



DOI:10.18276/sip.2016.45/2-36

Elżbieta Szaruga\*

Uniwersytet Szczeciński

## BADANIE PRZYCZYNOWOŚCI W SENSIE GRANGERA POMIĘDZY PRZEWOZAMI ŁADUNKÓW PRZEZ TRANSPORT SAMOCHODOWY A WZROSTEM GOSPODARCZYM NA PRZYKŁADZIE POLSKI

### Streszczenie

W artykule przeprowadzono badanie przyczynowości pomiędzy dwiema kategoriami ekonomicznymi, czyli pomiędzy przewozami ładunków przez transport samochodowy a wzrostem gospodarczym, opierając się na założeniach modelu VECM i korzystając z testu przyczynowości Grangera. Badanie zostało przeprowadzone na przykładzie Polski, obejmując analizą lata 1991–2013. Ponadto w artykule za pomocą testu ADF i testu śladu Johansena stwierdzono, że badane szeregi są zintegrowane stopnia pierwszego lub I(1). Stacjonarność ich można osiągnąć dopiero po podwójnej transformacji; najpierw poprzez transformowanie do ich logarytmów, a potem licząc przyrosty. W wyniku przeprowadzonej analizy wykazano, że występuje jednokierunkowa zależność pomiędzy omawianymi kategoriami w długim okresie. Można stwierdzić, że przewozy ładunków przez transport samochodowy są przyczyną w sensie Grangera wzrostu gospodarczego w długim okresie. Natomiast w długim okresie wzrost gospodarczy nie jest przyczyną przewozów ładunków przez transport samochodowy. W przypadku analizy krótkookresowej można wykazać, że przewozy ładunków przez transport samochodowy są przyczyną w sensie Grangera wzrostu gospodarczego, i *vice versa*.

**Słowa kluczowe:** przewozy ładunków przez transport samochodowy, test przyczynowości Grangera, VECM

---

\* Adres e-mail: elzbieta.szaruga@wzieu.pl.

## Wprowadzenie

Artykuł został poświęcony badaniu przyczynowości w sensie Grangera pomiędzy dwiema kategoriami ekonomicznymi, czyli pomiędzy wzrostem gospodarczym a przewozami ładunków przez transport samochodowy. Badanie odnosiło się do zakresu czasowego obejmującego lata 1991–2013, a zakres przestrzenny odnosił się do Polski.

Artykuł składa się z dwóch części. W pierwszej części dokonano przeglądu literatury, wskazując na dokonania innych badaczy wykorzystujących podobne metody, w tym VECM, VAR, test Grangera. W drugiej części przeprowadzono badanie przyczynowości w sensie Grangera bazujące na modelu VECM, korzystając z bazy danych OECD dla Polski. Ponadto zbadano stacjonarność szeregów oraz oceniono stopień zintegrowania szeregów, co było punktem wyjścia do dalszej analizy.

Celem artykułu jest identyfikacja przyczynowości i jej kierunku pomiędzy przewozami ładunków przez transport samochodowy a wzrostem gospodarczym w długim i krótkim okresie.

### 1. Przegląd literatury

Transport, będąc jednym z ważnych czynników rozwoju gospodarki, stanowi przedmiot wielu badań, wśród których szczególną rolę przypisuje się analizie związków przyczynowo-skutkowych pomiędzy popytem na transport a wzrostem gospodarczym. Analiza tych związków jest istotna z punktu widzenia paradygmatu *de-coupling* wyznaczającego kierunek rozwoju Unii Europejskiej poprzez rozdzielenie/rozprężenie współzależności pomiędzy wzrostem aktywności transportowej a wzrostem gospodarczym, co ma swoje odzwierciedlenie również w badaniach nad transportochłonnością gospodarki (Załoga, 2013, s. 125–126; 2014, s. 412). Początkowo w kontekście tego paradygmatu, to znaczy w latach 2002–2005, podnoszono potrzebę racjonalizowania potrzeb przewozowych poprzez ograniczenie pracy przewozowej w warunkach wzrostu gospodarczego, co miało sprzyjać zrównoważonemu rozwojowi. Później jednak paradygmat ten był nieco inaczej postrzegany – od 2006 roku większą uwagę zwrócono na rozdzieleniu wzrostu gospodarczego wyłącznie od negatywnych następstw działalności transportowej, a nie całej aktywności transportowej (Załoga, 2013, s. 129). Ma to swoje odzwierciedlenie też w pracach poświęconych badaniom przyczynowości w transporcie, w których wykorzystuje

się między innymi modelem VAR (*Vector Autoregressive Models*) lub VECM (*Vector Error Correction Model*), a także IRF (*Impulse Response Function*) i test przyczynowości Grangera.

