

neutralny jest rozumiany jako ten, który nie wywiera wpływu na decyzje podmiotów gospodarczych. W takiej sytuacji z jednej strony podatek od nieruchomości obniża wartość nieruchomości, z drugiej zaś służy finansowaniu lokalnych usług publicznych, które podwyższają wartość nieruchomości. Aby koszty i korzyści się równoważyły, a w konsekwencji podatek był neutralny, muszą istnieć ograniczenia co do wyboru miejsca zamieszkania. Polegają one na tym, że aby zostać mieszkańcem określonej JST, należy zakupić lub wybudować nieruchomość o ustalonej powierzchni. Uchylenie tego założenia powoduje, że podatek od nieruchomości staje się podatkiem zniekształcającym, który obniża rentowność kapitału oraz zmienia poziom i alokację inwestycji (Mieszkowski i Zodrow, 1989; Zodrow, 2003). Jak zauważa Slack (2006, s. 198), obydwa wzmiankowane podejścia mają odzwierciedlenie praktyczne. Z jednej strony wartość nieruchomości zależy od stanu okolicznej infrastruktury publicznej finansowanej między innymi z podatku od nieruchomości, z drugiej zaś strony podatek od nieruchomości zniechęca do (roz)budowy i poprawy standardu nieruchomości, zwłaszcza gdy jest on pobierany od wartości nieruchomości, a więc gdy jest podatkiem katastralnym.

Niejednoznaczny jest również wpływ podatku od nieruchomości na nierówności dochodowe. Wprawdzie wydatki mieszkaniowe stanowią większy odsetek wydatków ogółem uboższych gospodarstw domowych, co wskazuje na regresywność podatku od nieruchomości, niemniej nieruchomości, jako składnik kapitału rzeczowego, przynoszą większe dochody zamożniejszej części społeczeństwa, co przemawia za progresywnością rozpatrywanego podatku (Bird i Slack, 2003, s. 11). Analiza rozkładu ciężaru opodatkowania przedstawia się odmiennie w modelach równowagi cząstkowej i równowagi ogólnej oraz w zależności od typu nieruchomości (budynki/budowle versus grunty) (Brown i Jackson, 1990, s. 267–269).

Kluczowe znaczenie podatku od nieruchomości w systemie finansowania JST wynika częściowo z tzw. zależności od ścieżki (*path dependence*). Historycznie rzecz biorąc, przedmiot opodatkowania w postaci posiadania nieruchomości jest łatwiejszy do monitorowania przez władze publiczne w porównaniu z transakcjami kupna-sprzedaży oraz osiąganiem dochodów. Wpływ postępu technologicznego na atrakcyjność podatków obrotowych i dochodowych jako źródeł finansowania samorządu terytorialnego nie jest jednoznaczny. Z jednej strony postęp ten zwiększa dostępność, szybkość pozyskiwania i możliwości przetwarzania informacji, z drugiej zaś strony stwarza warunki do pracy zdalnej czy też handlu internetowego (Glaeser, 2013, s. 233).

Oprócz podatków, które w całości zasilają budżety JST, występują również podatki wspólne. Jako podatki wspólne traktuje się zarówno te, w przypadku których ta sama baza podatkowa jest opodatkowana przez różne jednostki administracyjne, jak i te, w odniesieniu do których wpływy zgromadzone przez określoną jednostkę zgodnie z ustaloną przez nią konstrukcją są dzielone z innymi jednostkami (Tanzi, 1996, s. 307). W pierwszym przypadku jest mowa o dodatkach lokalnych

do podatków (*surcharges*), a w drugim – o udziałach w podatkach (*tax sharing*). Aby ograniczyć koszty poboru dodatków lokalnych, ich poborem zajmuje się zazwyczaj podatkowa administracja rządowa. Z punktu widzenia samodzielności dochodowej JST preferowanym rozwiązaniem są dodatki do podatków (Martinez-Vazquez i in., 2006, s. 26). W przypadku udziałów w podatkach dochody JST zależą od dyskrecjonalnych decyzji władz centralnych w sprawie stawek podatkowych, zwolnień podatkowych itp. Można tego uniknąć, przyjmując za podstawę kalkulacji udziałów bazę podatkową zamiast faktycznych dochodów podatkowych (Ambrosiano i Bordignon, 2015, s. 250, 259).

Dodatki komunalne do podatków państwowych mogą być obliczane jako odsetek podatku zasilającego budżet państwa lub jako odsetek podstawy opodatkowania właściwej dla zasadniczego podatku. Dwojako można ustalać również udziały w podatkach państwowych. JST może partycypować w dochodach podatkowych przyporządkowanych do jej terytorium bądź też w dochodach ogólnopaństwowych (Borodo, 2012, s. 28, 29).

Zdaniem wielu autorów (na przykład Kańduła, 2003, s. 38; Poniatowicz i Dziekmianowicz, 2016; Rudzka-Lorenz i Sochacka-Krysiak, 2008a, s. 156) udziały w podatkach państwowych nie spełniają kryteriów stawianych dochodom własnym i nie powinny być zaliczane do tej kategorii. Trzeba jednak odnotować, że JST mają możliwość pośredniego oddziaływania na wysokość wpływów z tego tytułu oraz że nie istnieją ograniczenia co do kierunku wykorzystania tych środków. W związku z tym proponuje się dokonywanie rozróżnienia na dochody własne w ujęciu szerokim (*sensu largo*) oraz dochody własne w ujęciu węższym (*sensu stricto*) (Filipiak, 2006, s. 75; Jastrzębska, 2012, s. 110; Patrzalek, 2010, s. 150, 151).

Podział podatków wspólnych może mieć charakter pionowy (między sektorem rządowym i samorządowym) lub też poziomy (między JST) (OECD, 2008, s. 40). Ze względu na to, że związek między wpływami podatkowymi, które można przyporządkować do danego terytorium, a faktycznymi udziałami w podatkach wspólnych może być kwestionowany²³, powstaje problem odróżnienia tej kategorii dochodów od transferów rządowych. Aby dany wpływ mógł zostać uznany za podatek wspólny, musi on spełniać łącznie następujące warunki (Blöchliger i King, 2006, s. 16, 17):

- a) nie występują ograniczenia co do sposobu wykorzystania wpływów,
- b) procentowy udział nie jest korygowany w celu skompensowania wpływu wahań koniunkturalnych,
- c) zasady podziału wpływów nie podlegają zmianom w trakcie roku budżetowego,

²³ Zwłaszcza w odniesieniu do podatków wspólnych, których konstrukcja zawiera elementy służące wyrównywaniu dochodów JST (jak na przykład w odniesieniu do podatku od wartości dodanej w Niemczech).

d) udział danej JST: (1) odpowiada wielkości zebranych dochodów podatkowych albo (2) jest wprost proporcjonalny do liczby mieszkańców (pracowników), albo (3) jest odwrotnie proporcjonalny do potencjału dochodowego.

JST pobierają różnego rodzaju opłaty lokalne. Największe znaczenie fiskalne mają z reguły opłaty za korzystanie z obiektów i usług publicznych, na przykład opłaty za usługi komunalne, parkingowe, za wstęp do muzeum, za posiłki w szkołach. W odróżnieniu od pierwszej grupy opłat występowanie świadczenia zwrotnego w przypadku opłat o charakterze administracyjnym (rejestracyjnych, za wydanie dokumentów) jest kwestią wysoce dyskusyjną. Stąd też określa się je czasami mianem opłat podatkowych (Będzieszak, 2016, s. 31). Możliwy jest również pobór opłat (na przykład opłaty adiacenckiej), dzięki którym JST partycypują w tzw. rencie planistycznej, uzyskiwanej przez właścicieli nieruchomości, których wartość wzrosła w wyniku działalności JST, między innymi: zmiany przeznaczenia gruntu, przeprowadzenia inwestycji infrastrukturalnych zgodnie z miejscowym planem zagospodarowania przestrzennego (Wójtowicz, 2016, s. 411–413).

