

Ryszard Rolbiecki

Uniwersytet Gdański

e-mail: ryszard.rolbiecki@ug.edu.pl

ORCID: 0000-0002-6964-8759

ANALIZA TENDENCJI ROZWOJU PRZEWOZÓW ŁADUNKÓW NA ŚRÓDLĄDOWYCH DROGACH WODNYCH W POLSCE

ANALYSIS OF TRENDS IN THE DEVELOPMENT OF FREIGHT TRANSPORT ON INLAND WATERWAYS IN POLAND

DOI: 10.15611/pn.2019.11.09

JEL Classification: R41

Streszczenie: Z doświadczeń krajów europejskich wynika, że drogi wodne charakteryzują się wysoką intensywnością wykorzystania. W Polsce nakłady na śródlądowe drogi wodne są zbyt małe w stosunku do potrzeb. Istnieje prawdopodobieństwo, że przewozy ładunków na krajowej sieci śródlądowych dróg wodnych w Polsce będą zanikać. Stąd też jako cel artykułu przyjęto oszacowanie skali regresji przewozów ładunków na śródlądowych drogach wodnych w Polsce, a także oszacowanie prognozy przewozów w perspektywie do 2020 r. Weryfikując przyjętą hipotezę oraz realizując postawiony cel badawczy, posłużono się modelem ekonometrycznym. Zmienną czasu t przyjęto jako kluczową zmienną objaśniającą zmiany wielkości przewozów ładunków na krajowych drogach wodnych w Polsce. Zanik funkcji transportowej śródlądowych dróg wodnych nie tylko oznacza rezygnację z korzyści wynikających z rozwoju transportu wodnego śródlądowego, ale także może być sygnałem pojawienia się poważnych problemów związanych z gospodarką wodną w Polsce.

Słowa kluczowe: transport wodny śródlądowy, popyt na przewozy drogami wodnymi, model trendu przewozów ładunków, prognoza przewozów ładunków.

Summary: Examples from European countries show that the transport function of inland waterways is significant. In Poland, outlays on inland waterways are too small in relation to the needs. It is likely that freight transport on the national inland waterway network in Poland will disappear. Therefore, the aim of the article was to estimate the scale of regression of cargo transport on inland waterways in Poland, as well as to estimate the transport forecast in the perspective up to 2020. The econometric model was used to verify the adopted hypothesis and to implement the research goal. The time variable 't' was adopted as the key variable explaining changes in the volume of cargo transportations on waterways in Poland. The disappearance of the inland waterway transport function means giving up the benefits of

developing inland waterway transport, but it can also be a signal of serious problems related to water management in Poland.

Keywords: inland waterway transport, waterway transport demand, the model of trend for cargo transport, forecast of cargo transport.

1. Wstęp

Współcześnie funkcja transportowa śródlądowych dróg wodnych, mimo naturalnego ich pochodzenia, jest istotnie uzależniona od poziomu ich zagospodarowania. W krajach, w których na rozwój i utrzymanie śródlądowych dróg wodnych systematycznie przeznaczane są nakłady, transport wodny śródlądowy jest istotnym ogniwem systemu transportowego. Na przykład w Holandii przewozy na śródlądowych drogach wodnych od wielu lat w skali roku nie spadają poniżej 350 mln ton, w Niemczech – 220 mln ton, Belgii – 190 mln ton, Francji – 60 mln ton, a w Rumunii – 30 mln ton [Eurostat 2019]. Można stwierdzić, że w krajach, w których istnieją śródlądowe drogi wodne, transport wodny śródlądowy jest wykorzystywany jako narzędzie polityki zrównoważonego rozwoju transportu.

W Polsce nakłady na rozwój śródlądowych dróg wodnych, a nawet na ich utrzymanie, są zbyt niskie niż występujące w tym zakresie potrzeby. Konsekwencją tej sytuacji jest systematyczny proces degradacji dróg wodnych, a tym samym obserwowany od lat spadek przewozów ładunków na krajowej sieci śródlądowych dróg wodnych. Istnieje nawet prawdopodobieństwo, że brak zmian w polityce rozwoju infrastruktury transportu wodnego śródlądowego w Polsce w najbliższej perspektywie doprowadzi do zaniku przewozów ładunków na krajowej sieci śródlądowych dróg wodnych. W tym świetle celem artykułu jest oszacowanie skali regresji przewozów ładunków na śródlądowych drogach wodnych w Polsce w latach 1991-2017, a także oszacowanie prognozy przewozów w perspektywie do 2020 r. Perspektywa ta ma uzasadnienie, gdyż mało prawdopodobne jest, aby w najbliższych latach dokonały się istotne zmiany jakościowe, które spowodowałyby odwrócenie aktualnej spadkowej tendencji przewozów ładunków na drogach wodnych w Polsce.

Analizę nakładów na rozwój śródlądowych dróg wodnych przeprowadzono z wykorzystaniem metody *desk research*, polegającej na ocenie, weryfikacji i scalaniu istniejących danych statystycznych pochodzących z bazy danych Eurostatu i OECD.

Z kolei w celu precyzyjniejszej weryfikacji przyjętej hipotezy o zaniku funkcji transportowej śródlądowych dróg wodnych w Polsce posłużono się ekonometrycznym modelem przyczynowo-skutkowym, który zbudowano i zweryfikowano, posługując się wielostopniową procedurą modelowania ekonometrycznego [Jakubczyk 1982, s. 112-113; Kuszewski 2008b, s. 92-93]. Za zmienną objaśnianą przyjęto więc wielkość przewozów ładunków zrealizowanych na drogach wodnych w Polsce (przewozy w relacjach krajowych), a jako okres badawczy przyjęto lata 1991-2017.