W tym kontekście przytoczonych narzędzi i przedmiotu badań szczególnie interesujący jest artykuł opublikowany przez M. Kulshreshtha'ę, B. Nag oraz M. Kulshreshtha'ę (2001), poświęcony zastosowaniu modelu wektorowej autoregresji (VAR) w badaniu zapotrzebowania na transport ładunków przez indyjskie koleje w latach 1960–1995. Autorzy ci włączyli do badania takie zmienne, jak: popyt na transport ładunków (w mln tkm), PKB (w cenach 1980/1981), cena (obliczona jako stawka pobierana za każdy tkm względem wskaźnika cen hurtowych dla wszystkich towarów) oraz liczba zarejestrowanych pojazdów (w tys.). Z przeprowadzonych badań wynika, że istnieje dwukierunkowa i długookresowa zależność pomiędzy popytem na transport ładunków a PKB.

Podobny kierunek badań przyjęli M.A. Beyzatlar, M. Karacal i H. Yetkiner (2014). Ich celem było zbadanie kierunku zależności pomiędzy transportem a PKB w latach 1970–2008 na przykładzie gospodarek państw należących do EU-15, z wykorzystaniem do tego celu testu przyczynowości Grangera. Według nich istnieje dwukierunkowa zależność pomiędzy transportem lądowym ładunków a wzrostem gospodarczym dla badanej grupy krajów w badanym okresie. Oznacza to, że transport lądowy ładunków jest determinantą wzrostu gospodarczego i *vice versa*. Niestety nie udało się potwierdzić istnienia zależności pomiędzy transportem lądowym osób a wzrostem gospodarczym (Beyzatlar, Karacal, Yetkiner, 2014).

W podobnym nurcie pozostają badania na temat dynamicznych zależności pomiędzy popytem na transport lotniczy a wzrostem gospodarczym w Stanach Zjednoczonych, których wyniki opublikowali J. Chi oraz J. Baek (2013). Autorzy zaprezentowali nieco inne podejście, polegające na uwzględnieniu szoków rynkowych (reprezentowane przez: globalny kryzys finansowy 2008 r., ataki terrorystyczne 9/11, wojnę w Iraku czy epidemię SARS). Zdaniem autorów mogłyby one mieć wpływ na popyt na transport lotniczy Stanów Zjednoczonych. Po weryfikacji związków długookresowych i krótkookresowych okazało się, że wzrost gospodarczy w perspektywie długookresowej odgrywa istotną rolę w rozwoju lotniczego transportu zarówno osób, jak i ładunków. W krótkiej perspektywie czasowej wzrost gospodarczy oddziałuje jedynie na transport lotniczy osób. W przypadku szoków rynkowych jedynie ataki terrorystyczne 9/11 oraz epidemia SARS były przyczyną spadku popytu na transport lotniczy osób zarówno w krótkim, jak i długim okresie (Chi, Baek, 2013).

Z kolei B. Liddle (2009) w swojej pracy, wykorzystując test Grangera i model VECM, weryfikuje długookresowe zależności pomiędzy popytem na transport, dochodem i cenami benzyny na przykładzie Stanów Zjednoczonych w latach 1946–2006. W badaniu uwzględniono takie zmienne, jak: realny PKB *per capita*, pojazd-mile (*vehicle-miles<sup>1</sup>*) *per capita*, zużycia paliwa silnikowego *per capita*, liczba zarejestrowanych pojazdów *per capita*. Autor zauważa, że istnieje długookresowa zależność przyczynowa pomiędzy popytem na transport a cenami benzyny, dochodem i wskaźnikiem motoryzacji indywidualnej. Jednak dodaje też, że ceny benzyny w krótkim okresie nie mają znaczącego wpływu na pojazd-mile, ale za to mają wpływ na wskaźnik motoryzacji indywidualnej (Liddle, 2009).