Wyposażenie JST w mienie komunalne stanowi jeden z fundamentów ich szeroko rozumianej samodzielności, który jednocześnie wspomaga ich samodzielność dochodową. W skład mienia komunalnego wchodzi prawo własności i inne prawa majątkowe. Poza dochodami z wnoszonych opłat za jego wykorzystanie może ono przynosić inne dochody, zarówno bieżące (dochody z najmu i dzierżawy, odsetki od środków zgromadzonych na rachunkach bankowych, udziały w zyskach), jak i majątkowe (dochody ze sprzedaży). W przypadku dochodów ze sprzedaży rozstrzygnięcia wymaga konflikt między krótko- a długoterminowym horyzontem polityki budżetowej (Czerski, 2015, s. 317–319; Owsiak, 2017, s. 190, 191; Uryszek, 2015, s. 6).

Pozostałe dochody JST, z wyłączeniem transferów spoza podsektora samorządowego, obejmują: 1) spadki, zapisy i darowizny, 2) kary pieniężne i grzywny, 3) odsetki karne, 4) dochody uzyskiwane w związku z realizacją zadań zleconych, 5) dotacje od innych JST. Zdaniem Goneta (2008, s. 26) żadne z nich nie powinny być klasyfikowane jako dochody własne, gdyż organy JST nie mają wpływu na ich wysokość i są one trudno przewidywalne (dochody z kategorii 1–4) lub też są ściśle powiązane z wydatkami i trudno przewidywalne (dotacje od innych JST). Odmienne stanowisko zajmuje Kotlińska (2009, s. 154), według której spadki, zapisy i darowizny oraz kary pieniężne i grzywny bezsprzecznie należą do dochodów własnych.

1.4. Pomiar decentralizacji dochodów, samodzielności dochodowej i luki dochodowej

W tabeli 1.3 przedstawiono trzy grupy mierników odnoszących się do dochodów własnych samorządu terytorialnego: decentralizacji dochodów (podatków), samodzielności dochodowej i luki dochodowej (nierównowagi pionowej). Wskaźniki luki dochodowej są również zaliczane do grupy wskaźników decentralizacji (samodzielności) mieszanej, tj. dochodowo-wydatkowej (na przykład Kopańska i in., 2018, s. 16). Biorąc jednak pod uwagę podstawowy cel pobierania podatków i innych danin publicznych – cel fiskalny – niezbędne wydaje się uwzględnienie tej grupy mierników w analizie dochodów przekazanych JST.

Tabela 1.3. Charakterystyka mierników decentralizacji dochodów, samodzielności dochodowej i luki dochodowej

Wyszczególnienie	Objaśnienie	Punkt odniesienia
Mierniki decentralizacji dochodów (podatków)	informują o tym, jaki jest udział dochodów własnych (podatkowych) samorządu terytorialnego w dochodach publicznych (podatkowych) ogółem oraz jaka jest relacja tych dochodów do PKB; innymi słowy, wskazują na relatywne znaczenie dochodów pozyskiwanych przez podsektor samorządowy na tle sektora finansów publicznych oraz gospodarki narodowej	makroekonomiczny
Mierniki samodzielności dochodowej	informują o tym: <ul style="list-style-type: none"> • jaki jest udział dochodów własnych w dochodach ogółem JST • jaki jest stopień kontroli JST nad ich dochodami podatkowymi • jaka jest wysokość dochodów własnych na mieszkańca 	mikroekonomiczny mezoekonomiczny makroekonomiczny
Mierniki luki dochodowej (nierównowagi pionowej)	informują o tym, w jakim stopniu dochody własne są (nie)wystarczające do pokrycia wydatków JST	mikroekonomiczny mezoekonomiczny makroekonomiczny

Źródło: Opracowanie własne.

Jak wskazano w tabeli, pomiar decentralizacji dochodów publicznych może zostać dokonany w ujęciu makro-, mezo- lub/i mikroekonomicznym. Pierwsze z ujęć jest właściwe dla międzynarodowych analiz porównawczych, w których jednostkami badania są państwa. W drugim i trzecim ujęciu przedmiotem zainteresowania jest zróżnicowanie sytuacji dochodowej odpowiednio regionów (stanów, landów)²⁴

²⁴ Analiza na poziomie mezoekonomicznym znajduje uzasadnienie przede wszystkim w państwach federalnych, w których regiony (stany, landy) mają znaczny zakres autonomii. Jest ona również zasadna dla państw Unii Europejskiej ze względu na prowadzoną przez UE politykę rozwoju regionalnego.

oraz jednostek samorządu terytorialnego najniższego (i ewentualnie średniego szczebla) wewnątrz danego państwa (Bywalec, 2007, s. 36). Ponieważ najważniejszym źródłem dochodów publicznych są podatki, w literaturze przedmiotu – obok mierników decentralizacji dochodów – rozpatruje się mierniki decentralizacji podatków. Można również wprowadzić rozróżnienie na ujęcie statyczne (wskaźnik w danym momencie) oraz dynamiczne (zmiana wskaźnika na przestrzeni czasu) (Dziobek, Mangas i Kufa, 2011, s. 12–15).

Aby uniknąć podwójnego liczenia tych samych środków publicznych, w pomiarze decentralizacji dochodów na poziomie sektora *general government* wyklucza się dochody stanowiące transfery wewnątrz tego sektora (dalej: sektora GG) (Stegarescu, 2005, s. 305):

$$\text{Wskaźnik decentralizacji dochodowej 1} = \frac{\text{Subcentralne dochody budżetowe – Transfery wewnątrz sektora GG}}{\text{Dochody sektora GG – Transfery wewnątrz sektora GG}} \quad (1.1)$$

Jeżeli weźmie się pod uwagę wyłącznie dochody podatkowe, formuła przedstawia się następująco (Stegarescu, 2005, s. 310):

$$\text{Wskaźnik decentralizacji podatkowej 1} = \frac{\text{Dochody podatkowe JST}}{\text{Dochody podatkowe sektora GG}} \quad (1.2)$$

W podejściu tym nie uwzględnia się zakresu władztwa podatkowego JST. Jest to o tyle istotne, że – jak zauważają Ebel i Yilmaz (2002) – zastosowanie niewłaściwych mierników może prowadzić do błędnej oceny wpływu decentralizacji na takie zmienne makroekonomiczne, jak stabilność makroekonomiczna, wzrost gospodarczy i wielkość sektora publicznego. Na podstawie replikacji badań Oatesa (1985), Davoodiego i Zou (1998) oraz de Mello (2000) badacze dowodzą, że zamiana zmiennych objaśniających na takie, które uwzględniają zróżnicowaną możliwość oddziaływania samorządu terytorialnego na poszczególne składniki dochodów budżetowych, prowadzi do uzyskania rezultatów odmiennych²⁵ od tych zaprezentowanych w powołanych pracach.

Tabela 1.4 przedstawia opracowaną przez OECD klasyfikację podatków zasilaających budżety JST w wersji pierwotnej oraz zmodyfikowanej. Są one uporządkowane według kryterium malejącej samodzielności JST. W pierwotnej wersji podatkami, których konstrukcja zakłada pewien zakres autonomii decyzyjnej JST, są podatki oznaczone jako (a)–(c), względnie (d.1) oraz (d.2). Do podatków z kategorii (a) i (b) zalicza się również te, w przypadku których JST może decydować o stawce podatkowej tylko w pewnym zakresie, na przykład w obrębie ustalonego

²⁵ Co do znaku lub/i istotności statystycznej rozpatrywanych zależności.

Pozostałe instrumenty obniżające ciężar opodatkowania znajdują się w gestii wójta (burmistrza, prezydenta miasta) – organu podatkowego właściwego w sprawach omawianych podatków lokalnych (Ustawa z dnia 15 listopada 1984 r., art. 6a ust. 4a; Ustawa z dnia 12 stycznia 1991 r., art. 1c; Ustawa z dnia 30 października 2002 r., art. 6). Na wniosek podatnika może on udzielić następujących ulg w spłacie zobowiązań podatkowych: odroczyć termin płatności podatku (zaległości podatkowej), rozłożyć zapłatę podatku (zaległości podatkowej) na raty, umorzyć całkowicie lub częściowo zaległości podatkowe, odsetki za zwłokę lub opłatę prolongacyjną (Ustawa z dnia 29 sierpnia 1997 r., art. 67a).

