i miejsko-wiejskich (dalej jako gminy wiejskie) całego kraju (łącznie 2154). W Polsce w badanym okresie z tytułu podatku rolnego do budżetu wszystkich gmin wpłynęła kwota 10 306,68 mln zł, z czego ponad 96% właśnie do gmin wiejskich.

W artykule skoncentrowano się na próbie odpowiedzi na następujące pytania badawcze:

(1) Jaki jest związek polityki podatkowej gmin wiejskich, realizowanej poprzez obniżanie ceny skupu żyta przyjmowanej do obliczenia podatku rolnego z wysokością ich dochodów budżetowych?

(2) Jaka jest zależność między obniżaniem stawki w podatku rolnym a dochodami w krótkim i długim okresie?

(3) Jaki jest wpływ ceny żyta – najważniejszego wskaźnika regulującego wysokość podatku rolnego na określone zmienne związane z podatkiem?

2. Przegląd badań

Wśród badaczy gminnej polityki podatkowej w Polsce w zakresie podatku rolnego wymienić należy m.in. M. Podstawkę i E. Rudowicza [2010]. Analizując podatek rolny, doszli do wniosku, że zastosowana do jego wyliczenia metodologia jest wadliwa, ponieważ zbyt mocno jego realny wymiar uzależniony jest od wartości użytkowo-rolniczej gleb, a inne istotne czynniki produkcji rolnej w tym kontekście mają niewielką wagę.

W niektórych badaniach gminna polityka podatkowa analizowana jest w odniesieniu do konkretnego województwa. U. Klimska [2003], badając m.in. poziom uchwalanych przez gminy stawek podatku rolnego w odniesieniu do cen skupu żyta, doszła do wniosku, że gminy miejsko-wiejskie i wiejskie w badanym województwie w większym stopniu naśladują wzrost stawek maksymalnych niż ich spadek. Jej zdaniem władze gminne chcą w ten sposób minimalizować „straty” w budżecie, spowodowane niższymi cenami żyta, a przy wzroście stawek górnych wykorzystują swe władztwo podatkowe do maksymalizacji wpływów.

Kwestia wpływu obniżania stawek podatku rolnego na dochody budżetowe badana była także przez M. Kogut-Jaworską [2017]. Jej zdaniem w okresach, gdy ceny

skupu żyta wyraźnie się zmniejszały, samorządy wykazywały mniejszą skłonność do obniżania stawek tego podatku, a więc uwzględniały to, że był on okresowo stosunkowo niewielkim obciążeniem dla podatników i niewielkim w porównaniu do innych źródeł ich dochodów.

Efektywnością podatku rolnego zajmował się również P. Felis [2015]. Doszedł do wniosku, że wysokość wpływów z podatku rolnego była wynikiem przede wszystkim zmian stawki, uzależnionej od ceny skupu żyta. Cena ta nie była jednak skorelowana z inflacją, a podlegając częstym wahaniom, przyczyniała się do dużych zmian w wysokości obciążeń podatkowych.

3. Badanie empiryczne gminnej polityki podatkowej w zakresie podatku rolnego

3.1. Dane i metodyka badania

W badaniu wykorzystano dane urzędowe pochodzące ze Sprawozdania Rb-27s z wykonania planu dochodów budżetowych jednostki samorządu terytorialnego. Decydujący był dział 756 – „Dochody od osób prawnych, od osób fizycznych i od innych jednostek nieposiadających osobowości prawnej oraz wydatki związane z ich poborem”, zawierający wpływy ze wszystkich podatków stanowiących dochody budżetów lokalnych. Dane z lat 2007–2014 analizowane były w każdym roku oraz jako dane przekrojowo-czasowe lat 2009–2013. Uznano, iż dla analizy funkcjonowania podatku rolnego wskazane są zmienne dychotomiczne (0/1) U (obniżenia górnych stawek podatku rolnego) oraz D (wpływy z podatku rolnego), a potem przetwarza się je – biorąc dane z dwóch kolejnych lat – na skalę nominalną 0/1/2/3 (4 możliwe wartości). Do takich przetworzonych danych należy wykorzystywać korelacje oparte na rangowaniu (rangach) – w tym artykule jest to korelacja ρ Spearmana. Szczegółowo sposób tworzenia zmiennych U i D opisano w części poświęconej analizie związku obniżenia górnych stawek w podatku rolnym i wzrostu dochodów z tego podatku. Do pomiaru korelacji zmiennych liczbowych, nieprzetworzonych, wykorzystano także klasyczną korelację r Pearsona. Istotność współczynników korelacji r oraz ρ była weryfikowana za pomocą testu t . Do analizy otrzymanych tabeli licznosci wykorzystany został również test niezależności Pearsona, by wskazać na bardzo silną zależność analizowanych zmiennych. Zaprezentowano także model obrazujący: jak zmienność rozważanych zmiennych w określonym roku R wpływa na zmienność przyrostu dochodów w kolejnym ($R + 1$) roku.