Natomiast w analizie związków przyczynowo-skutkowych A.R. Ramli oraz D.J. Graham (2014) skupiają się na zapotrzebowaniu na paliwo przez transport samochodowy, a nie wielkości pracy przewozowej. Takie podejście jest zgodne z paradygmatem *decoupling*, o czym pisano wcześniej. Autorzy, wykorzystując techniki kointegracji, poddali analizie transport samochodowy w Wielkiej Brytanii w latach 1980–2009. W wyniku przeprowadzonych badań stwierdzili oni, że zarówno cena, jak i dochód są statystycznie istotnymi determinantami konsumpcji paliwa (Ramli, Graham, 2014).

Podobne badanie do Ramliego oraz Grahama przeprowadził M. Hasanov (2015), który badał zapotrzebowanie na paliwa przez transport Turcji. Analizie poddane zostały dane z okresu 2003–2014. Jak wynika z wniosków z przeprowadzonych badań, nie znaleziono długookresowej zależności pomiędzy zużyciem benzyny a ceną i dochodem. Jedynie w krótkim okresie można zauważyć, że zapotrzebowanie na benzynę zmieniało się pod wpływem ceny. Natomiast w przypadku zapotrzebowania na olej napędowy można mówić o długookresowej zależności pomiędzy zapotrzebowaniem na olej napędowy a ceną i dochodem, choć jak podkreśla sam badacz, popyt na olej napędowy jest dochodowo elastyczny i cenowo nieelastyczny. Ponadto zapotrzebowanie na olej napędowy w krótkim okresie zmienia się pod wpływem zmian dochodu, a nie pod wpływem zmian cen. Hasanov podkreśla fakt, że nadmierne opodatkowanie wpływa na odejście od benzyny w stronę oleju napędowego.

Jak wynika z przeprowadzonych studiów literaturowych, wiodącym kierunkiem badań zależności w transporcie jest analiza powiązań pomiędzy popytem na transport a PKB (dochodu) i cenami. Korzystając z badań przytoczonych naukowców, w dalszej części artykułu zostanie przedstawiona analiza zależności pomiędzy

<sup>1</sup> Pojazd-mila jest miernikiem eksploatacyjnym, który wyraża przemieszczanie się pojazdu silnikowego na odległość jednej mili. Jest to amerykański odpowiednik europejskiego pojazd-*okm*.

przewozami ładunków przez transport samochodowy (popytem zrealizowanym) i PKB na przykładzie Polski.

## 2. Weryfikacja przyczynowości pomiędzy przewozami ładunków przez transport samochodowy a wzrostem gospodarczym

Jak już wcześniej wspomniano, celem artykułu jest identyfikacja kierunku przyczynowości w sensie Grangera pomiędzy dwiema kategoriami ekonomicznymi, czyli pomiędzy przewozami ładunków przez transport samochodowy a wzrostem gospodarczym, przy czym na potrzeby artykułu przyjęto za zmienne reprezentacyjne takie oznaczenia, jak:

- a) TKM – zmienna reprezentuje przewozy ładunków przez transport samochodowy, wyrażona jest jako naturalny, złożony miernik produkcji transportowej będący iloczynem przewiezionych ton ładunków i odległości przewozu (mln tkm<sup>2</sup>);
- b) GDP – zmienna reprezentuje wzrost gospodarczy, wyrażona jest w cenach stałych PKB (mln zł).

Dane pochodzące z bazy Organizacji Współpracy Gospodarczej i Rozwoju (*OECD Statistics*, 2015) obejmowały lata 1991–2013 (dane roczne), a zakres przestrzenny odnosił się do Polski.

Badanie kierunku przyczynowości w sensie Grangera pomiędzy dwiema omawianymi kategoriami zostało poprzedzone analizą stacjonarności (testem ADF) i kointegracji (testem śladu Johansena), co przedstawiono odpowiednio w tabeli 1 i 2. Należy przy tym jednak zaznaczyć, że zmienne niestacjonarne można doprowadzić do stacjonarności poprzez transformowanie w ich przyrosty lub logarytmy (Kusideł, 2000, s. 19), co też uczyniono (przyjęto, że prefiks „L” przed oznaczeniem zmiennej oznacza przekształcenie przez logarytm naturalny).