Gminy gromadzą dane na temat skutków pieniężnych przyznanych preferencji podatkowych. Kalkulacje te oparte są na założeniu, że podstawa opodatkowania jest nieelastyczna względem dyskrejonalnych instrumentów polityki podatkowej⁴⁵. Założenie to może być kwestionowane zwłaszcza w odniesieniu do podatków o mobilnej bazie podatkowej, do których zalicza się podatek od środków transportowych.

Badanie w niniejszym punkcie ma za zadanie uzupełnić wcześniejsze, stosunkowo nieliczne analizy w tym zakresie (między innymi Bień, 2018; Swianiewicz i Łukomska, 2015). Najpierw określono rozkład ubytku dochodów własnych (w ujęciu szerokim i wąskim) z tytułu stosowania fakultatywnych instrumentów polityki podatkowej do dochodów potencjalnych w poszczególnych latach. Posłużono się w tym celu miernikami nieparametrycznymi: 10. i 90. percentylem oraz medianą. Dzięki temu ograniczono wpływ obserwacji odstających na uzyskane wyniki. Następnie przedstawiono uśredniony względny ubytek dochodów własnych na kartogramach, co umożliwiło ocenę jego zróżnicowania w przestrzeni. W kolejnym kroku zajęto się określeniem tego, z jakimi źródłami dochodów własnych wiąże się największy ubytek dochodów gmin. W ostatnim etapie zakres analizy zawężono do tzw. podatków autonomicznych (tj. podatku od nieruchomości, podatku rolnego, podatku leśnego i podatku od środków transportowych). Określono skalę uszczupień dochodów i udział w nich poszczególnych typów preferencji podatkowych (obniżone stawki versus ulgi, zwolnienia itp.; preferencje na rzecz osób fizycznych versus preferencje na rzecz osób prawnych i jednostek organizacyjnych nieposiadających osobowości prawnej). Ponadto ustalono podstawowe statystyki opisowe charakteryzujące rozkład ubytku dochodów w rozpatrywanych podatkach: medianę, średnią, odchylenie standardowe, współczynnik zmienności.

Tabela 2.13 przedstawia, w jakim stopniu preferencje oferowane przez gminy uszczuplają ich potencjalne dochody własne. W rozpatrywanym okresie na skutek stosowania tych instrumentów w połowie gmin dochody własne w ujęciu szerokim (wąskim) zostały zredukowane w zależności od roku od 7% do 16% (od

⁴⁵ Innymi słowy, zakłada się, że preferencje podatkowe nie zmieniają zachowań podatników. Ograniczenia takiego sposobu kalkulacji tzw. wydatków podatkowych omówiono między innymi w (Altshuler i Dietz, 2008).

Tabela 2.13. Relacja ubytku dochodów własnych na skutek dyskrecjonalnej polityki dochodowej do potencjalnych dochodów własnych, w ujęciu szerokim i wąskim, w gminach w latach 2004–2017 (w %)

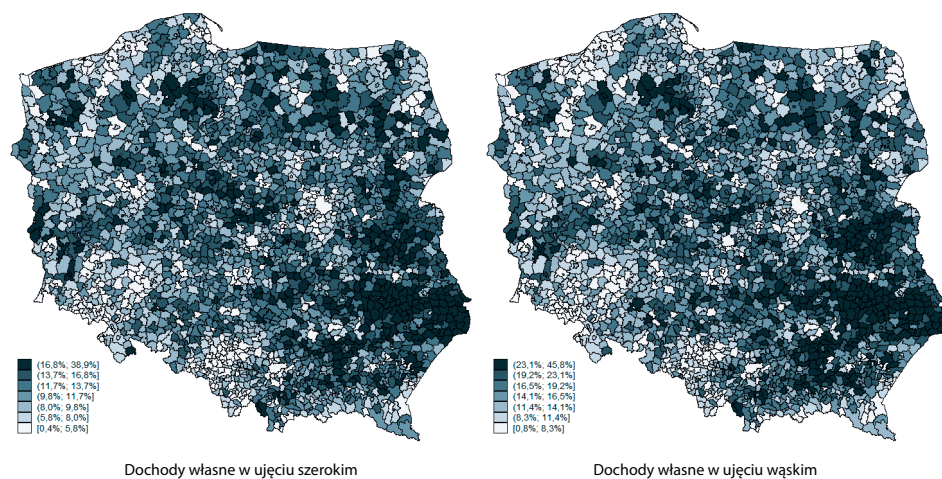
Rok	Dochody własne w ujęciu szerokim			Dochody własne w ujęciu wąskim		
	10. percentyl	mediana	90. percentyl	10. percentyl	mediana	90. percentyl
2004	4,44	10,80	19,55	6,23	14,53	25,13
2005	4,74	11,16	20,14	6,76	15,13	26,00
2006	4,46	10,19	18,04	6,40	14,50	24,73
2007	6,92	16,39	27,99	10,16	23,08	37,53
2008	3,80	10,32	20,32	5,83	14,99	28,42
2009	4,25	11,07	21,32	6,15	15,65	28,21
2010	3,76	8,94	16,52	5,21	12,61	23,15
2011	3,77	9,11	17,29	5,38	13,11	24,37
2012	4,01	11,46	22,29	5,95	16,28	30,39
2013	3,87	11,12	22,22	5,66	15,86	30,22
2014	3,58	10,08	20,34	5,14	14,40	28,13
2015	3,33	9,39	19,03	4,98	13,81	26,84
2016	2,55	7,70	15,18	3,86	11,63	22,73
2017	2,27	7,18	14,28	3,50	11,06	22,07

Źródło: Opracowanie własne na podstawie (Ministerstwo Finansów).

11% do 23%). Wskazuje to, że gminy aktywnie wykorzystują przyznane im władztwo dochodowe. Co ciekawe, spośród lat 2004–2017 polityka dochodowa gmin była najbardziej ekspansywna w roku 2007, a więc w okresie nadzwyczaj dobrej koniunktury gospodarczej. Jednocześnie zakres wykorzystania fakultatywnych instrumentów polityki dochodowej spadł w okresie ożywienia gospodarczego od 2014 roku. Należy również wspomnieć, że zakres ten był zróżnicowany pomiędzy gminami. Podczas gdy w 10% gmin stosujących najbardziej restrykcyjną politykę dochodową względny ubytek dochodów własnych w ujęciu szerokim (wąskim) nie przekraczał 7% (11%), w 10% gmin oferujących relatywnie największe preferencje przekraczał nawet 27% (37%).

Kartogramy (patrz rysunek 2.7) wskazują z kolei, że nie ma wyraźnego podziału Polski na część wschodnią i zachodnią pod względem restrykcyjności prowadzonej polityki dochodowej. Największe skupisko gmin, które oferują wysokie preferencje w podatkach i opłatach lokalnych, znajduje się w województwie lubelskim, na drugim zaś biegunie znajduje się województwo dolnośląskie.

Chociaż na ubytek dochodów własnych składa się wiele kategorii podatków i opłat lokalnych, to obniżki stawek podatkowych oraz ulgi, zwolnienia itd. z podatków, z którymi wiąże się aktywne władztwo podatkowe gmin, odpowiadają przeciętnie za ponad 95% utraconych wpływów budżetowych (patrz tabela 2.14). Z tego względu i w celu zachowania spójności rozważań uzasadnione jest ograniczenie zakresu analizy do fakultatywnych instrumentów lokalnej polityki podatkowej w zakresie tych podatków.



Rysunek 2.7. Średnia relacja ubytku dochodów własnych na skutek dyskrecjonalnej polityki dochodowej do potencjalnych dochodów własnych, w ujęciu szerokim i wąskim, w gminach w latach 2004–2017 (w %)

Źródło: Opracowanie własne na podstawie (GUGiK; Ministerstwo Finansów).