Niewystarczające w stosunku do potrzeb nakłady na rozwój i utrzymanie śródlądowych dróg wodnych w Polsce powodują, że ich degradacja następuje wraz z upływem czasu. Dlatego też w procesie budowy modelu ekonometrycznego zmienną czasu t przyjęto jako kluczową zmienną objaśniającą. Inne potencjalne zmienne objaśniające, takie jak wielkość opadów oraz stan zasobów wodnych, na etapie doboru zmiennych zostały odrzucone ze względu na brak odpowiedniej korelacji z wielkością obserwowanych przewozów na śródlądowych drogach wodnych. Zmienna czasu t została zatem potraktowana jako syntetyczny miernik odzwierciedlający zmieniające się warunki na śródlądowych drogach wodnych w Polsce, które wpływają na ich transportowe znaczenie. Ostatecznie model wykorzystano do oszacowania prognozy przewozów ładunków na drogach wodnych w Polsce w perspektywie do 2020 r.

2. Nakłady inwestycyjne jako czynnik determinujący żeglowną jakość śródlądowych dróg wodnych

Do XIX wieku śródlądowe drogi wodne ze względu na naturalne pochodzenie i niskie parametry techniczne ówczesnego taboru nie wymagały, ewentualnie wymagały niewielkich, nakładów inwestycyjnych w celu ich transportowego użytkowania. Współcześnie funkcja transportowa śródlądowych dróg wodnych na ogół może być zapewniona tylko pod warunkiem ich odpowiedniego zagospodarowania. Naturalne pochodzenie dróg powoduje jednak, że przystosowanie dróg wodnych do celów transportowych wymaga relatywnie mniejszych nakładów inwestycyjnych.

W krajach europejskich, w których istnieją śródlądowe drogi wodne, doceniane są potrzeby inwestycyjne transportu wodnego śródlądowego. Nakłady na śródlądowe drogi wodne w Niemczech i we Francji średnio w latach 2005-2016 wynosiły – odpowiednio – 916,3 mln euro i 845,4mln euro (tab. 1). W badanym okresie w relacji do nakładów ogółem na infrastrukturę transportu lądowego stanowiły one we Francji 4,7%, a w Niemczech – 5,6%. W takich krajach, jak Belgia i Rumunia, udział ten w analizowanych latach był jeszcze wyższy i wynosił odpowiednio 10,8% i 10,6% [OECD Statistics 2019].

Nakłady przeznaczane na rozwój śródlądowych dróg wodnych wykazują wysoką produktywność, zwłaszcza w takich krajach, jak Belgia i Holandia. Jak wynika z tab. 2, w krajach tych na jednostkę nakładów inwestycyjnych przeznaczanych na infrastrukturę transportu przypada znacznie więcej przewożonych ładunków niż w innych gałęziach transportu. W pozostałych krajach basenu reńskiego produktywność nakładów na infrastrukturę transportu wodnego śródlądowego jest niższa, lecz wyraźnie wyższa niż w transporcie kolejowym, przy czym w Niemczech jest porównywalna z produktywnością nakładów na infrastrukturę transportu samochodowego. Wysoka produktywność nakładów na rozwój śródlądowych dróg wodnych jest charakterystyczna w warunkach braku poważnych zaniedbań inwestycyjnych w infrastrukturze transportu wodnego śródlądowego. W warunkach dobrze zago-

Tabela 1. Nakłady inwestycyjne na śródlądowe drogi wodne w wybranych krajach Europy (w mln euro)

Lata	Austria	Belgia	Chorwacja	Francja	Niemcy*	Holandia	Rumunia
2005	7,0	156,0	1,9	860,2	790,0	284,0	139,7
2006	7,0	162,0	1,2	978,0	800,0	312,0	213,1
2007	4,0	178,0	2,0	1052,4	820,0	263,0	358,6
2008	3,0	188,0	1,9	795,3	905,0	270,0	490,0
2009	5,0	188,0	3,5	693,4	1170,0	361,0	536,1
2010	11,0	154,0	2,6	758,6	1100,0	252,0	423,5
2011	2,0	152,0	3,5	949,0	1070,0	263,0	519,0
2012	3,0	152,0	3,3	938,6	885,0	–	279,5
2013	11,0	167,0	1,7	744,5	865,0	–	268,1
2014	10,0	103,0	–	702,4	865,0	–	314,1
2015	2,0	291,0	–	700,6	830,0	–	505,9
2016	2,0	225,0	–	972,0	895,0	–	236,9

* wraz z nakładami na infrastrukturę portową

Źródło: [OECD Statistics 2019].

spodarowanych dróg wodnych nakłady na ich rozwój oraz utrzymanie są wyraźnie mniejsze niż w innych gałęziach transportu. Jak wynika z tab. 2, nakłady na rozwój infrastruktury transportu wodnego śródlądowego stanowią w Belgii około 10%, w Holandii – 7%, a w Niemczech – 5% łącznych nakładów na transport lądowy. Z drugiej strony, odpowiednio zagospodarowane drogi wodne skłaniają gestorów ładunków do ich intensywniejszego wykorzystania w celach transportowych.

Nakłady na rozwój śródlądowych dróg wodnych decydują o ich jakości żeglugowej i w efekcie o ich transportowym znaczeniu (funkcja transportowa). Z doświadczeń krajów europejskich wynika, że funkcja transportowa śródlądowych dróg wodnych jest istotna, a nawet drogi wodne charakteryzują się wyższą intensywnością wykorzystania aniżeli infrastruktura pozostałych gałęzi transportu. W 2016 r. średnio w krajach basenu reńskiego (Belgia, Holandia, Francja, Niemcy) na jeden kilometr śródlądowych dróg wodnych przypadało 41,9 tys. ton ładunków. Było to 5,6-krotnie więcej, niż zrealizowano za pomocą przewozów koleją w przeliczeniu na 1 km eksploatowanych linii kolejowych i 11,8-krotnie więcej niż za pomocą przewozów ładunków przypadających na 1 km sieci drogowej. Wysoka intensywność wykorzystania śródlądowych dróg wodnych obserwowana jest w krajach basenu Dunaju. Biorąc łącznie pod uwagę: Rumunię, Bułgarię i Austrię, należy stwierdzić, że średnio w tych krajach na 1 km dróg wodnych w 2016 r. przypadało 22 tys. ton ładunków, podczas gdy średnio w tych krajach na 1 km linii kolejowych – 8,6 tys. ton, a na 1 km dróg samochodowych – 3,1 tys. ton [Eurostat 2019].