Jak wynika z informacji zawartych w tabeli 1, dla poziomów badanych zmiennych (przed i po transformacji do ich logarytmów) nie można odrzucić hipotezy zerowej mówiącej, że szeregi są niestacjonarne. Jednak po transformacji zmiennych najpierw do ich logarytmów, a potem do ich przyrostów (stopnia I) hipoteza zerowa zostaje odrzucona na poziomie istotności statystycznej 5%. To oznacza, że szeregi są niestacjonarne i zintegrowane stopnia pierwszego lub I(1).

<sup>2</sup> Tkm – tonokilometr.

Kolejnym etapem jest ocena stopnia kointegracji za pomocą testu śladu Johansena przy założeniu, że zmienne są I(1). Jak pokazują wyniki tego testu zawarte w tabeli 2, istnieje jedna relacja kointegrująca pomiędzy przewozami ładunków przez transport samochodowy a wzrostem gospodarczym. Wyniki testu Johansena sugerują, że należy odrzucić hipotezę zerową o braku kointegracji. Wniosek ten jest jednoznaczny z istnieniem długookresowej zależności pomiędzy tymi dwiema zmiennymi reprezentującymi omawiane kategorie ekonomiczne.

Skoro zmienne są I(1) i występuje między nimi jedna relacja kointegrująca, można zbadać przyczynowość w sensie Grangera, opierając się na założeniach modelu VECM.

Tabela 1. Wyniki testu ADF

Zmienne	Bez stałej i bez trendu				Ze stałą, bez trendu				Ze stałą i trendem			
	Wartość testu	1%	5%	10%	Wartość testu	1%	5%	10%	Wartość testu	1%	5%	10%
Poziomy zmiennej												
<i>TKM</i>	2,6417 (5)	-2,56	-1,94	-1,62	1,0469 (4)	-3,43	-2,86	-2,57	-0,6437 (4)	-3,96	-3,41	-3,13
<i>GDP</i>	1,1651 (5)	-2,56	-1,94	-1,62	0,9975 (5)	-3,43	-2,86	-2,57	<b>-3,4531</b> ** (4)	-3,96	-3,41	-3,13
<i>LTKM</i>	2,8111 (5)	-2,56	-1,94	-1,62	0,4320 (4)	-3,43	-2,86	-2,57	-1,8802 (4)	-3,96	-3,41	-3,13
<i>LGDP</i>	1,7910 (5)	-2,56	-1,94	-1,62	-1,1448 (4)	-3,43	-2,86	-2,57	-1,8207 (4)	-3,96	-3,41	-3,13
Pierwsze różnice												
<i>TKM</i>	0,6989 (5)	-2,56	-1,94	-1,62	-1,2112 (4)	-3,43	-2,86	-2,57	-2,1244 (3)	-3,96	-3,41	-3,13
<i>GDP</i>	-0,7178 (5)	-2,56	-1,94	-1,62	<b>-3,1086</b> ** (4)	-3,43	-2,86	-2,57	<b>-3,3897</b> * (4)	-3,96	-3,41	-3,13
<i>LTKM</i>	-0,3491 (5)	-2,56	-1,94	-1,62	<b>-2,9562</b> ** (4)	-3,43	-2,86	-2,57	<b>-3,6257</b> ** (4)	-3,96	-3,41	-3,13
<i>LGDP</i>	-1,4165 (6)	-2,56	-1,94	-1,62	<b>-4,0486</b> *** (4)	-3,43	-2,86	-2,57	<b>-3,8881</b> ** (4)	-3,96	-3,41	-3,13

W nawiasach podano optymalną liczbę opóźnień otrzymaną na podstawie kryteriów informacyjnych: Akaike'ego, Hannana-Ouinna oraz Schwarzera.

\*, \*\*, \*\*\* – oznaczono istotność na poziomie odpowiednio: poniżej 10%, 5%, 1%.

Źródło: opracowanie własne na podstawie *OECD Statistics* (2015).