3.2. Wpływ obniżek stawek w podatku na wielkość dochodów gmin wiejskich

W celu znalezienia odpowiedzi na pytanie: czy istnieje zauważalny związek obniżania górnych stawek podatkowych ze wzrostem dochodów wykonanych w kolejnych latach obliczono współczynniki korelacji ρ Spearmana, a także wykonano test niezależności χ^2 (test niezależności Pearsona). Dla lat $R = 2007, \dots, 2014$ ustalono udział

procentowy skutków obniżenia stawek podatkowych w dochodach wykonanych z podatku rolnego i stwierdzono, czy ten udział malał ($U = 0$) lub rósł ($U = 1$). Dla $R = 2009, \dots, 2013$ ustalono wartości U_{R-1} oraz U_R . Następnie sprawdzono – uwzględniając inflację – jak procentowo rosły lub malały dochody wykonane z podatku rolnego w stosunku do roku poprzedniego. Sprawdzamy, czy te wartości są ujemne (zmniejszenie dochodów, $D = 0$) czy dodatnie (zwiększenie dochodów, $D = 1$). Podobnie dla lat 2009–2013 ustalono wartości D_R oraz D_{R+1} . Zadane wcześniej pytanie o związek wpływu obniżania górnych stawek podatkowych na wzrost dochodów wykonanych zamienia się na pytanie o wpływ zmiennych U_{R-1} , U_R na zmienne D_R oraz D_{R+1} . Możliwe wartości zmiennych U_{R-1} , U_R zapisano skróto: $PU = 0(00)$, $PU = 1(01)$, $PU = 2(10)$, $PU = 3(11)$. Identyfikacyjnie zrobiono z wartościami zmiennych D_R oraz D_{R+1} przypisując tej parze zmiennych jedną z wartości $PD = 0, 1, 2, 3$. Dla każdego z lat $R = 2009, \dots, 2013$ pokazano tablice licznosci dla pary zmiennych $PU.PD$ (tab. 1).

Tabela 1. Wyniki testu niezależności Pearsona i pomiaru korelacji ρ Spearmana w latach 2009–2013

$PU.PD$	2009	2010	2011	2012	2013
00	340	505	2	0	20
01	2	1195	141	0	1
02	59	54	21	53	255
03	1	24	1048	282	10
10	87	4	31	3	19
11	0	20	496	20	16
12	12	1	20	103	31
13	1	0	361	772	8
20	705	102	0	0	5
21	41	228	1	0	24
22	620	9	0	3	524
23	35	3	20	22	694
30	224	3	0	5	63
31	10	6	7	46	150
32	16	0	0	131	175
33	1	0	6	714	159
Test χ	289,8	3,7	538,3	35,1	829,0
$p\text{-}\chi$	0,0000	0,9276	0,0000	0,0001	0,0000
ρ	-0,1667	-0,0136	0,1297	-0,0847	-0,2287
Test t	-7,8430	-0,6318	6,0683	-3,9454	-10,9007
$p\text{-}t$	0,0000	0,5276	0,0000	0,0001	0,0000

$PU.PD$ – połączone wartości zmiennych PU , PD , pierwsza cyfra = PU , druga cyfra = PD ; test- χ – wartość testu niezależności Pearsona; $p\text{-}\chi$ – $p\text{-value}$ dla testu niezależności Pearsona; ρ – wartość korelacji rangowej Spearmana; test t – wartość testu t dla korelacji Spearmana; $p\text{-}t$ – $p\text{-value}$ dla testu t .