Tabela 2. Produktywność nakładów na rozwój infrastruktury transportu

Wyszczególnienie		2010			2016		
		przewozy ładunków w tys. ton	nakłady na rozwój infrastruktury transportu w mln euro	produktywność nakładów w tys. ton/mln euro	przewozy ładunków w tys. ton	nakłady na rozwój infrastruktury transportu w mln euro	produktywność nakładów tys. ton/mln euro
Belgia	transport drogowy	296 189	348,0	851,1	291 549	810,0	359,9
	transport kolejowy	54 476	1376,5	39,6	–	959,1	–
	transport wodny śródlądowy	161 594	154,0	1049,3	192 938	225,0	857,5
Niemcy	transport drogowy	2 734 605	11240,0	243,3	3 111 858	12390,0	251,2
	transport kolejowy	355 715	3807,0	93,4	363 512	4840,0	75,1
	transport wodny śródlądowy	229 607	1100,0	208,7	221 349	895,0	247,3
Francja	transport drogowy	2 015 493	14497,1	139,0	17 27 611	9242,3	186,9
	transport kolejowy	85 045	3277,0	26,0	89 107	5244,0	17,0
	transport wodny śródlądowy	72 747	758,6	95,9	65 162	972,0	67,0
Holandia	transport drogowy	657 873	2300,0	286,0	65 648	–	–
	transport kolejowy	35 536	1097,0	32,4	42 615	–	–
	transport wodny śródlądowy	346 901	252,0	1376,6	361 354	–	–

Źródło: [OECD Statistics 2019; Eurostat 2019].

Tymczasem polityka rozwoju infrastruktury transportu w Polsce była i jest realizowana przede wszystkim przy uwzględnieniu potrzeb inwestycyjnych infrastruktury transportu samochodowego oraz kolejowego. Łącznie w latach 2005-2016 na rozwój śródlądowych dróg wodnych w Polsce przeznaczono 760 mln zł, podczas gdy nieporównywalnie więcej inwestowano w rozwój infrastruktury drogowej – 174,9 mld zł, na infrastrukturę kolejową zaś – 21,9 mld zł [OECD Statistics 2019]. W badanym okresie w relacji do nakładów na infrastrukturę transportu lądowego poniesione nakłady na śródlądowe drogi wodne w Polsce stanowiły zaledwie 0,36% (tab. 3).

Tabela 3. Nakłady inwestycyjne na rozwój i utrzymanie infrastruktury transportu wodnego śródlądowego na tle nakładów na infrastrukturę transportu lądowego w Polsce w latach 2005-2016 (mln zł)

Lata	Nakłady inwestycyjne		Nakłady na utrzymanie	
	śródlądowe drogi wodne	infrastruktura transportu lądowego	śródlądowe drogi wodne	infrastruktura transportu lądowego
2005	28	8 520	58	5 420
2006	26	11 586	30	6 796
2007	48	15 524	8	3 121
2008	73	19 083	8	7 177
2009	109	26 034	13	10 824
2010	99	28 862	31	11 413
2011	120	38 212	68	12 087
2012	1	20 143	32	31 109
2013	–	11 448	88	3 552
2014	256	7 680	23	4 196
2015	–	10 504	–	4 159
2016	–	14 844	–	3 183

Źródło: [OECD Statistics 2019; NIK 2014, s. 32].

Podobnie nakłady na utrzymanie śródlądowych dróg wodnych w Polsce są wielokrotnie niższe niż na utrzymanie infrastruktury transportu samochodowego i kolejowego. W latach 2005-2016 nakłady te wyniosły 359 mln zł i stanowiły zaledwie 0,46% łącznych nakładów na utrzymanie infrastruktury transportu lądowego. Konkludując, należy stwierdzić zatem, że nakłady na rozwój i utrzymanie śródlądowych dróg wodnych w Polsce są zbyt niskie w stosunku do potrzeb, i w związku z tym można przyjąć, że wraz z upływem czasu następuje proces ich degradacji.

3. Model tendencji rozwojowej przewozów ładunków na krajowej sieci śródlądowych dróg wodnych

Identyfikując skalę zmniejszania się przewozów ładunków na śródlądowych drogach wodnych w Polsce, posłużono się modelem ekonometrycznym. Założono, że będzie to model przyczynowo-skutkowy, w którym zmienną zależną (objaśnianą) jest wielkość przewozów ładunków na krajowych drogach wodnych odnotowana w latach 1991-2017. Zmienna ta spełnia wymóg wysokiej zmienności. W badanych latach współczynnik zmienności V dla tej zmiennej wynosił 34,35% (tab. 4). Jako zmienną objaśniającą (niezależną) wpływającą na wielkość przewozów ładunków na krajowych śródlądowych drogach wodnych przyjęto zmienną czasu t . Możliwości wykonywania przewozów są istotnie uwarunkowane stanem wód. Dlatego

Tabela 4. Przewozy ładunków na krajowych drogach wodnych w Polsce i potencjalne zmienne objaśniające