Tabela 2. Wyniki testu śladu Johansena

r0	Stała (3)					Stała i trend (2)				
	LR	p-val	90%	95%	99%	LR	p-val	90%	95%	99%
0	39,42	0,0000 ***	17,98	20,16	24,69	27,88	0,0256 **	23,32	25,73	30,67
1	6,67	0,1495	7,60	9,14	12,53	6,23	0,4421	10,68	12,45	16,22

W nawiasach podano optymalną liczbę opóźnień otrzymaną na podstawie kryteriów informacyjnych: Akaike’ego, Hannana-Ouinna oraz Schwarz’a.

\*, \*\*, \*\*\* – oznaczono istotność na poziomie odpowiednio: poniżej 10%, 5%, 1%.

Źródło: opracowanie własne na podstawie *OECD Statistics* (2015).

Korzystając z kryterium informacyjnego Akaike’ego (AIC), obliczono optymalną liczbę opóźnień do modelu równą 1, uwzględniając zmienne endogeniczne *LTKM* i *LGDP* oraz zmienne deterministyczne: stałą ograniczoną<sup>3</sup>. Ponadto do estymacji prezentowanego modelu zastosowano procedurę dwustopniową (pierwszy stopień bazował na podejściu Johansena, drugi opierał się na 3SLS). W etapie specyfikacji modelu nałożono restrykcje systemem SER na podstawie AIC, co przedstawiono w postaci macierzowej poniżej.

$$\begin{bmatrix} \Delta LGDP(t) \\ \Delta LTKM(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} * \\ * \end{bmatrix} [ec1(t-1)] + \begin{bmatrix} * & 0 \\ * & * \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta LGDP(t-1) \\ \Delta LTKM(t-1) \end{bmatrix},$$

gdzie:

\* – włączono,

0 – wyłączono z modelu.

Po nałożeniu restrykcji na model dokonano jego estymacji, co przedstawiono w tabeli 3. Jak z niej wynika, jedynie przyrost logarytmu z opóźnieniem równym 1 nie był istotny statystycznie. Ponadto można zauważyć, że opóźnione przewozy ładunków przez transport samochodowy nie oddziałują w długim okresie na wzrost gospodarczy z jednoczesnym oddziaływaniem opóźnionego wzrostu gospodarczego, podczas gdy w długim okresie opóźniony wzrost gospodarczy oddziałuje na przewozy ładunków przez transport samochodowy z jednoczesnym oddziaływaniem opóźnionych przewozów ładunków przez transport samochodowy, przy czym opóźnione przewozy ładunków przez transport samochodowy są nieistotne statystycznie w tym modelu. Poza analizą długookresowych związków oddziaływania można przyjrzeć

<sup>3</sup> Zostały przeanalizowane różne specyfikacje, jednak ostateczna weryfikacja modelu przesądziła o przyjęciu wersji ze stałą ograniczoną. Na wyborze tego wariantu modelu szczególnie zaważyły wyniki testów na autokorelację i normalność reszt.

się analizie krótkookresowej, czyli parametrom  $ecI(t-1)$ . Oba są istotne statystycznie i zapewniają dążenie do równowagi krótkookresowej, przy czym przewozy ładunków przez transport samochodowy szybciej niż wzrost gospodarczy dostosowują się do stanu równowagi. Weryfikacja tego modelu jest przedstawiona w formie tabelarycznej (tabela 4).

Tabela 3. Wyniki estymacji modelu dwustopniową procedurą

Wyniki estymacji modelu dwustopniową procedurą		
	<i>DLGDP</i>	<i>DLTKM</i>
<i>DLGDP(t-1)</i>	0,732 *** (0,000)	0,701 *** (0,002)
<i>DLTKM(t-1)</i>	---	0,222 0,131
<i>ecI(t-1)</i>	-0,061 * (0,053)	0,181 ** 0,015

W nawiasach podano *p-value*.

\*, \*\*, \*\*\* – oznaczono istotność na poziomie odpowiednio: poniżej 10%, 5%, 1%.

Źródło: opracowanie własne na podstawie *OECD Statistics* (2015).