Źródło: opracowanie własne.

Wartość testu χ jest wartością testu niezależności Pearsona. Dla użytych danych statystyka testowa ma rozkład χ^2 o 9 stopniach swobody. Z tabeli 1 wynika, że poza 2010 r. prawdopodobieństwo p - χ ma wartość znacznie niższą od 0,001, co wskazuje na wyraźną zależność rozważanych zmiennych PU i PD w każdym roku. W 2009 r. nastąpiło znaczne obniżenie ceny żyta (stosowanej w 2010 r. jako podstawa do ustalenia stawki do naliczania podatku rolnego) w stosunku do 2008 r. Zaburzyło to znacznie przewidywalność dochodów z tytułu podatku rolnego i wpływu realizowanej przez gminy polityki podatkowej na przyrost poboru tego podatku. Po dwóch latach, w 2011 r., cena żyta stosowana jako podstawa do naliczenia podatku rolnego w 2012 r. gwałtownie wzrosła – prawie dwukrotnie. Korelacja ρ Spearmana pokazuje niejednorodny kierunek korelacji – w 2011 r. korelacja wyjątkowo nie była ujemna. Jednocześnie trzeba zauważyć, że w 2010 r. korelacja ρ była nieistotna. Przypomnijmy, że test niezależności Pearsona nie wskazał w 2010 r. na zależność analizowanych zmiennych PU i PD . Nie ulega wątpliwości, że fluktuacja ceny żyta wpływała na wynik dotychczasowej analizy. Dlatego też autorzy zdecydowali się na połączenie danych w jeden szereg przekrojowo-czasowy. Pozwoliło to na przeanalizowanie średniego działania zmieniających się preferencji (obniżanie górnych stawek) w podatku rolnym ma przyrosty wpływów z podatku rolnego w następnym roku (tab. 2).

Tabela 2. Wyniki testu niezależności Pearsona i siły korelacji ρ Spearmana w latach 2009–2013 łącznie

		PU			
		0	1	2	3
PD	0	867	144	812	295
	1	1339	552	294	219
	2	442	167	1156	322
	3	1365	1142	774	880

Wartość testu niezależności Pearsona $\chi^2 = 2002,9$, p -value dla testu Pearsona $p < 0,000001$. Korelacja rangowa Spearmana, $\rho = 0,0885$, p -value dla testu t , $p < 0,000001$.

Źródło: opracowanie własne.

Test niezależności Pearsona wskazuje na bardzo mocną zależność zmiennych PU w roku R oraz PD w roku $R + 1$. Widoczna jest, silnie istotna statystycznie ($p < 0,000001$), dodatnia wartość korelacji ρ Spearmana, sugerująca, że wzrost preferencji podatkowych w postaci obniżenia górnych stawek w podatku rolnym sprzyja przyrostowi dochodów wykonanych. Długofalowa tendencja wpływu PU (w roku R) na PD (w roku $R + 1$) wskazana w tab. 2 jest dodatnia, czego nie potwierdziły, jak wiemy, wyniki częściowe zawarte w tab. 1, opisującej oddzielnie poszczególne lata 2009, ..., 2013. Nie można zatem jednoznacznie wskazać, że realizowana przez

gminy polityka podatkowa polegająca na obniżaniu górnych stawek w podatku rolnym wywołuje pozytywne bądź negatywne skutki w przyszłorocznych wpływach podatkowych.

Następnie autorzy poszukiwali modeli, w których pokazany został wpływ podstawowego wskaźnika regulującego wysokość podatku rolnego – ceny żyta – na zmienne związane z tym podatkiem. Przeanalizowano wzajemne zależności następujących zmiennych:

- Zm_1 – wpływy z podatku rolnego.
- Zm_2 – udział skutków obniżenia górnych stawek podatku rolnego we wpływach z podatku rolnego.
- Zm_3 – przyrost % zmiennej 2.
- Zm_4 – przyrost zmiennej 1 z uwzględnieniem inflacji.
- Zm_5 – skutki obniżenia górnych stawek podatku rolnego.
- Zm_6 – przyrost zmiennej 4.
- Zm_7 – wpływy ze wszystkich podatków stanowiących dochody gmin wiejskich.
- Zm_8 – procentowa relacja wpływów z podatku rolnego do wpływów ze wszystkich podatków stanowiących dochody gmin wiejskich.
- Zm_9 – procentowa relacja skutków obniżenia górnych stawek podatku rolnego do skutków obniżenia stawek we wszystkich podatkach stanowiących dochody gmin wiejskich.
- Zm_{10} – skutki obniżenia górnych stawek we wszystkich podatkach stanowiących dochody gmin wiejskich.
- Zm_{11} – udział skutków obniżenia górnych stawek we wszystkich podatkach stanowiących dochody gmin wiejskich we wpływach ze wszystkich podatków.
- Zm_{12} – relacja wpływów z podatku rolnego do wpływów ze wszystkich podatków od nieruchomości, czyli podatku od nieruchomości, podatku rolnego i podatku leśnego.
- Zm_{Ce} – cena żyta ustalona z odpowiedniej średniej ceny z określonego w przepisach wcześniejszego okresu.

Eksplorowano zestawy zmiennych (w roku R), które najlepiej opisują Zm_4 . Badanie skuteczności lokalnej polityki podatkowej, to przede wszystkim ocena korelacji Zm_3 w roku R oraz Zm_4 w roku $R + 1$. Jeśli więc uwzględnić dane z szeregu przekrojowo-czasowego z lat 2009–2013, to otrzymamy niezbędne współczynniki korelacji r Pearsona (tab. 3).

Dalsza analiza możliwych do zbudowania modeli wykazała, że większość z nich jest niekoincydentna – np. współczynnik korelacji X_8 z Y_4 jest ujemny, a współczynniki regresji (w modelach ze zmienną objaśnianą Y_4) przy zmiennej X_8 są, niestety, dodatnie. Niekoincydentność zmiennej w modelu skutecznie uniemożliwia jednoznaczną ocenę wpływu tej zmiennej na zmienną zależną – informacja o trendzie wynikającym z modelu jest dokładnym zaprzeczeniem informacji wynikającej z oceny korelacji. Dlatego też wymóg koincydentności jest tak ważny. Jed-

Tabela 3. Korelacje r Pearsona dla zmiennych Zm_1 – Zm_{12} (oraz Zm_{cc}) w danym roku i roku następnym

	Y_1	Y_2	Y_3	Y_4	Y_5	Y_6	Y_7	Y_8	Y_9	Y_{10}	Y_{11}	Y_{12}
X_1	0,9504	-0,0640	-0,0440	-0,0730	0,3378	-0,1710	0,1583	0,4498	0,1878	0,1693	-0,0316	0,4060
X_2	-0,0509	0,7025	-0,4176	-0,0924	0,3860	-0,1533	0,0976	0,0689	0,3424	0,2176	0,3167	0,1032
X_3	0,0346	0,4620	-0,0738	0,0784	0,3775	-0,1131	0,0061	0,0487	0,3568	0,0965	0,2326	0,0508
X_4	0,1376	0,0269	-0,0010	-0,0411	0,0756	-0,6583	0,0317	0,0445	0,1262	0,0166	-0,0213	0,0238
X_5	0,3747	0,3798	-0,3510	-0,1044	0,6611	-0,1979	0,0543	0,2845	0,4422	0,2265	0,3318	0,2986
X_{cc}	0,1288	0,1201	-0,3981	-0,3029	0,1452	-0,6001	0,0550	0,0171	0,1334	0,0793	0,0361	0,0266
X_7	0,1509	0,1060	0,0010	0,0182	0,0518	0,0072	0,9918	-0,3698	-0,1800	0,6758	-0,2657	-0,4005
X_8	0,4429	0,0426	-0,0501	-0,0872	0,2565	-0,1245	-0,3741	0,9709	0,4714	-0,2697	0,3390	0,9290
X_9	0,1953	0,3087	-0,3571	-0,1704	0,4003	-0,2685	-0,1931	0,4996	0,6138	-0,1592	0,2510	0,5149
X_{10}	0,1914	0,2346	-0,0625	0,0124	0,2499	-0,0189	0,6786	-0,2536	-0,1267	0,9311	0,0972	-0,2643
X_{11}	-0,0074	0,3173	-0,2048	-0,0405	0,3507	-0,0626	-0,2731	0,3791	0,2844	0,0888	0,7959	0,4184
X_{12}	0,3953	0,0870	-0,0417	-0,0911	0,2801	-0,1273	-0,4059	0,9271	0,4982	-0,2781	0,3923	0,9748