Lata	Przewozy na krajowej sieci śródlądowych drogach wodnych (w tys. ton)	Zmienne objaśniające		
		czas (t)	opady (km ³)	odpływ wód z powierzchni kraju (km ³)
1991	5483,0	1	189,0	39,8
1992	4937,0	2	170,7	39,4
1993	5868,0	3	189,6	43,0
1994	6434,0	4	201,5	57,4
1995	5373,9	5	205,0	54,4
1996	5173,0	6	192,5	53,0
1997	6047,0	7	199,0	58,6
1998	6046,0	8	220,1	63,5
1999	5282,0	9	199,8	70,4
2000	5025,0	10	197,3	61,9
2001	5816,0	11	232,4	61,2
2002	4536,0	12	210,5	65,3
2003	4959,0	13	152,3	42,0
2004	5010,0	14	194,3	44,4
2005	4466,0	15	181,4	48,8
2006	4460,4	16	195,1	42,2
2007	4005,6	17	224,9	48,7
2008	3671,7	18	202,8	46,6
2009	2172,6	19	213,6	46,7
2010	1547,6	20	251,1	73,6
2011	1879,2	21	216,5	66,8
2012	1643,9	22	196,0	43,7
2013	2229,2	23	211,3	57,6
2014	4832,7	24	201,5	45,6
2015	3837,5	25	156,7	36,0
2016	2964,6	26	219,3	36,4
2017	2536,1	27	246,8	54,3
Odchylenie standardowe	1478,66	–	22,80	10,69
Średnia arytmetyczna	4305,07	–	202,63	53,12
Współczynnik zmienności (%)	34,35	–	11,25	20,13

Źródło: opracowanie własne na podstawie [GUS 1995; GUS 2018c].

też w pierwszym etapie konstruowania modelu do grupy potencjalnych zmiennych objaśniających zmiany transportowego wykorzystania dróg wodnych włączono zaobserwowane w latach 1991-2017 zmiany opadów oraz zmiany stanu zasobów wodnych, mierzone wielkością odpływu wód z obszaru kraju.

Mimo zaobserwowanej w latach 1991-2017 dużej zmienności opadów atmosferycznych (współczynnik zmienności $V = 11,25\%$) i wielkości odpływu wód z obszaru kraju (współczynniki zmienności $V = 20,13\%$), zmienne te zostały odrzucone ze względu na brak odpowiedniej korelacji z wielkością odnotowanych przewozów ładunków na śródlądowych drogach wodnych.

Opierając się na analizie wykresu rozrzutu wielkości przewozów ładunków względem zmiennej czasu t , uznano, że badana zależność w największym stopniu jest zbliżona do liniowej. Estymację parametrów strukturalnych modelu trendu liniowego przeprowadzono w programie GRETL z wykorzystaniem klasycznej metody najmniejszych kwadratów (KMNK). Oszacowany model, zgodnie z przyjętą w ekonomii konwencją zapisu modeli ekonometrycznych wraz ze średnimi błędami szacunku, uzyskał następującą postać:

$$\hat{y}_t = 6356,89 - 146,56t.$$

(±368,492) (±23,001)

Ze wstępnej oceny jakościowej wynika, że oszacowany model jest poprawny. Świadczy o tym odpowiedni znak i akceptowalny poziom oszacowanego parametru strukturalnego przy zmiennej czasowej t , a także odpowiedni znak współczynnika korelacji. Ostateczna akceptacja oszacowanego modelu wymaga przeprowadzenia weryfikacji z wykorzystaniem odpowiednich testów statystycznych. Weryfikację hipotez statystycznych dotyczących jakości oszacowanego modelu przeprowadzono na poziomie istotności $\alpha = 0,05$, tj. wartości, która w wielu dziedzinach badań najczęściej przyjmowana jest jako graniczna wartość akceptowalnego poziomu błędu [Józwiak, Podgórski 2006, s. 216].

Weryfikację statystyczną modelu rozpoczęto od wykrycia problemu niestacjonarności. W przypadku szeregów czasowych zjawisko to jest bowiem częste i może prowadzić do regresji pozornej [Górecki 2010, s. 192]. W tym celu wykorzystano test KPSS (Kwiatkowskiego, Phillipsa, Schmidta i Shina), za pomocą którego zweryfikowano hipotezę zerową H_0 mówiącą o tym, że proces zmiennej przewozy (z trendem) jest stacjonarny [Kufel 2013, s. 78]. Dla rzędu opóźnienia równego 2 statystyka empiryczna testu wynosi 0,0897. Natomiast wartość krytyczna tej statystyki (przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$) jest wyższa i wynosi 0,149. Tak więc nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, że proces jest stacjonarny.

Zgodnie z wcześniej wspomnianą wielostopniową procedurą modelowania ekonometrycznego w kolejnym etapie zweryfikowano hipotezę zerową, zakładającą normalność rozkładu składnika resztowego. Weryfikacji dokonano, stosując test Shapiro-Wilka, który jest mało wrażliwy na autokorelację i heteroskedastyczność składników losowych, a ponadto może być stosowany w przypadku małych prób, nawet gdy $n \leq 30$ [Borkowski, Dudek, Szczęśny 2003, s. 82].

Wartość empiryczna statystyki W testu Shapiro-Wilka wynosi 0,966 i jest o poziom wyższa od wartości krytycznej $W\alpha = 0,923$ (wartość odczytana z tablic statystycznych dla $\alpha = 0,05$ i $n = 27$). Obszar krytyczny w tym teście jest obszarem lewostronnym, a zatem w analizowanej sytuacji nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, że dane pochodzą z rozkładu normalnego.