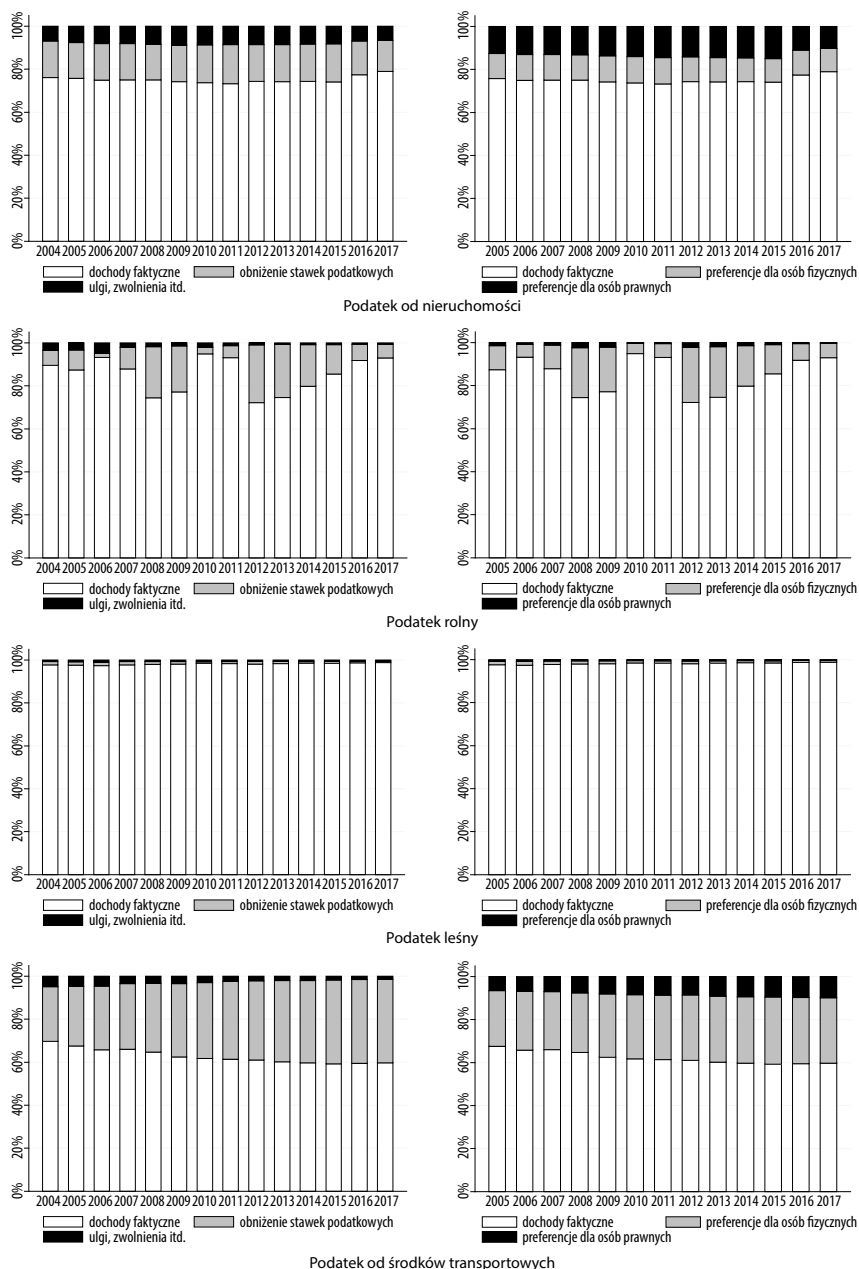
Tabela 2.14. Struktura ubytków dochodów własnych na skutek dyskrecjonalnej polityki dochodowej gmin w latach 2004–2017 (w %)

Wyszczególnienie	Mediana	Średnia*	Odchylenie standardowe*	Współczynnik zmienności*
Podatek od nieruchomości	76,44	71,19	20,17	28,33
Podatek rolny	4,08	12,15	17,00	139,89
Podatek leśny	0,00	0,17	1,22	737,41
Podatek od środków transportowych	8,59	11,82	11,79	99,77
Pozostałe podatki i opłaty lokalne	0,26	4,68	12,03	256,77

* Mierniki nieważone.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie (Ministerstwo Finansów).

Na rysunku 2.8 zaprezentowano strukturę dochodów potencjalnych z tytułu podatku od nieruchomości, podatku rolnego, podatku leśnego i podatku od środków transportowych. Uwzględniono przy tym przedmiotowy i podmiotowy podział preferencji podatkowych. Dane na temat beneficjentów preferencji podatkowych w podziale na osoby fizyczne oraz osoby prawne i pozostałe jednostki organizacyjne są dostępne od roku 2005, stąd też okres badania w tym przypadku jest krótszy o rok. Preferencje na rzecz osób fizycznych dotyczą zarówno osób fizycznych nieprowadzących działalności gospodarczej, jak i uzyskujących dochody z tej działalności. Mimo takiego zróżnicowania są to zwykle mieszkańcy danej gminy, zatem w przypadku tej grupy podatników ograniczone są możliwości eksportu ciężaru podatkowego (Bird i Slack, 2015, s. 10; Musso,



Rysunek 2.8. Struktura dochodów potencjalnych z tytułu podatku od nieruchomości, podatku rolnego, podatku leśnego i podatku od środków transportowych w gminach w latach 2004–2017 (w %)

Objaśnienie: Zaprezentowane struktury stanowią średnie nieważone.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie (Ministerstwo Finansów).

1998, s. 374, 375)⁴⁶. Z punktu widzenia lokalnych polityków rozpatrywana grupa podatników jest w dużej mierze tożsama z grupą wyborców.

Względny ubytek dochodów w przypadku podatku od nieruchomości był, średnio biorąc, stabilny w rozpatrywanym okresie i wynosił około 20–25%. Wynikał on głównie ze stosowania obniżonych stawek podatkowych. Beneficjentami preferencji podatkowych były w porównywalnym stopniu osoby fizyczne i osoby prawne.

Z kolei względne skutki dyskrecjonalnej polityki podatkowej w zakresie podatku rolnego zmieniały się znacznie w poszczególnych latach. Średnio najczęściej, tj. o 28%, dochody potencjalne z tego podatku lokalnego zostały uszczuplone w roku 2012, a w roku 2010 średni ubytek dochodów wyniósł tylko nieco ponad 5%. Było to związane ze znacznymi wahaniami ceny skupu żyta, która determinuje stawkę omawianego podatku. I tak, w latach 2008 i 2009, gdy cena skupu żyta była o około 60% wyższa niż w roku 2007, wyraźnie wzrosła skala preferencji podatkowych. Powrót ceny skupu żyta w latach 2010 i 2011 do poziomu sprzed 2008 roku sprawił, że dochody faktycznie wykonane znacząco zbliżyły się do dochodów potencjalnych. Kolejny znaczący wzrost wzmiankowanej ceny, nawet o przeszło 100%, począwszy od roku 2012 przełożył się na zwiększenie skali ubytku dochodów z podatku rolnego wskutek stosowania dyskrecjonalnych instrumentów lokalnej polityki podatkowej. Konieczność dostosowywania ciężaru opodatkowania do zmian ceny skupu żyta wynika z tego, że cena ta nie odzwierciedla dochodowości działalności rolniczej. Po pierwsze, brane są pod uwagę wyłącznie przychody ze sprzedaży, a pomija się koszty ich uzyskania – chociażby ceny nawozów i paliwa. Po drugie, powierzchnia uprawy żyta stanowiła w latach 2004–2017 zaledwie około 10% ogólnej powierzchni zasiewów w Polsce (GUS, 2018, s. 86). Po trzecie, aktualna konstrukcja analizowanego podatku nie uwzględnia w ogóle hodowli zwierząt. Choć należy postulować rozszerzenie zakresu przedmiotowego stawki podatku rolnego, to na pozytywną ocenę zasługuje wydłużenie okresu, za który ustala się cenę skupu żyta z 3 do 11 kwartałów począwszy od stawki podatkowej na rok 2014. Dzięki temu ograniczono wpływ krótkoterminowych wahań cen na wysokość ciężaru opodatkowania.

Od roku 2007, z wyjątkiem roku 2010, ciężar podatkowy był zmniejszany prawie wyłącznie za pomocą obniżenia ceny skupu żyta. Beneficjentami przywilejów podatkowych były zaś w zdecydowanej większości osoby fizyczne. Jest to spowodowane tym, że stanowią oni najważniejszą grupę właścicieli gruntów rolnych⁴⁷. Z rysunku 2.6 wynika ponadto, że gminy w Polsce w zasadzie nie korzystają

⁴⁶ Eksport ciężaru podatkowego jest możliwy, gdy przedsiębiorcy – osoby fizyczne są w stanie podwyższyć ceny dóbr (usług) oferowanych nieczyntom w odpowiedzi na zwiększenie ciężaru podatkowego.