Tabela 4. Wyniki weryfikacji modelu

LM-TYPE test (z 1 opóźnieniem) na autokorelację	Lütkepohl test (z 1 opóźnieniem) na normalność	MULTIVARIATE ARCH-LM TEST (z 1 opóźnieniem)
Statystyka LM: <b>3,4601</b>	Wspólna statystyka testu: <b>4,2788</b> <i>p-value</i> : <b>0,3696</b> Stopnie swobody: <b>4,0000</b>	Statystyka testu VARCHLM: <b>2,7496</b>
<i>p-value</i> : <b>0,4840</b>	Wyłącznie skośność: <b>0,9570</b> <i>p-value</i> : <b>0,6197</b>	<i>p-value</i> ( $\chi^2$ ): <b>0,9734</b>
Stopnie swobody: <b>4,000</b>	Wyłącznie kurtozą: <b>3,3218</b> <i>p-value</i> : <b>0,1900</b>	Stopnie swobody: <b>9,0000</b>

Źródło: opracowanie własne na podstawie *OECD Statistics* (2015).

Jak wynika z tabeli 4, model charakteryzował się pożądanymi właściwościami, o czym świadczą poszczególne statystyki. Wynik testu LM-TYPE na autokorelację z jednym opóźnieniem konotuje fakt, że nie można odrzucić hipotezy zerowej o braku autokorelacji reszt. Jeśli chodzi o test Lütkepohla (alternatywny względem testów Doornika i Hansena czy Jarque-Bera), nie ma podstaw do odrzucenia



hipotezy zerowej o normalności reszt. Ponadto na podstawie wieloczynnikowego testu ARCH-LM nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o homoskedastyczności reszt.

Na podstawie tak skonstruowanego modelu (VECM) zbadano przyczynowość za pomocą testu przyczynowości Grangera, uwzględniając tylko jedną zmienną odpowiadającą za przyczynę i tylko jedną zmienną odpowiadającą za efekt – bez równoczesnego oddziaływania pozostałych zmiennych – tak jak wskazywałyby na to estymatory parametrów i graniczny poziom istotności modelu VECM (tabela 5). Celem takiego podejścia (jak w teście przyczynowości Grangera) jest zbadanie przyczynowości wyłącznie pomiędzy dwiema kategoriami ekonomicznymi, bez wpływu innych zmiennych (np. opóźnień własnej zmiennej), które mogłyby zniekształcić kierunek zależności.

Tabela 5. Weryfikacja przyczynowości w sensie Grangera

<b>H0: LGDP nie jest przyczyną w sensie Grangera LTKM</b>	<b>H0: LTKM nie jest przyczyną w sensie Grangera LGDP</b>
Statystyka testu $l = 0,7062$ $pval-F(1; 2, 26) = 0,5027$	Statystyka testu $l = 6,9741$ $pval-F(1; 2, 26) = 0,0038$
<b>H0: Brak przyczynowości natychmiastowej w sensie Grangera pomiędzy LGDP a LTKM</b>	<b>H0: Brak przyczynowości natychmiastowej w sensie Grangera pomiędzy LTKM a LGDP</b>
Statystyka testu: $c = 6,1099$ $pval-Chi(c; 1) = 0,0134$	Statystyka testu: $c = 6,1099$ $pval-Chi(c; 1) = 0,0134$

Źródło: opracowanie własne na podstawie *OECD Statistics* (2015).

Jak wynika z informacji przedstawionych w tabeli 5, pomiędzy badanymi kategoriami ekonomicznymi istnieje jednokierunkowa zależność. Wzrost gospodarczy nie jest przyczyną (w sensie Grangera) przewozów ładunków przez transport samochodowy w długim okresie, ale przewozy ładunków przez transport samochodowy są przyczyną w sensie Grangera wzrostu gospodarczego w długim okresie. Ponadto w krótkim okresie można stwierdzić występowanie zależności dwukierunkowej, czyli tak zwanego sprzężenia zwrotnego pomiędzy przewozami ładunków przez transport samochodowy a wzrostem gospodarczym.