Jednym z warunków poprawnego zbudowania modelu ekonometrycznego jest założenie, że reszty mają rozkład losowy, a to oznacza, że nie występuje zjawisko autokorelacji reszt. Hipotezę o braku autokorelacji reszt rzędu pierwszego zweryfikowano za pomocą testu Durбина-Watsona. W przypadku analizowanego modelu trendu statystyka tego testu d wynosi 0,862149, podczas gdy wartości krytyczne (dla $\alpha = 0,05$, $k = 1$, $n = 27$), odpowiednio: dolna $d_1 = 1,32$, a górna $d_u = 1,47$. Oznacza to, że należy odrzucić hipotezę zerową, a zatem w przypadku analizowanego modelu występuje problem autokorelacji składnika losowego rzędu pierwszego [Czyżewski, Hundert, Klóska 2004, s. 74; Józwiak, Podgórski 2006, s. 74]. Aby usunąć tę niepożądaną właściwość składnika losowego, dokonano transformacji danych pierwotnych, wykorzystując metodę *quasi-różnicowania* [Maddala 2006, s. 277], a następnie oszacowano model regresji metodą Cochrane'a-Orcutta. Po wykorzystaniu obserwacji 1992-2017 ($N = 26$) model ten uzyskał następującą postać:

$$\hat{y}_t = 6640,14 - 160,117t.$$

(±795,338) (±45,5817)

Ponieważ zastosowanie tej metody wiąże się z pominięciem pierwszej obserwacji, parametry modelu ekonometrycznego dla danych *quasi-różnicowanych* oszacowano także metodą Prais-Winstena [Kufel 2013, s. 131], która pozwala uwzględnić w modelu wszystkie obserwacje (1991-2017, $n = 27$). Tak więc model przewozów ładunków na śródlądowych drogach wodnych w Polsce względem zmiennej czasu t oszacowany metodą Prais-Winstena uzyskał postać:

$$\hat{y}_t = 6220,21 - 138,637t.$$

(±621,963) (±37,9419)

Z ponownej weryfikacji hipotez statystycznych dotyczących normalności rozkładu reszt oraz autokorelacji składnika losowego (tab. 5) wynika, że składnik resztowy oszacowanych modeli charakteryzuje się odpowiednimi właściwościami. Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy, że składnik losowy ma rozkład normalny i że składnik losowy pierwszego rzędu nie wykazuje autokorelacji. Oszacowane modele mają także stałą w czasie wariancję, a więc heteroskedastyczność reszt nie występuje.

W kolejnym etapie odpowiednimi testami potwierdzono (tab. 6) poprawność doboru liniowej postaci funkcyjnej modelu do opisu zmienności wielkości przewozów ładunków na drogach wodnych w Polsce w zależności od zmiennej czasu t .

O ostatecznej akceptacji modelu zadecydowała ocena indywidualnej istotności parametrów strukturalnych. Z zasady nie dokonuje się badania istotności wyrazu wolnego, niemniej jednak – bez względu na jego istotność – nie jest on eliminowany

Tabela 5. Ocena właściwości składnika resztowego modeli oszacowanych dla danych *quasi-różnicowanych*

Testy weryfikujące własności składnika losowego	Model przewozów oszacowany metodą Cochrane'a-Orcutta	Model przewozów oszacowany metodą Prais-Winstena
Test na normalność rozkładu reszt Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny	Test Shapiro-Wilka $W = 0,92706$ $p\text{-value} = 0,065974$ $W^* (\alpha = 0,05 \text{ i } n = 26) = 0,920$ $W \geq W^*$ nie ma podstaw do odrzucenia H_0	Test Shapiro-Wilka $W = 0,937349$ $p\text{-value} = 0,104808$ $W^* (\alpha = 0,05 \text{ i } n = 27) = 0,923$ $W \geq W^*$ nie ma podstaw do odrzucenia H_0
Test na autokorelację składnika losowego Hipoteza zerowa: składnik losowy nie wykazuje autokorelacji pierwszego rzędu	Stat. Durbin-Watsona $D = 1,766140$ $Du^* (\alpha = 0,05, k = 1, n = 26) = 1,4614$ $D > Du^*$ – nie ma podstaw do odrzucenia H_0	Stat. Durbin-Watsona $D = 1,728925$ $Du^* (\alpha = 0,05, k = 1, n = 27) = 1,4688$ $D > Du^*$ – nie ma podstaw do odrzucenia H_0
Test na heteroskedastyczność reszt (zmiennosc wariacji resztowej) Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje	Test White'a Statystyka testu $W = 1,22975$, z $p\text{-value} = 0,540708$ Wartość krytyczna $\chi^2 (5\%, 2) = 5,99146$ $W \leq \chi^2$ – nie ma podstaw do odrzucenia H_0	Test White'a Statystyka testu $W = 1,27635$, z $p\text{-value} = 0,734756$ Wartość krytyczna $\chi^2 (5\%, 3) = 7,81473$ $W \leq \chi^2$ – nie ma podstaw do odrzucenia H_0

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników wygenerowanych z wykorzystaniem programu Gretl.

z modelu [Sobczyk 2013, s. 57]. W tym celu obliczono względny błąd szacunku parametru strukturalnego stojącego przy zmiennej czasu t . Dla modelu oszacowanego metodą Cochrane'a-Orcutta względny błąd szacunku parametru strukturalnego stojącego przy zmiennej czasu t wynosi 28,48%, a dla modelu oszacowanego metodą Prais-Winstena – 27,37%. Błędy te są niższe od wartości krytycznej zazwyczaj przyjmowanej na poziomie 50% [Sobczyk 2013, s. 82].

Istotność oddziaływania zmiennej czasu t na zaobserwowane zmiany przewozów potwierdzono testem t -Studenta (tab. 7). Bezwzględne wartości empiryczne statystyki t -Studenta są wyższe od wartości krytycznych t^* , można zatem przyjąć, że zmienna czasu t w obu modelach istotnie przyczynia się do wyjaśnienia zmian przewozów ładunków drogami wodnymi w Polsce. Identyfikacyjny wniosek można sformułować na podstawie prawdopodobieństwa $p\text{-value}$, które w przypadku obu modeli jest znacznie mniejsze od założonego poziomu istotności $\alpha = 0,05$.