⁴⁷ W roku 2005 gospodarstwa indywidualne posiadały w użytkowaniu 88% ogólnej powierzchni użytków rolnych, w roku 2017 zaś odsetek ten wyniósł 92% (GUS, 2005, s. 39, 2017, s. 30).

Tabela 3.5. Trafność prognoz dochodów z podatku od nieruchomości w gminach w latach 2004–2017

Rok (lata)	Względny błąd prognozy (w %)				Absolutny względny błąd prognozy (w %)				Błąd prognozy na mieszkańca				Błąd prognozy co do tempa zmian (w pkt proc.)			
	średnia	kwartyl I	mediana	kwartyl III	średnia	kwartyl I	mediana	kwartyl III	średnia	kwartyl I	mediana	kwartyl III	średnia	kwartyl I	mediana	kwartyl III
2004	-1,89	-5,36	-0,09	3,42	7,16	1,63	4,22	8,86	-0,29	-11,67	-0,19	7,65	—	—	—	—
2005	-1,33	-4,66	0,32	3,94	7,15	1,56	4,27	8,87	1,64	-9,59	0,73	9,89	1,13	-4,32	0,37	5,71
2006	-0,43	-4,91	0,82	6,26	8,68	2,53	5,70	10,86	3,90	-11,58	1,87	15,60	1,36	-4,54	1,09	6,81
2007	0,32	-4,23	1,25	6,69	8,18	2,54	5,74	10,62	4,26	-9,11	3,03	17,16	0,73	-5,68	0,47	6,77
2008	-1,99	-7,00	-0,24	5,46	9,72	2,62	6,12	11,98	4,84	-14,54	-0,60	14,91	-1,35	-8,44	-1,80	4,50
2009	-1,37	-5,39	-0,02	4,85	8,59	2,31	5,11	10,31	10,53	-12,26	-0,05	13,10	1,66	-5,71	0,38	6,75
2010	0,43	-4,18	1,12	6,99	9,08	2,39	5,81	11,38	6,83	-10,28	2,51	18,95	1,61	-4,71	1,27	7,31
2011	-2,77	-3,67	2,00	6,83	12,74	2,56	5,69	11,78	3,98	-9,35	4,65	20,05	-0,48	-6,13	0,74	6,87
2012	0,50	-3,68	1,83	6,57	8,71	2,51	5,50	10,76	7,22	-9,96	4,59	19,37	2,86	-6,18	0,22	6,27
2013	0,55	-3,50	1,83	6,72	9,12	2,41	5,46	10,83	4,80	-10,06	5,02	21,19	0,42	-5,75	0,08	6,01
2014	-0,38	-3,95	1,19	6,13	8,67	2,27	5,09	9,86	1,23	-13,09	3,65	19,60	-1,03	-5,78	-0,29	4,57
2015	-0,31	-3,94	1,45	5,93	8,80	2,36	5,13	10,04	0,76	-13,09	4,06	20,71	0,68	-4,95	0,26	5,15
2016	0,23	-3,80	1,95	6,98	8,99	2,59	5,74	11,18	3,85	-12,14	6,41	24,80	-0,25	-4,70	0,78	5,91
2017	2,56	-1,79	2,53	7,45	8,24	2,29	5,20	10,45	18,85	-5,40	8,52	27,57	3,51	-4,09	0,92	6,65
2004–2017	-0,42	-4,27	1,12	6,04	8,84	2,29	5,31	10,56	5,17	-10,81	2,74	17,74	—	—	—	—
2005–2017	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	0,83	-5,44	0,36	6,12

* W cenach stałych z 2017 roku.

W latach 2004 i 2005 prognozy według stanu na czwarty kwartał, a w latach 2006–2017 – według stanu na pierwszy kwartał.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie (Ministerstwo Finansów).

przeszacowywały dochody z podatku od nieruchomości o co najmniej 4,27% (od 1,79% w 2017 roku do 7% w 2008 roku). Z kolei w 1/4 przypadków niedoszacowanie analizowanych dochodów gmin sięgało co najmniej 6,04% (od 3,42% w 2004 roku do 7,45% w 2017 roku).

Jak wynika z rozkładu absolutnego względnego błędu prognozy za lata 2004–2017, wykonane dochody z podatku od nieruchomości różniły się od planowanych przeciętnie o 8,84% (od 7,15% w roku 2005 do 12,74% w roku 2011). Błąd oszacowania nie przekraczał 2,29% w 1/4 przypadków, 5,31% – w 1/2 przypadków, a 10,56% – w 3/4 przypadków. Ponadto wartości tych kwartyli niewiele różniły się między sobą w poszczególnych analizowanych latach.

W przeciwieństwie do względnego błędu prognozy średni błąd prognozy dochodów z podatku od nieruchomości na mieszkańca za lata 2004–2017 okazał się dodatni i wyniósł 5,17 zł *per capita*. Wskazuje to na większą skalę niedoszacowania dochodów podatkowych w gminach, w których podatek od nieruchomości jest bardziej wydajny fiskalnie. Z punktu widzenia zarówno błędu względnego, jak i błędu prognozy na mieszkańca szacunki dochodów z podatku od nieruchomości okazały się najbardziej konserwatywne w roku 2017. W odróżnieniu zaś od błędu względnego mediana błędu na mieszkańca była wyższa od średniej tylko w 6 spośród 14 rozpatrywanych lat.

Bliskie zeru średnia i mediana błędu prognozy co do tempa zmian dochodów z podatku od nieruchomości w latach 2004–2017 świadczą o tym, że przeciętne (środkowe) gminy były w stanie precyzyjnie przewidzieć te zmiany.

W przypadku dochodów z podatku rolnego zarówno średnia (–3,94%), jak i mediana (–0,45%) względnego błędu prognozy okazały się ujemne (patrz tabela 3.6). Oznacza to, że w latach 2004–2017 gminy w Polsce zwykle przeszacowywały wpływy z opodatkowania nieruchomości rolnych. W 12 na 14 rozpatrywanych lat rozkład błędu względnego był lewostronnie skośny.

W ciągu rozpatrywanego okresu absolutne względne odchylenia między wykonaniem a planem dochodów z podatku rolnego okazały się zbliżone do tych właściwych dla podatku od nieruchomości. Prognozy dla podatku rolnego były przy tym najmniej precyzyjne w roku 2008, kiedy to w połowie gmin stosowny błąd przekraczał 6,12%, a w co czwartej gminie – 11,98%.

Zidentyfikowane odchylenia w wykonaniu dochodów z podatku rolnego nie miały, ogólnie biorąc, dużego znaczenia fiskalnego. Wskazuje na to średni błąd prognozy na mieszkańca gminy za cały okres, który wyniósł –1,50 zł. Znacznie niższą w wyrażeniu absolutnym i bliską zeru wartość (–0,08 zł *per capita*) osiągnęła mediana rozpatrywanego błędu prognozy. Równie dobrze gminy radziły sobie z przewidywaniem tempa zmian wpływów z podatku rolnego, na co wskazują rezultaty dla stosownego błędu.