X – zmienne w roku R ; Y – zmienne w roku $R + 1$. W zmiennych X usunięto zmienną X_6 (tendencja do rosnących dochodów) zastępując ją znacznie istotniejszą zmienną X_{cc} (cena żyta), która, jak stwierdzono, wydaje się kluczowa dla oddziaływania na dochody z tytułu podatku rolnego.

Źródło: opracowanie własne.

nym z modeli prawidłowo opisujących zależność Y_4 od zmiennych X jest następujący model:

$$Y_4 = 0,380 + 0,185 \times X_3 - 0,097 \times X_9 - 0,026 \times X_{12} - 0,00561 \times X_{cc}.$$

Z tabeli korelacji (tab. 3) wynika jednoznacznie, że właśnie ten model jest koincydenty. Ponadto współczynniki regresji są silnie istotne, $p < 0,000001$ (poza zmienną X_{12} , gdzie $p = 0,05$ – wskazuje to na mniejszą rolę X_{12} w estymowanym modelu, jednak rolę istotną statystycznie). Dodatni współczynnik regresji przy X_3 oraz, również dodatni, współczynnik korelacji X_3 z Y_4 wskazują, że im większy przyrost skutków obniżenia górnych stawek zanotowały gminy w danym roku R , tym większy będzie przyrost wskaźnika wzrostu dochodów z tytułu podatku rolnego w roku $R + 1$. Jednocześnie gmina, która w jednym roku osiąga przyrost dochodów, ma – średnio ujmując – mniejszy wzrost dochodów w roku następnym. Można mówić o pewnej blokadzie w kontekście kolejnych wpływów (ujemna korelacja X_4 z Y_4). Co ciekawe – im większy udział skutków obniżenia górnych stawek podatku rolnego w efektach obniżenia stawek we wszystkich podatkach stanowiących dochody gmin (X_9), tym mniejszy będzie przyrost dochodów. Zauważmy także, że im większy udział wpływów z podatku rolnego w sumie wpływów we wszystkich podatkach od nieruchomości (X_{12}), tym mniejszy będzie przyrost dochodów w roku przyszłym. Oznaczałoby to, że gminom, dla których podatek rolny ma istotne znaczenie, a realizowana polityka podatkowa w podatku rolnym wyróżnia się na tle pozostałych podatków lokalnych, nie można przypisać w pełni zadowolających

efektów. I, w końcu, ważna zależność od ceny żyta – im wyższa cena żyta, tym mniejszy będzie przyrost dochodów z tytułu podatku rolnego. A zatem, wysoka cena żyta – do której umocowana jest stawka podatku rolnego – skutkuje średnio gorszą tendencją do wzrostu wpływów z podatku rolnego w roku następnym.

Nie można jednak pominąć faktu, iż interpretację tego modelu zaburza istotna korelacja X_3 z X_9 oraz bardzo silna korelacja X_9 z X_{12} . Stąd konieczne uzupełnienie badań. Jeśli analizować interakcję zmiennej X_{Ce} ze zmiennymi X_3 , X_9 , X_{12} zauważamy silną interakcję z X_3 oraz X_9 oraz brak istotnej interakcji z X_{12} . Otrzymamy wówczas następujący model:

$$Y_4 = 0,0114 - 0,0171 \times X_3 - 0,182 \times X_9 - 0,144 \times X_{12} - 0,0109 \times X_{Ce} + 0,011 \times X_3 \times X_{Ce} + 0,005 \times X_9 \times X_{Ce}.$$

Po przekształceniu:

$$Y_4 = (0,0114 - 0,0109 \times X_{Ce}) + (-0,0171 + 0,011 \times X_{Ce}) \times X_3 + (-0,182 + 0,005 \times X_{Ce}) \times X_9 - 0,144 \times X_{12}.$$

