

Jan Acedański

Akademia Ekonomiczna w Katowicach

O PEWNEJ METODZIE PROGNOZOWANIA PRZEWOZÓW W GOSPODARCE

1. Wstęp

Prowadzenie skutecznej polityki transportowej wymaga trafnego prognozowania wielkości przewozów oraz podziału zadań transportowych pomiędzy różne gałęzie transportu. Wśród ekonometrycznych metod prognozowania przewozów wyróżnia się dwa podejścia [Hozer, Zawadzki 1986]. Podejście syntetyczne zakłada, że globalna wielkość przewozów określana jest potrzebami gospodarki, zaś właściwości ekonomiczne poszczególnych gałęzi oraz stopień ich wzajemnej konkurencyjności determinują międzygałęziowy podział masy ładunkowej. Według metody analitycznej globalna wielkość przewozów jest agregatem przewozów wykonywanych przez każdą z gałęzi.

W referacie zaprezentowana została prosta metoda krótkookresowego syntetycznego prognozowania przewozów ładunków dla Polski na lata 2005-2006. Szacunek łącznej wielkości przewożonej masy ładunkowej oparty jest na ekstrapolacji współczynnika transportochłonności gospodarki. Podział zadań transportowych modelowany jest za pomocą jednorodnych łańcuchów Markowa. Przedstawiono również próbę oceny wielkości błędów otrzymanych prognoz.

2. Tendencje przewozowe w Polsce w latach 1992-2004

Przewozy ładunków w Polsce wykonywane są przede wszystkim przez transport samochodowy i kolejowy (tab. 1). Pozostałe gałęzie nie odgrywają większej roli w obsłudze masy ładunkowej. Ze względu na niejednorodność wygodnie jest podzielić

transport samochodowy na niezarobkowy – wykonywany „na własny użytek” przez podmioty nie zajmujące się profesjonalnym świadczeniem usług przewozowych oraz transport zarobkowy – wykonywany przez wyspecjalizowane przedsiębiorstwa transportowe. Podział ten uwidacznia proces stopniowego przejmowania ładunków transportu niezarobkowego przez przewozy zarobkowe. Spośród innych tendencji będących rezultatem przemian strukturalnych w gospodarce należy wymienić:

- względną stałość łącznej masy ładunkowej,
- powolny wzrost znaczenia alternatywnych gałęzi transportu (przede wszystkim transportu rurociągowego),
- spadek przewozów wykonywanych przez kolej.

Tabela 1. Przewozy ładunków według gałęzi w latach 1992-2004 (mln ton)

Rok	Łączne przewozy	Transport samochodowy niezarobkowy	Transport samochodowy zarobkowy	Transport kolejowy	Transport rurociągowy	Żegluga śródlądowa	Żegluga morska
1992	1388	827	295	202	30	8	27
1993	1349	775	296	214	31	9	24
1994	1343	758	303	215	34	10	23
1995	1381	768	319	225	33	9	26
1996	1386	743	349	224	35	9	26
1997	1407	735	376	227	34	9	25
1998	1359	704	373	206	41	9	25
1999	1329	696	372	187	43	8	23
2000	1347	707	376	187	44	10	23
2001	1317	701	371	167	45	10	22
2002	1304	657	345	223 (160)*	46	8	25
2003	1309	636	346	242 (162)*	52	8	25
2004	1396	659	370	283 (164)*	53	9	22

* Ładunki przewiezione przez grupę PKP.

Źródło: opracowanie własne.

Tendencja w zakresie spadku znaczenia przewozów kolejowych została wyraźnie zachwiana w ostatnich trzech latach. Jest to skutek liberalizacji rynku kolejowego i dopuszczenia do niego podmiotów prywatnych. Gdyby jednak rozważać jedynie przewozy wykonywane przez grupę PKP, trend ten zostaje zachowany. Z powodu trudności w ilościowym modelowaniu zmian na rynku kolejowym z rozważań dotyczących podziału masy ładunkowej wyłączone zostają przewozy kolejowe wykonywane przez operatorów prywatnych.