Jak wynika z tabeli 3.7, prognozy dochodów z podatku leśnego w badanym okresie były pesymistyczne. Największe niedoszacowanie dochodów z tego tytułu

Tabela 3.6. Trafność prognoz dochodów z podatku rolnego w gminach w latach 2004–2017

Rok (lata)	Względny błąd prognozy (w %)				Absolutny względny błąd prognozy (w %)				Błąd prognozy na mieszkańca				Błąd prognozy co do tempa zmian (w pkt proc.)			
	średnia	kwartyl I	mediana	kwartyl III	średnia	kwartyl I	mediana	kwartyl III	średnia	kwartyl I	mediana	kwartyl III	średnia	kwartyl I	mediana	kwartyl III
2004	-2,85	-7,34	-0,47	4,11	9,83	2,21	5,52	12,24	-2,27	-3,46	-0,10	1,31	—	—	—	—
2005	-2,76	-6,79	-0,54	4,30	9,32	2,19	5,50	11,37	-2,81	-3,50	-0,11	1,21	-0,21	-6,10	0,32	6,26
2006	-7,46	-14,38	-2,12	4,72	14,99	3,53	8,46	18,24	-2,48	-4,43	-0,33	1,68	-3,05	-9,99	0,86	5,33
2007	1,63	-4,41	2,02	10,01	11,60	3,03	7,46	15,38	0,01	-1,93	0,32	3,32	8,25	-3,65	4,95	19,98
2008	4,42	-4,20	2,46	13,65	13,73	3,41	8,64	18,89	0,74	-2,38	0,53	5,23	3,30	-8,86	1,36	14,30
2009	0,12	-4,97	0,15	6,43	9,09	2,39	5,62	11,62	-0,52	-2,48	0,02	2,79	-7,15	-11,71	-1,94	3,69
2010	-8,14	-11,56	-1,69	3,83	14,69	2,74	6,80	15,61	-1,81	-3,77	-0,27	1,39	-5,98	-9,55	-1,59	2,64
2011	-3,52	-7,03	-0,65	4,95	10,38	2,39	5,88	11,77	-1,57	-2,60	-0,10	1,56	2,41	-4,54	1,08	8,73
2012	1,71	-6,08	-0,10	8,45	12,10	2,82	7,10	15,39	-0,92	-4,07	-0,02	3,42	6,85	-7,13	1,36	14,52
2013	0,50	-4,40	0,52	6,28	8,64	2,20	5,28	11,09	-0,61	-2,70	0,09	3,19	-3,86	-6,76	0,56	5,53
2014	-2,72	-6,09	-0,94	3,48	8,39	1,90	4,67	9,87	-2,07	-3,40	-0,25	1,61	-3,63	-6,91	-1,59	2,05
2015	-21,86	-7,55	-1,59	2,27	26,09	1,91	4,64	10,47	-2,67	-3,77	-0,37	1,14	-8,49	-5,18	-0,62	2,65
2016	-3,92	-8,48	-1,38	2,46	8,43	1,92	4,81	10,81	-1,97	-3,47	-0,31	1,30	0,75	-4,17	0,07	3,94
2017	-10,38	-6,11	-1,17	2,09	14,37	1,62	4,04	8,70	-2,08	-2,94	-0,27	0,88	-4,62	-3,30	-0,29	3,28
2004–2017	-3,94	-6,73	-0,45	5,02	12,26	2,33	5,84	12,71	-1,50	-3,17	-0,08	2,00	—	—	—	—
2005–2017	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	-1,19	-6,35	-0,09	5,86

* W cenach stałych z 2017 roku.

W latach 2004 i 2005 prognozy według stanu na czwarty kwartał, a w latach 2006–2017 – według stanu na pierwszy kwartał.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie (Ministerstwo Finansów).

Tabela 3.7. Trafność prognoz dochodów z podatku leśnego w gminach w latach 2004–2017

Rok (lata)	Względny błąd prognozy (w %)				Absolutny względny błąd prognozy (w %)				Błąd prognozy na mieszkańca* (w zł/mieszkańca)				Błąd prognozy co do tempa zmian (w pkt proc.)			
	średnia	kwartyl I	mediana	kwartyl III	średnia	kwartyl I	mediana	kwartyl III	średnia	kwartyl I	mediana	kwartyl III	średnia	kwartyl I	mediana	kwartyl III
2004	0,31	-2,81	0,82	6,37	11,12	1,59	4,60	10,65	0,07	-0,10	0,01	0,26	—	—	—	—
2005	4,19	-0,12	4,00	10,88	11,32	1,94	6,78	13,05	0,40	0,00	0,11	0,56	3,07	-3,09	3,61	12,38
2006	6,36	0,39	5,95	13,04	12,63	2,70	7,81	15,32	0,62	0,00	0,19	0,82	3,34	-4,97	1,70	9,76
2007	2,90	-0,72	2,31	8,49	10,21	1,64	4,56	10,93	0,27	-0,02	0,07	0,45	-6,37	-10,04	-1,99	2,62
2008	4,96	-0,01	4,36	10,46	10,43	2,10	6,41	12,58	0,41	0,00	0,14	0,71	-2,28	-3,02	1,69	8,42
2009	3,25	-0,64	2,09	7,30	8,31	1,42	3,90	9,51	0,25	-0,02	0,07	0,43	-3,40	-7,07	-1,13	2,84
2010	-7,65	-8,75	-0,52	2,83	14,54	1,66	5,05	12,00	-0,25	-0,33	-0,01	0,13	-8,32	-12,00	-4,05	0,85
2011	3,94	-0,49	2,80	10,47	9,88	1,65	5,46	12,16	0,27	-0,02	0,08	0,54	11,53	-0,42	6,46	14,45
2012	5,88	-0,69	3,09	15,17	11,63	1,61	6,89	17,22	0,45	-0,03	0,10	0,77	-2,80	-4,73	1,32	12,20
2013	0,01	-2,53	0,39	4,72	9,23	1,13	3,47	9,45	-0,02	-0,15	0,01	0,24	-6,34	-13,35	-2,05	1,02
2014	-4,55	-9,40	-2,07	1,25	9,81	1,55	5,35	11,08	-0,65	-0,56	-0,06	0,06	-2,97	-9,36	-4,12	0,51
2015	2,73	-1,00	2,52	9,33	9,91	1,78	6,15	11,20	0,06	-0,04	0,07	0,55	5,95	0,28	7,90	13,48
2016	12,69	0,82	8,80	27,18	19,09	2,77	10,98	28,79	1,79	0,02	0,52	2,21	14,00	-0,40	8,73	33,59
2017	2,97	-1,04	0,64	5,17	7,34	0,82	2,45	7,84	0,31	-0,09	0,03	0,36	-14,97	-27,49	-5,77	-0,39
2004–2017	2,71	-1,39	1,78	9,25	11,11	1,61	5,39	12,58	0,28	-0,06	0,05	0,49	—	—	—	—
2005–2017	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	-0,74	-6,99	0,08	7,85

* W cenach stałych z 2017 roku.

W latach 2004 i 2005 prognozy według stanu na czwarty kwartał, a w latach 2006–2017 – według stanu na pierwszy kwartał.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie (Ministerstwo Finansów).

odnotowano w roku 2016. Wtedy to średni względny błąd prognozy wyniósł 12,69%, a w 1/4 gmin błąd ten przekroczył aż 27,18%.

Trafność prognoz wpływów z opodatkowania nieruchomości leśnych okazała się zbliżona do tej właściwej dla pozostałych podatków lokalnych obciążających posiadaczy nieruchomości. Dodatkowo absolutny błąd prognozy – jak wskazują rozpatrywane miary położenia – był najniższy w roku 2017, a najwyższy – w roku 2016. Odnotowane odchylenia planu od wykonania dochodów z podatku leśnego miały marginalne znaczenie fiskalne. Świadczą o tym średnia i mediana błędów prognozy na mieszkańca za lata 2004–2017, które wyniosły odpowiednio 0,28 zł i 0,05 zł *per capita*. Niewiele wyższa była wartość dla kwartyła III (0,49 zł na mieszkańca). Rozkład błędów prognozy co do tempa zmian wskazuje z kolei, że gminy przeciętnie były w stanie przewidzieć dynamikę zmian wpływów ze wzmiankowanego podatku.

Z tabeli 3.8 wynika, że w badanym okresie gminy zwykle nie doszacowywały wpływów z podatku od środków transportowych. Owo niedoszacowanie było największe w roku 2007, kiedy to w połowie gmin okazały się one zaniżone o co najmniej 12,72%, a w 1/4 gmin – nawet o 24,14%. Świadczy to o tym, że lokalni politycy podchodzili z ostrożnością do planowania wpływów z podatku o bazie podatkowej, która może względnie szybko przemieścić się do innej gminy. Za wzmiankowane niedoszacowanie odpowiada również po części dynamiczny rozwój branży transportu drogowego towarów⁷². Podobnie jak w przypadku wcześniej rozpatrywanych podatków średnia i mediana błędów prognozy co do tempa zmian dochodów z podatku od środków transportowych za lata 2004–2017 były zbliżone do zera.