Dla poszczególnych lat 2008–2013, po wstawieniu ceny żyta, otrzymujemy następujące modele:

$$2008: Y_4 = -0,624 + 0,639 \times X_3 + 0,111 \times X_9 - 0,144 \times X_{12},$$

$$2009: Y_4 = -0,597 + 0,611 \times X_3 + 0,099 \times X_9 - 0,144 \times X_{12},$$

$$2010: Y_4 = -0,360 + 0,367 \times X_3 - 0,010 \times X_9 - 0,144 \times X_{12},$$

$$2011: Y_4 = -0,399 + 0,407 \times X_3 + 0,008 \times X_9 - 0,144 \times X_{12},$$

$$2012: Y_4 = -0,797 + 0,818 \times X_3 + 0,191 \times X_9 - 0,144 \times X_{12},$$

$$2013: Y_4 = -0,815 + 0,837 \times X_3 + 0,199 \times X_9 - 0,144 \times X_{12}.$$

W latach, gdy cena żyta była wyższa, to „dodatni” wpływ X_3 (przyrost skutków obniżenia górnych stawek podatku w danym roku) na przyrost Y_4 (przyrost wzrostu dochodów w roku następnym) rósł. Wtedy też najbardziej widoczny jest wpływ X_9 (% relacja skutków obniżenia stawek podatku rolnego do skutków obniżenia stawek we wszystkich podatkach) na Y_4 . Ponieważ interakcję X_{Ce} z X_{12} (% relacja wpływów z podatku rolnego do wpływów ze wszystkich podatków od nieruchomości) uznaliśmy za nieistotną, więc niezależnie od ceny żyta wpływ X_{12} na Y_4 jest „ujemny” – im większe znaczenie podatku rolnego we wszystkich podatkach od nieruchomości, tym mniejszy przyrost dochodów z tytułu podatku rolnego w roku przyszłym. Z kolei działanie ceny żyta m.in. na wysokość obniżek górnych stawek podatku rolnego i wpływy podatkowe w roku bieżącym zaprezentowano w kolejnej tabeli korelacji (tab. 4).

Naturalnym jest, że zwiększenie ceny żyta „prowokuje” gminy do urealnienia stawki podatku rolnego na swoim terenie poprzez jej zmniejszenie (korelacja X_{Ce} z X_2 , X_3 oraz X_5 . W sposób oczywisty rośnie też X_9 (udział skutków obniżenia górnych stawek podatku rolnego do skutków obniżenia stawek we wszystkich podatkach). Jednakże w tabeli korelacji (tab. 4) widzimy także istotną, dodatnią korelację X_{Ce} z X_1 (wpływy z podatku rolnego), a przede wszystkim bardzo istotną korelację X_{Ce}

Tabela 4. Wzajemne korelacje r Pearsona dla zmiennych Zm_1 – Zm_{12} (oraz Zm_{cc}) w danym roku

	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_{cc}	X_7	X_8	X_9	X_{10}	X_{11}	X_{12}
X_1	1,0000	-0,0287	0,0157	0,1514	0,4162	0,2175	0,1529	0,4745	0,2495	0,1952	0,0040	0,4235
X_2	-0,0287	1,0000	0,5048	0,0269	0,6359	0,4195	0,1022	0,0795	0,5715	0,2754	0,4640	0,1163
X_3	0,0157	0,5048	1,0000	0,2018	0,3976	0,4189	0,0089	0,0202	0,3756	0,1062	0,2366	0,0408
X_4	0,1514	0,0269	0,2018	1,0000	0,0865	0,5243	0,0378	0,0412	0,1207	0,0196	-0,0290	0,0290
X_5	0,4162	0,6359	0,3976	0,0865	1,0000	0,4605	0,0545	0,3048	0,6851	0,3206	0,5069	0,3170
X_{cc}	0,2175	0,4195	0,4189	0,5243	0,4605	1,0000	0,0554	0,0793	0,4391	0,1561	0,2028	0,0769
X_7	0,1529	0,1022	0,0089	0,0378	0,0545	0,0554	1,0000	-0,3734	-0,1869	0,6741	-0,2744	-0,4047
X_8	0,4745	0,0795	0,0202	0,0412	0,3048	0,0793	-0,3734	1,0000	0,5330	-0,2526	0,3921	0,9506
X_9	0,2495	0,5715	0,3756	0,1207	0,6851	0,4391	-0,1869	0,5330	1,0000	-0,0927	0,4131	0,5472
X_{10}	0,1952	0,2754	0,1062	0,0196	0,3206	0,1561	0,6741	-0,2526	-0,0927	1,0000	0,1597	-0,2655
X_{11}	0,0040	0,4640	0,2366	-0,0290	0,5069	0,2028	-0,2744	0,3921	0,4131	0,1597	1,0000	0,4295
X_{12}	0,4235	0,1163	0,0408	0,0290	0,3170	0,0769	-0,4047	0,9506	0,5472	-0,2655	0,4295	1,0000