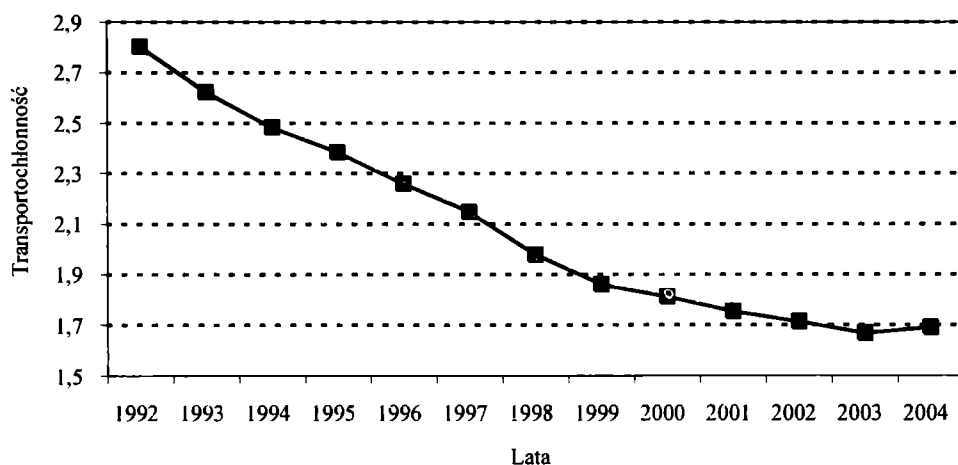
Szybki wzrost przewozów kolejowych wykonywanych przez podmioty prywatne świadczy o dużym potencjale transportu kolejowego, niewykorzystywanego właściwie przez przewoźnika państwowego. Korzystne właściwości ekonomiczne transportu kolejowego pozwalają mu skutecznie konkurować z transportem drogowym w zakresie przewozów ładunków masowych na duże odległości. Operatorzy prywatni, zwykle specjalizujący się w transporcie jednego rodzaju ładunków i obsługujący kilka wybranych, dużych podmiotów gospodarczych, są w stanie skutecznie zaspokajać potrzeby przewozowe swoich klientów. Umacnianiu ich pozycji rynkowej, szczególnie w początkowym okresie, sprzyjała także przeciągająca się i budząca wiele kontrowersji restrukturyzacja grupy PKP, rozpoczęta w 2000 r. Efektem tego był np. 10-procentowy spadek przewozów kolejowych w roku 2001.

3. Prognozowanie globalnej wielkości przewozów

Prognozowanie globalnej wielkości przewozów oparte jest na współczynniku transportochłonności gospodarki definiowanym jako

$$W = \frac{\text{przewozy (mln ton)}}{\text{PKB (mld zł w cenach z 2001 r.)}}$$

W ten sposób, znając przewidywaną transportochłonność oraz prognozy dotyczące kształtowania się PKB, można wyznaczyć prognozowaną wielkość przewozów. Kształtowanie się współczynnika transportochłonności gospodarki polskiej ilustruje rys. 1.



Rys. 1. Kształtowanie się współczynnika transportochłonności w latach 1992-2004

Źródło: opracowanie własne.

Prognozowanie transportochłonności gospodarki oparto na ekstrapolacji trendu. Ponieważ nie ma możliwości jednoznacznego określenia postaci analitycznej modelu, oszacowano kilka równań badanego zjawiska. Do celów predykcji wybrano ostatecznie model kwadratowy o postaci

$$W_t = 3 - 0,189t + 0,0066t^2 + u_t.$$

(0,03) (0,01) (0,0007) (0,03)

Pod ocenami parametrów podane zostały ich średnie błędy szacunku. Powyższe równanie charakteryzuje się bardzo dobrym dopasowaniem do danych empirycznych ($R_{skor}^2 = 0,993$) oraz wykazuje najmniejsze skorelowanie reszt ($d = 1,01$). Wartość statystyki Durбина-Watsona nie daje jednoznacznej odpowiedzi, czy składniki losowe modelu są rzeczywiście skorelowane i dlatego model ten oszacowano także uogólnioną MNK, przyjmując za współczynnik korelacji składników losowych wartość otrzymaną za pomocą procedury Cochrane'a-Orcutta $\hat{\rho} = 0,585$. Prognozy w przypadku występowania autokorelacji obliczono za pomocą następującego wzoru:

$$\hat{y}_{T+r} = \mathbf{x}_{T+r} \hat{\mathbf{b}} + \hat{\rho}^r u_T,$$

gdzie: $\hat{y}_{T+r}$ – prognoza na okres $T + r$,

$\mathbf{x}_{T+r}$ – wektor zmiennych objaśniających w okresie $T + r$,

$\hat{\mathbf{b}}$ – wektor ocen parametrów modelu uzyskanych za pomocą UMNK,

$\hat{\rho}$ – współczynnik korelacji reszt rzędu pierwszego,

u_T – reszta modelu w okresie T .

Wariancję prognoz liczonych w ten sposób otrzymano ze wzoru zamieszczonego w podręczniku Zelasia [1997, s. 217]. Rezultaty obliczeń prezentuje tab. 2.