Średnia i mediana absolutnego względnego błędów prognozy za lata 2004–2017 dla podatku od środków transportowych były wyraźnie wyższe niż dla podatków lokalnych obciążających posiadaczy nieruchomości. Podczas gdy dla podatków o niemobilnej bazie podatkowej ta średnia i mediana mieściły się w przedziałach od 8,84% do 12,26% oraz od 5,31% do 5,84%, dla podatku od środków transportowych wyniosły one 18,34% oraz 11,66%. Dodatkowo jednoroczne średnie, kwartyle I, mediany oraz kwartyle III absolutnego błędów względnego dla którejkolwiek z tzw. podatków niemobilnych były tylko w 4 na 168 rozpatrywanych przypadków wyższe niż dla podatku od środków transportowych. Rezultaty tych porównań przedstawia tabela 3.9. Tylko w jednym przypadku (dla pary podatek leśny–podatek od środków transportowych w roku 2016) nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o tym, że rozpatrywane błędy prognoz mają taki sam rozkład. W pozostałych przypadkach absolutny względny błąd prognozy dla

⁷² Dość odnotować, że łączna liczba zarejestrowanych w Polsce samochodów ciężarowych, ciągników siodłowych i autobusów wzrosła z 2,47 mln w 2014 roku do 3,65 mln w roku 2016 (GUS, Bank Danych Lokalnych).

ciężkości – zwłaszcza w ramach nowej geografii ekonomicznej – przesuwają się ku regionom. W rozpatrywanym nurcie badań nad przebiegiem procesów rozwojowych podkreśla się, że wzrost gospodarczy cechuje się samopodtrzymywaniem, selektywnością przestrzenną oraz kumulatywnością (Bartkowiak, 2013, s. 153, 154; Beck i Grodzicki, 2014, s. 15, 16, 20; Crespo Cuaresma i in., 2008, s. 643, 644; Gorzelak, 2009, s. 11; Growiec, 2005, s. 102; Iammarino i in., 2019, s. 283, 284; Kusideł, 2013, s. 17; Malinowski, 2016, s. 75; Łażniewska i in., 2011, s. 26, 27; Wójcik, 2018, s. 21).

Jeśli idzie o przewidywania co do (nie)podobieństwa zmian dochodów publicznych w czasie, rozważania teoretyczne nie dają jednoznacznej odpowiedzi. I tak, przyjmując, że relacja dochodów publicznych do PKB jest stała w czasie, konwergencja (dywergencja) PKB jest tożsama z konwergencją (dywergencją) dochodów publicznych. Założenie takie jest jednak sporym uproszczeniem i nie pozwala uwzględnić chociażby tego, że stopień restrykcyjności polityki budżetowej może zmieniać się w czasie, czy też tego, że – jak wskazuje prawo Wagnera – potrzeby publiczne wzrastają szybciej niż potrzeby indywidualne, w rezultacie czego wraz ze wzrostem PKB rośnie udział sektora publicznego w tym produkcie (Mahdavi i Westerlund, 2017, s. 378). Hipoteza konwergencji polityki budżetowej pomiędzy regionami (gminami) stoi w opozycji do hipotezy Tiebouta (1956), według której każda jednostka terytorialna oferuje unikatową kombinację podatków lokalnych i usług publicznych (Scully, 1991, s. 51). Przykładowo, jeżeli mieszkańcy gminy A oczekują minimalnego zakresu usług publicznych, to wzrost poziomu zamożności stwarza okazję do obniżenia stawek podatkowych. Jeżeli natomiast mieszkańcy gminy B preferują podwyższanie zakresu i jakości usług publicznych w miarę wzrostu ich zamożności, to można oczekiwać, że – w warunkach wzrostu dochodów – stawki podatkowe pozostają stałe. W konsekwencji, mimo podobnego w gminach A i B PKB na mieszkańca, nie dojdzie do ich upodobnienia się pod względem dochodów publicznych na mieszkańca. Wreszcie należy wspomnieć, że upodabnianiu się dochodów jednostek samorządu terytorialnego – przynajmniej pod względem tzw. wysiłku fiskalnego (*fiscal effort*) – sprzyja konkurencja podatkowa (więcej na ten temat w rozdziale 4).

5.2. Mierniki i podejścia do badania konwergencji

Zjawisko konwergencji ma charakter wielowymiarowy. W związku z tym w literaturze przedmiotu proponowane są różne mierniki i podejścia służące weryfikacji hipotezy konwergencji. Wyróżnia się konwergencję beta, sigma oraz co do zmian rozkładu w czasie. Z beta konwergencją (zbieżnością typu beta) mamy

do czynienia wówczas, gdy mniej rozwinięte regiony rozwijają się szybciej niż te bardziej rozwinięte. Sigma konwergencja zachodzi wówczas, gdy zmniejsza się zróżnicowanie (dyspersja) poziomu rozwoju (dochodów) (Barro i Sala-i-Martin, 2004, s. 462). Beta konwergencja jest warunkiem koniecznym, lecz niewystarczającym dla zaistnienia sigma konwergencji (Grela i in., 2017, s. 17). Upodobnieniu się państw (regionów itd.) pod względem poziomu rozwoju, mimo ujemnej zależności między wyjściowym PKB (wartością dodaną brutto) *per capita* a tempem jego wzrostu, mogą przeciwdziałać chociażby ograniczone przestrzenie szoki, takie jak susze, powodzie, konflikty militarne. Również zbieganie do różnych stanów równowagi długookresowej, właściwe dla beta konwergencji warunkowej, może ograniczać sigma konwergencję czy wręcz prowadzić do sigma dywergencji (Barro i Sala-i-Martin, 1992, s. 227, 228; Young, Higgins i Levy, 2008, s. 1084–1086). Koncepcje beta i sigma konwergencji spotkały się z krytyką ze względu na to, że hipoteza konwergencji jest weryfikowana na podstawie jednego parametru, który w niedoskonały sposób odzwierciedla tendencje zachodzące w badanej populacji. W odpowiedzi na nią powstały koncepcje mobilności wewnątrz rozkładu (Quah, 1993). Konwergencja w tym ujęciu zachodzi wówczas, gdy dochodzi do zmiany klasyfikacji państw (regionów) z punktu widzenia pewnej cechy.

Istnienie beta konwergencji jest weryfikowane z wykorzystaniem równania o postaci (Próchniak i Rapacki, 2007, s. 43):

$$\frac{1}{T} \ln\left(\frac{y_t}{y_0}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_0 + \varepsilon \quad (5.1)$$

gdzie:

- y_t – dochód (PKB itd.) w okresie końcowym,
- y_0 – dochód (PKB itd.) w okresie początkowym,
- T – liczba rozpatrywanych okresów,
- ε – składnik losowy.

Skoro konwergencja wiąże się z szybszym tempem wzrostu obszarów gorzej rozwiniętych, oczekuje się ujemnego i istotnego statystycznie współczynnika α_1 . Jeżeli zaś współczynnik ten jest dodatni i istotny statystycznie, mamy do czynienia z dywergencją. Równie interesujące jak samo zidentyfikowanie zjawiska konwergencji jest oszacowanie tempa zbliżania się gospodarek poszczególnych państw (regionów) do stanu równowagi długookresowej. Jeżeli tempo wzrostu gospodarczego jest wyrażone w ujęciu średniorocznym, współczynnik β , który określa, jaki procent tego dystansu pokonywany jest w trakcie jednego okresu, oblicza się następująco (Próchniak, 2019, s. 226):

$$\beta = -\ln(1 + \alpha_1) \quad (5.2)$$

Z kolei formuła (Malaga, 2004, s. 138, 139):

$$t_h = \frac{\ln 2}{\beta} \quad (5.3)$$

informuje o tym, jak wiele czasu zajmie odrobienie połowy dystansu do wzmiankowanego stanu równowagi (*half-life*). Jest to tzw. okres połowicznej konwergencji.