Źródło: opracowanie własne.

z X_4 (przyrost wpływów z podatku rolnego) – zatem skala obniżek stawek podatku rolnego jest zwiększana w taki sposób, aby nie ograniczać przyrostu wpływów wywołanego wprost zwiększoną stawką podatku rolnego. To może świadczyć o świadomym prowadzeniu polityki podatkowej, polegającej na bieżącym regulowaniu stawki podatku rolnego tak, by zniwelować nieco „sztuczny wskaźnik” związany z ceną żyta, a jednocześnie uzyskać korzyść wynikającą ze zwiększonej stawki podatku.

4. Zakończenie

Gminy w ramach przyznanego im władztwa podatkowego mają w zasadzie tylko jeden instrument – obniżenie średniej ceny skupu żyta, i tym samym zmniejszenie stawki podatku rolnego poniżej maksymalnie możliwej. Jak wykazano, gminy robią to tak, by podatek był możliwy do zapłacenia, a jednocześnie by osiągnąć pozytywny efekt finansowy wynikający z możliwości poboru zwiększonego podatku rolnego. Widoczna jest także tendencja do osiągania zwiększonych wpływów z podatku rolnego również w roku następnym na skutek obniżania górnych stawek podatku. Jednak im wyższy jest udział podatku rolnego w pozostałych podatkach majątkowych (czyli w podatku od nieruchomości, podatku leśnym), tym niższy jest wpływ wzrostu preferencji podatkowych w danym roku na przyrost dochodów w roku następnym. Ponadto, przy wysokiej stawce podatku rolnego większy udział skutków obniżenia górnych stawek podatku rolnego w jego wpływach liczony w stosunku do wszystkich preferencji w ramach dochodów własnych wydaje się wpływać pozytywnie na przyszłoroczny przyrost dochodów. Przy niskiej stawce ten wpływ jest niezauważalny, a przynajmniej trudny do oszacowania. Zatem regulacja stawki podatku rolnego poprzez odpowiednie wykorzystanie preferencji podatkowych wywo-

łuje skutek zarówno w roku bieżącym, jak również w roku przyszłym. Niestety, w gminach, gdzie wpływy z podatku rolnego mają szczególnie duży udział w dochodach własnych ten instrument polityki podatkowej działa mniej skutecznie.

Literatura

- Felis P., 2015, *Uwarunkowania funkcji fiskalnej podatku rolnego*, Roczniki Naukowe Ekonomii Rolnictwa i Rozwoju Obszarów Wiejskich, t. 102, z. 2, s. 23–36.
- Klimska U., 2003, *Polityka podatkowa gmin województwa lubelskiego w latach 1992–2001*, Studia Regionalne i Lokalne, nr 1(11), s. 149–170.
- Kogut-Jaworska M., 2017, *Narzędzia polityki podatkowej gmin i ich konsekwencje budżetowe*, Problemy Zarządzania, vol. 15, nr 2(67), s. 214–229.
- Podstawka M., Rudowicz E., 2010, *Wykorzystanie wybranych podatków lokalnych w kreowaniu polityki fiskalnej gmin*, Zeszyty Naukowe SGGW Polityki Europejskie, Finanse i Marketing, nr 4 (53), s. 79–87.