O dobrym wyjaśnieniu zmian przewozów ładunków na drogach wodnych w Polsce przez zmienną czasu t świadczy również współczynnik determinacji R^2 oraz skorygowany R^2 . Pod tym względem oszacowane modele tylko nieznacznie się różnią. Dla obu modeli współczynnik determinacji wynosi 74%, a skorygowany 73%.

Tabela 6. Testy weryfikujące poprawność doboru funkcji liniowej do zbudowania modelu ekonometrycznego przedstawiającego zależność przewozów ładunków na śródlądowych drogach wodnych w Polsce względem zmiennej czasu t

Wyszczególnienie	Model przewozów oszacowany metodą Cochrane'a-Orcutta	Model przewozów oszacowany metodą Prais-Winstena
Test na nieliniowość (kwadraty) Hipoteza zerowa: zależność jest liniowa	Wykorzystane obserwacje 1-26 ($n = 26$) Statystyka testu: LM = 0,112556 p -value = 0,737253	Wykorzystane obserwacje 1-27 ($n = 27$) Statystyka testu: LM = 0,857681 p -value = 0,651264
Test na nieliniowość (logarytmy) Hipoteza zerowa: zależność jest liniowa	Wykorzystane obserwacje 1-26 ($n = 26$) Statystyka testu: LM = 0,0347869 p -value = 0,852043	Wykorzystane obserwacje 1-27 ($n = 27$) Statystyka testu: LM = 0,779146 p -value = 0,677346

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników wygenerowanych z wykorzystaniem programu Gretl.

Tabela 7. Indywidualna istotność parametru strukturalnego zmiennej czasu i syntetyczne miary dopasowania modelu do danych empirycznych

Wyszczególnienie	Model trendu	
	oszacowany metodą Cochrane'a-Orcutta	oszacowany metodą Prais-Winstena
Statystyka t -Studenta dla parametru strukturalnego zmiennej czasu t	-3,513	-3,654
Prawdopodobieństwo p -value dla parametru strukturalnego zmiennej t	0,0018	0,0012
Suma kwadratów reszt	14 347 522	14 757 800
Standardowy błąd szacunku (tys. ton)	773,1840	768,3176
Średnia arytmetyczna zmiennej zależnej (tys. ton)	4 259,769	4305,074
Współczynnik zmienności losowej (%)	18,15	17,85
Współczynnik determinacji R^2	0,741049	0,740970
Skorygowany R^2	0,730260	0,730609

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników wygenerowanych z wykorzystaniem programu Gretl.

W konsekwencji oznacza to, że odpowiednio w 26% i 27% zmienność przewozów ładunków jest wynikiem oddziaływania czynników przypadkowych i nieuwzględnionych w modelu.

Oceniając wyrazistość oszacowanego modelu trendu, wykorzystano także współczynnik zmienności losowej [Maksimowicz-Ajchel 2016, s. 196], będący relacją odchylenia standardowego składnika losowego do zaobserwowanej średniej wielkości przewozów ładunków. Założono, że współczynnik ten nie powinien prze-

kraczać poziomu 30% [Ekonometria 2019, s. 44]. Uzasadnieniem dla tak wysokiego prognozy jest, wcześniej wspomniana, obserwowana w praktyce wysoka zmienność przewozów ładunków drogami wodnymi w Polsce (34,35%). W przypadku modelu trendu przewozów ładunków na śródlądowych drogach wodnych w Polsce oszacowanego metodą Cochran'a-Orcutt błęd standardowy reszt wynosi 773,1840 tys. ton, a zaobserwowana w latach 1992-2017 przeciętna wielkość przewozów ładunków – 4259,8 tys. ton, a to z kolei oznacza, że współczynnik zmienności losowej składnika resztowego wynosił 18,15%. Nieco lepszą wartość tego współczynnika uzyskano zaś dla modelu oszacowanego metodą Prais-Winstena – współczynnik zmienności losowej wyniósł 17,85%. W obu przypadkach błędy te są niższe od założonego prognozy 30%. Jednak ze względu na korzystniejszą wartość współczynnika zmienności ostatecznie zdecydowano, że podstawą wnioskowania o skali regresji przewozów ładunków na sieci śródlądowych dróg wodnych w Polsce, a także podstawą oszacowania prognozy przewozów ładunków w najbliższej perspektywie czasowej będzie model oszacowany metodą Prais-Winstena. Jak wcześniej stwierdzono, model ten ma następującą postać:

$$\hat{y}_t = 6220,21 - 138,637t.$$

(±621,963) (±37,9419)

Z modelu wynika, że w latach 1991-2017 średniorocznie krajowe przewozy ładunków na śródlądowych drogach wodnych w Polsce zmniejszyły się o 138,6 tys. ton. Średnio w przypadku oszacowanego modelu wartość ta odchyła się *in plus* lub *in minus* o 37,9 tys. ton. Na potrzeby precyzyjniejszej interpretacji modelu wykorzystano dodatkowo przedział ufności dla oceny parametru strukturalnego przy zmiennej czasu t . Przedział ten, przy współczynniku ufności $1 - \alpha = 0,95$ i dla 25 stopni swobody, ma następującą postać:

$$P\{-216,780 \leq a_1 \leq -60,4943\} = 0,95.$$

Można zatem stwierdzić, że z prawdopodobieństwem 95% spadek wielkości przewozów ładunków na śródlądowych drogach wodnych w Polsce w latach 1991-2017 kształtował się w granicach pomiędzy 216,8 tys. a 60,5 tys. ton rocznie.

4. Prognoza transportowego wykorzystania śródlądowych dróg wodnych w Polsce

Decydując o wykorzystaniu oszacowanego modelu w procesie predykcji, w pierwszej kolejności sprawdzono model pod względem:

- stabilności postaci analitycznej modelu,
- stabilności wartości parametrów [Kuszeński 2008a, s. 99],
- stacjonarności rozkładu składnika losowego [Reszka 2010, s. 96].