## Podsumowanie

W artykule przeprowadzono analizę przyczynowości pomiędzy przewozami ładunków przez transport samochodowy a wzrostem gospodarczym na przykładzie Polski, wykorzystując roczne dane od 1991 do 2013 roku. Podobne analizy zostały przeprowadzone przez innych badaczy, co szerzej zostało ujęte w przeglądzie literatury. Niemniej wyniki tego badania nieco różnią się od wyników badań pozostałych badaczy. W pracach innych badaczy mówi się o dwukierunkowej przyczynowości między badanymi kategoriami w długim okresie, w tym badaniu zweryfikowano wyłącznie jednokierunkową długookresową zależność. Należy przy tym pamiętać, że na uzyskane wyniki wpływ miał również przedmiot badania, czyli przewozy ładunków przez określoną gałąź (rodzaj) oraz zakres czasowy i przestrzenny. W Polsce w okresie 1991–2013 miał miejsce znaczny wzrost przewozów ładunków, a transport samochodowy jest dominującą gałęzią w obsłudze potrzeb gospodarki. Gdyby tylko uwzględniono transport lądowy lub tylko kolejowy, otrzymane wyniki prowadziłyby do innych wniosków. Przeprowadzone wyniki wskazują na istnienie skutków paradygmatu *decoupling* będącego integralną częścią polityki zrównoważonego rozwoju Polski. W relacji długookresowej zanika wpływ wzrostu gospodarczego na przewozy ładunków przez transport samochodowy, podczas gdy w relacji krótkookresowej ten wpływ jeszcze ma znaczenie.

## Literatura

- Beyzatlar, M.A., Karacal, M., Yetkiner, H. (2014). Granger-causality between Transportation and GDP: A Panel Data Approach. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 63, 43–55. DOI:10.1016/j.tra.2014.03.001.
- Chi, J., Baek, J. (2013). Dynamic Relationship between Air Transport Demand and Economic Growth in the United States: A New Look. *Transport Policy*, 29, 257–260. DOI:10.1016/j.tranpol.2013.03.005.
- Hasanov, M. (2015). The Demand for Transport Fuels in Turkey. *Energy Economics*, 51, 125–134. DOI:10.1016/j.eneco.2015.05.023.
- Kulshreshtha, M., Nag, B., Kulshreshtha, M. (2001). A Multivariate Cointegrating Vector Auto Regressive Model of Freight Transport Demand: Evidence from Indian Railways. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 35 (1), 29–45. DOI:10.1016/S0965-8564(99)00046-4.
- Kusideł, E. (2000). *Modele wektorowo-autoregresyjne VAR: metodologia i zastosowania*. Łódź: Absolwent.

- Liddle, B. (2009). Long-run Relationship Among Transport Demand, Income, and Gasoline Price for the US. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 14 (2), 73–82. DOI:10.1016/j.trd.2008.10.006.
- OECD Statistics. (2015). Pobrane z: <http://stats.oecd.org/> (10.09.2015).
- Ramli, A.R., Graham, D.J. (2014). The Demand for Road Transport Diesel Fuel in the UK: Empirical Evidence from Static and Dynamic Cointegration Techniques. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 26, 60–66. DOI:10.1016/j.trd.2013.10.010.
- Załoga, E. (2013). *Trendy w transporcie lądowym Unii Europejskiej*. Szczecin: Wyd. Naukowe US.
- Załoga, E. (2014). W kierunku nowego paradygmatu rozwoju transportu Unii Europejskiej. *Logistyka*, 2, 409–417.

## EXAMINATION OF GRANGER-CAUSALITY BETWEEN THE ROAD FREIGHT TRANSPORT AND ECONOMIC GROWTH ON THE EXAMPLE OF POLAND

### Abstract

The article carried out causality between the two economic categories, that is between the road freight transport and economic growth, based on the assumptions of the VECM and using the Granger-causality test. The examination on the example of Poland, covers the years: 1991–2013, was conducted. Furthermore, it was found (by the ADF and the Johansen Trace Test) that time series are integrated of order one or I(1). The stationarity of them can be achieved only after a double transformation; by first transforming to their logarithms and then their first difference. As a result of the examination, it was found that there is a unidirectional relationship between these categories in the long term. It can be argued that road freight transport is cause (in Granger sense) of economic growth in the long term, while long-term economic growth is not a cause road freight transport. In the case of short-term analysis, it can conclude that the road freight transport is the cause (in Granger sense) economic growth and vice versa (bidirectional relationship).

*Translated by Elżbieta Szaruga*

**Keywords:** road freight transport, Granger-causality test, VECM

**JEL Codes:** C32, R41