W zależności od tego, czy państwa (regiony) zmierzają do tego samego, czy też różnych stanów równowagi, jest mowa odpowiednio o konwergencji absolutnej (bezwarunkowej) i względnej (warunkowej). Konwergencja względna polega na tym, że tempo wzrostu jest tym większe, im dalej od określonego stanu równowagi długookresowej znajduje się dane państwo (region itp.). Ten stan równowagi może być wspólny dla pewnej grupy państw (regionów) bądź nawet unikatowy dla każdej jednostki badania. Jeżeli grupa państw (regionów) wykazujących podobieństwo co do właściwości strukturalnych oraz PKB na mieszkańca w momencie t_0 zmierza do wspólnej równowagi w długim okresie, mowa o konwergencji klubów (konwergencji klubowej). Innymi słowy, jednostki upodabniają się do siebie nie w ramach całej populacji, lecz w obrębie tzw. klubów. Z teoretycznego punktu widzenia w wariacie konwergencji klubowej istnieje wiele stanów równowagi, a osiągnięcie określonego z nich zależy od warunków początkowych oraz właściwości strukturalnych gospodarki. Konwergencja klubów jest szczególnym przypadkiem konwergencji względnej (Barro i Sala-i-Martin, 2004, s. 46, 47, 462; Diaz del Hoyo i in., 2017, s. 13; Islam, 2003, s. 315; Łażniewska i in., 2011, s. 67, 68).

Założenie, że jednostki badania zmierzają do tego samego stanu równowagi, wydaje się bardziej uzasadnione w kontekście wewnątrzpaństwowym aniżeli międzynarodowym, ponieważ jednostki w obrębie określonego państwa: podlegają tej samej polityce makroekonomicznej, współuczestniczą w tym samym systemie instytucjonalno-prawnym oraz społeczno-kulturowym, mają dostęp do podobnej technologii (Barro i Sala-i-Martin, 2004, s. 468).

Równanie służące weryfikacji hipotezy o warunkowej konwergencji typu beta, w porównaniu z tym dla konwergencji bezwarunkowej, zawiera wektor zmiennych X opisujących właściwości strukturalne gospodarki:

$$\frac{1}{T} \ln\left(\frac{y_t}{y_0}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_0 + \alpha_2 X + \varepsilon \quad (5.4)$$

W przypadku posłużenia się danymi panelowymi zbieganie się do indywidualnych stacjonarnych stanów równowagi opisuje zależność również z pominięciem wektora X_{it} (Wójcik, 2018, s. 51, 52):

$$\ln\left(\frac{y_{it}}{y_{it-1}}\right) = \alpha_i + \alpha_1 \ln y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (5.5)$$

gdzie:

α_i – indywidualny stan równowagi długookresowej.

Sigma konwergencja objawia się spadkiem zróżnicowania dochodów w miarę upływu czasu. Ponieważ zróżnicowanie dochodów może zmieniać się w czasie w sposób liniowy lub nieliniowy, wskazana jest również ocena tendencji zmian odchylenia standardowego dochodów na wykresie. Jeżeli tendencja zmian zdaje się mieć charakter liniowy, estymuje się równanie (Rapacki i Próchniak, 2009, s. 308):

$$s(\ln y_t) = \alpha_0 + \alpha_1 t + \varepsilon \quad (5.6)$$

gdzie:

- $s(\ln y_t)$ – odchylenie standardowe logarytmu naturalnego dochodów,
- t – okres badania (rok),
- ε – składnik losowy.

Z sigma konwergencją mamy do czynienia, wówczas gdy współczynnik α_1 jest ujemny i istotny statystycznie. Do oceny zmian zróżnicowania dochodów w czasie można się posłużyć również współczynnikiem zmienności, współczynnikiem Giniego, współczynnikiem Theila, indeksem Atkinsona (Łązniewska i in., 2011, s. 71, 72).

Podstawowym miernikiem służącym do oceny zbieżności co do rozkładu jest współczynnik zgodności (konkordancji) rang Kendalla, który wyraża się wzorem (Boyle i McCarthy, 1997, s. 259):

$$RC = \frac{\text{var}(\sum_{t=0}^T R(Y_{it}))}{\text{var}((T+1)R(Y_{i0}))} \quad (5.7)$$

gdzie:

- $R(Y_{it})$ – pozycja rankingowa i -tej jednostki ze względu na cechę Y w momencie t ,
- $R(Y_{i0})$ – pozycja rankingowa i -tej jednostki ze względu na cechę Y w momencie 0,
- $T+1$ – liczba momentów w czasie, na które sporządzany jest ranking.

Wartości współczynnika mieszczą się w przedziale od 0 do 1, gdzie 0 oznacza całkowite odwrócenie rankingów, a 1 – brak zmiany pozycji rankingowych. Im bliższy zeru współczynnik zgodności rang Kendalla, tym silniejsza jest konwergencja. Podobnie jak w przypadku sigma konwergencji, zasadne jest określenie zmian w czasie rozpatrywanego wskaźnika, w tym ustalenie linii trendu (Próchniak, 2019, s. 228–230). Do oceny zmienności pozycji rankingowych stosuje się również współczynnik korelacji rang Spearmana oraz współczynnik tau Kendalla (Górna, 2019, s. 67; Kuc, 2016, s. 130). Im wyższe dodatnie wartości tych wskaźników, tym większa stabilność (niezmienność) pozycji rankingowych. Z kolei w warunkach konwergencji ich wartość jest bliska zeru, co oznacza, że powiązania pomiędzy pozycjami rankingowymi w czasie można uznać za losowe.

W analizie konwergencji co do rozkładu można się posłużyć metodyką właściwą dla analizy mobilności międzypokoleniowej (Chetty, Hendren, Kline i Saez, 2014; Chetty, Hendren, Kline, Saez i Turner, 2014). Stosowne równanie ma postać:

$$\text{percentyl}_i = \alpha + \beta \text{percentyl}_{t-i} + \varepsilon \quad (5.8)$$

gdzie:

percentyl – grupa percentylowa, do której przynależy dana jednostka,
 i – długość horyzontu czasowego.

Współczynnik kierunkowy stanowi różnicę między średnią pozycją rankingową w momencie (okresie) t jednostek o najwyższym poziomie badanej cechy w momencie (okresie) $t - i$ a średnią pozycją rankingową w momencie (okresie) t jednostek o najniższym poziomie badanej cechy w momencie (okresie) wyjściowym. Jest to miara mobilności względnej. Podobnie jak współczynnik zgodności (konkordancji) rang Kendalla współczynnik ten określa siłę związku między rankingiem w momentach (okresach) $t - i$ oraz t . Aby określić mobilność bezwzględna, należy posłużyć się formułą typu $\alpha + a\beta$, gdzie a : grupa percentylowa, dla której rozpatrywana jest mobilność bezwzględna. Zaletą omawianych wskaźników jest ich niewrażliwość na rozproszenie wartości analizowanej zmiennej.

Pomocne w ocenie zmian rozkładu w czasie jest również zestawienie dwuwymiarowych wykresów warunkowej funkcji gęstości rozkładu lub wykresów skumulowanej częstości w okresie t oraz $t + i$. O konwergencji świadczy to, że wykres w okresie $t + i$, w porównaniu z okresem t , stał się, odpowiednio, bardziej smukły w okolicach średniej kosztem tzw. ogonów lub bardziej stromy w okolicach średniej (Monfort, 2008, s. 8–9).

Wreszcie, w analizie konwergencji bierze się pod uwagę zmiany w czasie rozkładu rozpatrywanej cechy w ujęciu dyskretnym lub ciągłym. W pierwszym przypadku bada się prawdopodobieństwo (braku) zmiany przyporządkowania państwa (regionu itd.) do określonej grupy w momencie $t + i$, w porównaniu z momentem t ($p_{ij} = P(X_{t2} = j | X_{t1} = i)$). Zbiór tych prawdopodobieństw składa się na n -wymiarową macierz przejścia (gdzie: n – liczba wyodrębnionych grup). Gdy prawdopodobieństwo warunkowe jest najwyższe dla elementów leżących na przekątnej macierzy przejścia, to ruchliwość wewnątrz rozkładu jest niewielka. Analogicznie do analizy beta konwergencji możliwe jest określenie liczby okresów (przejść), po jakich odległość do stanu długookresowej równowagi zmniejszy się o połowę. Wyraża się to wzorem (Wójcik, 2018, s. 85–87):

$$H = - \frac{\ln 2}{\ln \Gamma_2} \quad (5.9)$$

gdzie:

Γ_2 – druga wartość własna macierzy przejścia.

W drugim zaś wariancie badania dynamiki rozkładu, za pomocą estymacji jądrowej, ustala się pełną warunkową funkcję gęstości rozkładu w momencie $t + 1$, względem momentu t . Tworzy ona trójwymiarową powierzchnię, której rzut na