Weryfikację stabilności postaci analitycznej modelu, przeprowadzono na podstawie testu Ramsey-RESET, a weryfikację stabilności w czasie parametrów

strukturalnych modelu – na podstawie testu Chowa. Jak wynika z przedstawionych w tab. 8 wyników zastosowanych testów, postać analityczna modelu jest stabilna, można ponadto wnioskować, że parametry strukturalne modelu są stabilne. Nie ma także podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, że rozkład reszt modelu ma charakter stacjonarny. Formalne warunki dla wyznaczenia prognozy zostały więc przez oszacowany model spełnione.

Tabela 8. Testy weryfikujące stabilność modelu oszacowanego metodą Prais-Winstena dla danych *quasi-różnicowanych* (wykorzystane obserwacje 1991-2017, $n = 27$) oraz stacjonarność rozkładu składnika losowego

Wyszczególnienie	Wyniki testu
Test Ramsey-RESET Hipoteza zerowa: liniowa postać funkcyjna modelu jest poprawna	Statystyka testu $F(2,23) = 0,498542$ $p\text{-value} = 0,613829$ Wartość krytyczna $F(5\%; 2,23) = 3,42213$ $F \leq F^*$ nie ma podstaw do odrzucenia H_0
Test Chowa na zmiany strukturalne przy podziale próby w obserwacji w 2004 r. Hipoteza zerowa: brak zmian strukturalnych	Statystyka testu $F = 0,652502$, $p\text{-value} = 0,530114$ $F^*(\alpha = 0,05; 2,23) = 3,422$ $F \leq F^*$ nie ma podstaw do odrzucenia H_0
Test KPSS dla zmiennej reszty (z trendem) Hipoteza zerowa: proces jest stacjonarny	Parametr rzędu opóźnienia = 2 Statystyka testu = 0,07246 Wartość krytyczna (dla poziomu istotności $\alpha = 0,05$) = 0,149

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników wygenerowanych z wykorzystaniem programu Gretl.

Modele tendencji rozwojowej znajdują przede wszystkim zastosowanie do budowy prognoz krótkoterminowych, względnie średnioterminowych. Stosowanie tego typu modeli do wnioskowania długoterminowego może okazać się niewiarygodne. Zaleca się, aby horyzont prognozy nie przekraczał 25% długości okresu, na podstawie którego oszacowano model ekonometryczny [Sobczyk 2013, s. 86]. W analizowanym przypadku okres ten obejmował lata 1991-2017, czyli trwał 27 lat. Horyzont prognozy mógłby więc wynosić nawet 6-7 lat.

Ze względu na dotychczasowe doświadczenia wynikające z polityki rozwoju śródlądowych dróg wodnych w Polsce pojawienie się w najbliższej perspektywie istotnych zmian jakościowych w zakresie stanu śródlądowych dróg wodnych jest mało prawdopodobne. Jednak w długim okresie nie można kwestionować możliwości odwrócenia spadkowej tendencji przewozów ładunków na drogach wodnych w Polsce.

Ostatecznie horyzont prognozy wyznaczono do 2020 r. Uznano, że w okresie prognozy zachodząc będą jedynie zmiany ilościowe, polegające na zwiększaniu lub zmniejszaniu wartości zmiennej (wielkości przewozów ładunków), zgodnie z dotychczas obserwowaną prawidłowością [Reszka 2010, s. 72]. Można zatem przy-

puszczać, że przy założeniu stałości tendencji rozwojowej przewozy ładunków na krajowej sieci śródlądowych dróg wodnych w Polsce w 2019 r. będą wynosiły 2218,5 tys. ton, a w 2020 r. – 2071,7 tys. ton (tab. 9). Wyznaczając prognozę przedziałową, można oczekiwać, że z prawdopodobieństwem równym 95% przewozy ładunków na śródlądowych drogach wodnych Polsce w 2019 r. będą kształtować się w granicach od 402,3 tys. ton do 4034,7 tys. ton.

Tabela 9. Prognoza i błędy prognozy przewozów ładunków na śródlądowych drogach wodnych w Polsce wyznaczona na podstawie modelu oszacowanego metodą Prais-Winstena

Wyszczególnienie	2019	2020
Wielkość prognozy (tys. ton)	2218,5	2071,7
Absolutny błąd prognozy <i>ex ante</i> (tys. ton)	881,86	914,95
Względny błąd prognozy <i>ex ante</i> (%)	39,75	44,16
Przedział prognozy dla $\alpha = 0,05$ (tys. ton)	402,3-4034,7	187,3-3956,0
Bezwzględny błąd prognozy przedziałowej (tys. ton)	1816,20	1884,35
Względny błąd prognozy przedziałowej (%)	81,87	90,96

Źródło: opracowanie własne na podstawie [Sobczyk 2013, s. 90] oraz wyników wygenerowanych z wykorzystaniem programu Gretl.

Wiarygodność otrzymanych wyników oceniono na podstawie absolutnego i względnego błędu prognozy *ex ante*. Dla prognozy punktowej na 2019 r. bezwzględny błąd prognozy *ex ante* wynosi 881,86 tys. ton, a dla prognozy na 2020 r. – 914,95 tys. ton. Względny średni błąd prognozy *ex ante* dla oszacowanych prognoz punktowych wynosi – odpowiednio – 39,75% i 44,16%. W przypadku prognozy przedziałowej błędy te są jeszcze wyższe. Ze względu na wysokie błędy oszacowane prognozy mogą być jedynie orientacyjnym sygnałem w zakresie tendencji transportowego wykorzystania śródlądowych dróg wodnych w Polsce.

5. Zakończenie

W wyniku przeprowadzonej analizy wykazano, że:

- w krajach Europy Zachodniej, w których istnieją śródlądowe drogi wodne, na ich rozwój oraz utrzymanie przeznaczane są znaczne środki;
- nakłady finansowe przeznaczane na zagospodarowanie śródlądowych dróg wodnych w krajach basenu reńskiego wykazują wysoką produktywność;
- śródlądowe drogi wodne w krajach basenu reńskiego i Dunaju, w porównaniu z infrastrukturą innych gałęzi transportu, charakteryzują się wysoką intensywnością wykorzystania;
- nakłady na rozwój i utrzymanie śródlądowych dróg wodnych w Polsce są zbyt niskie w stosunku do potrzeb i w związku z tym obserwowany jest proces ich degradacji;

- w latach 1991-2017 przewozy ładunków na śródlądowych drogach wodnych w Polsce zmniejszały się średniorocznie o ok. 140 tys. ton;
- w 2020 r. przewozy ładunków na śródlądowych drogach wodnych w Polsce mogą obniżyć się do poziomu 2071,7 tys. ton (byłyby to poziom 10,7-krotnie niższy niż w 1980 r. i 4,7-krotnie mniejszy niż w 1990 r.).

Brak zmian w polityce finansowania infrastruktury transportu wodnego śródlądowego doprowadzi w najbliższej perspektywie do zaniku funkcji transportowej śródlądowych dróg wodnych w Polsce. Zmiany te są niezgodne z obserwowanymi tendencjami w krajach, w których występują śródlądowe drogi wodne. Zanik funkcji transportowej śródlądowych dróg wodnych nie tylko oznacza rezygnację z korzyści wynikających z rozwoju transportu wodnego śródlądowego, ale także może być sygnałem pojawienia się poważnych problemów w gospodarce wodnej. Śródlądowe ciekły wodne pełnią bowiem wiele funkcji, w tym zwłaszcza tak istotną dla gospodarki jak zaopatrzenie w wodę. Według Ministerstwa Rolnictwa i Rozwoju Wsi susza w Polsce w 2018 r. spowodowała straty dla gospodarki na poziomie 3,6 mld zł [Business Insider, 2018]. Ze względu na coraz częściej pojawiający się problem suszy można się spodziewać, że dla wielu krajów deficyt wodny będzie w przyszłości jednym z kluczowych wyzwań. W długiej perspektywie szanse na zagospodarowanie dróg wodnych w Polsce istnieją i wynikają m.in. z ratyfikacji w dniu 6 marca 2017 r. przez stronę polską „Europejskiego porozumienia w sprawie głównych śródlądowych dróg wodnych o znaczeniu międzynarodowym” (AGN), zgodnie z którym główne drogi wodne w Polsce powinny być dostosowane do standardów międzynarodowych.

Literatura

- Borkowski B., Dudek H., Szczęsny W., 2003, *Ekonometria. Wybrane zagadnienia*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Business Insider, 2018, *Są nowe dane resortu rolnictwa o stratach spowodowanych suszą*, <https://businessinsider.com.pl/finanse/straty-spowodowane-susza-2018-dane-mririw/l77xfet> (12.01.2019).
- Czyżewski R., Hundert M., Klóska R., 2004, *Wybrane zagadnienia ze statystyki*, Wydawnictwo ECONOMICUS, Szczecin.
- Ekonometria, 2019, *Etapy budowy modelu ekonometrycznego*, http://www.zarz.agh.edu.pl/abyrska/EKONOMETRIA_2_3_prezentacja.pdf (4.03.2019).
- Eurostat, 2019, Database, <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database> (15.02.2019).
- Górecki B.R., 2010, *Ekonometria. Podstawy teorii i praktyki*, Wydawnictwo Key Text, Warszawa.
- GUS, 1995, *Rocznik Statystyczny*, Warszawa.
- GUS, 1997, *Transport – wyniki działalności w 1996*, Warszawa.
- GUS, 2018a, *Transport – wyniki działalności w 2017*, Warszawa, <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/transport-i-laczynosc/transport/transport-wyniki-dzialalnosci-w-2017-roku,9,17.html> (15.03.2019).
- GUS, 2018b, *Roczniki Statystyczne Rzeczypospolitej Polskiej*. Archiwum, Warszawa, <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/roczniki-statystyczne/roczniki-statystyczne/rocznik-statystyczny-rzeczypospolitej-polskiej-2018,2,18.html> (20.03.2019).

- Jakubczyc J., 1982, *Jednorównaniowe modele ekonometryczne*, PWE, Warszawa.
- Józwiak J., Podgórski J., 2006, *Statystyka od podstaw*, PWE, Warszawa.
- Kufel T., 2013, *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Kuszczyński T., 2008a, *Prognozowanie na podstawie jednorównaniowego modelu ekonometrycznego*, [w:] *Ekonometria*, M. Gruszczyński, M. Podgórski (red.), Szkoła Główna Handlowa, Warszawa.
- Kuszczyński T., 2008b, *Weryfikacja jednorównaniowego liniowego modelu ekonometrycznego – uzupełnienia*, [w:] *Ekonometria*, M. Gruszczyński, M. Podgórska (red.), Szkoła Główna Handlowa, Warszawa.
- Maddala G.S., 2006, *Ekonometria*, M. Gruszczyński (red.), Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Maksimowicz-Ajchel A., 2016, *Wstęp do statystyki. Metody opisu statystycznego*, Wydawnictwo Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa.
- NIK, 2014, *Informacja o wynikach kontroli – funkcjonowanie żeglugi śródlądowej*, Warszawa.
- OECD Statistics, 2019, *Transport infrastructure investment and maintenance spending*, <http://stats.oecd.org/Index.aspx> (14.03.2019).
- Reszka L., 2010, *Prognozowanie popytu w logistyce małego przedsiębiorstwa*, Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego, Gdańsk.
- Sobczyk M., 2013, *Ekonometria*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.