Tabela 2. Prognozy współczynnika transportochłonności uzyskane na podstawie modelu kwadratowego

Model	Prognoza	Błąd standardowy prognozy	Błąd względny
$W_t = 3 - 0,189t + 0,0066t^2$	$\hat{W}_{2005} = 1,644$	$D(\hat{W}_{2005}) = 0,0459$	$V(\hat{W}_{2005}) = 2,79\%$
	$\hat{W}_{2006} = 1,647$	$D(\hat{W}_{2006}) = 0,0536$	$V(\hat{W}_{2006}) = 3,25\%$
$W_t = 3 - 0,191t + 0,0069t^2$	$\hat{W}_{2005} = 1,677$	$D(\hat{W}_{2005}) = 0,0394$	$V(\hat{W}_{2005}) = 2,35\%$
	$\hat{W}_{2006} = 1,682$	$D(\hat{W}_{2006}) = 0,0541$	$V(\hat{W}_{2006}) = 3,22\%$

Źródło: opracowanie własne.

Jeśli założy się występowanie autokorelacji w modelu oraz przyjmie tempo wzrostu PKB równe 3,5% w 2005 r. i 4,5% w 2006 r., to prognozowane wielkości przewozów wyniosą odpowiednio 1434 (± 34) mln ton w 2005 r. oraz 1503 (± 48) mln ton w roku następnym.

4. Prognozowanie podziału masy ładunkowej

W celu wyznaczenia prognoz udziałów każdego rodzaju transportu (tj. transportu samochodowego niezarobkowego, samochodowego zarobkowego, kolejowego wykonywanego przez grupę PKP oraz pozostałych gałęzi) w obsłudze masy ładunkowej można wykorzystać jednorodnie łańcuchy Markowa. Zaletą operowania na wielkościach stosunkowych jest nadrzędność prognoz globalnej liczby ładunków, co postuluje analityczna metoda prognozowania przewozów. Modelowanie podziału masy ładunkowej za pomocą jednorodnych łańcuchów Markowa polega na znalezieniu macierzy przejścia, której poszczególne składowe opisują stałe prawdopodobieństwa przepływu masy ładunkowej pomiędzy gałęziami. Warunek ten jest dość abstrakcyjny, dlatego zakładając dodatkowo stałą wielkość i strukturę masy ładunkowej, co nie znajduje jednak dobrego uzasadnienia w obserwacjach empirycznych, można go w przybliżeniu zastąpić stałymi prawdopodobieństwami przepływu konkretnych ładunków.

Szacowanie macierzy przejścia $\mathbf{P} = [p_{ij}]_{n \times n}$ jednorodnego łańcucha Markowa na podstawie makrodanych, czyli $m + 1$ zaobserwowanych rozkładów prawdopodobieństw znalezienia się łańcucha w określonym stanie, opiera się na następującej własności łańcuchów Markowa (zob. [Lee, Judge, Zellner 1970; Podgórska 2000]). Prawdopodobieństwo znalezienia się łańcucha w stanie j w chwili t , $s_j^{(t)}$ zależy od rozkładu prawdopodobieństwa łańcucha w chwili $t - 1$, $\mathbf{S}^{(t-1)} = [s_1^{(t-1)} \ s_2^{(t-1)} \ \dots \ s_n^{(t-1)}]$ i prawdopodobieństw przejścia z poszczególnych stanów do stanu j .

$$s_j^{(t)} = \sum_{i=1}^n s_i^{(t-1)} p_{ij}.$$

Na podstawie tego równania tworzonych jest n modeli ekonometrycznych, w których zmiennymi objaśnianymi są prawdopodobieństwa $s_j^{(t)}$, zmiennymi objaśniającymi – prawdopodobieństwa $s_j^{(t-1)}$, a nieznanymi parametrami – elementy macierzy $\mathbf{P}$.

$$\mathbf{y}_k = \mathbf{x} \mathbf{p}_k + \xi_k, \quad k = 1, 2, \dots, n$$

$$\text{gdzie } \mathbf{y}_k = [s_k^{(1)} \ s_k^{(2)} \ \dots \ s_k^{(m)}]^T_{m \times 1},$$

$$\mathbf{x} = \begin{bmatrix} s_1^{(0)} & s_2^{(0)} & \dots & s_n^{(0)} \\ s_1^{(1)} & s_2^{(1)} & \dots & s_n^{(1)} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ s_1^{(m-1)} & s_2^{(m-1)} & \dots & s_n^{(m-1)} \end{bmatrix}_{m \times n}$$

$$\mathbf{p}_k = [p_{1k} \ p_{2k} \ \dots \ p_{nk}]_{n \times 1},$$

$$\xi_k = [e_k^{(1)} \ e_k^{(2)} \ \dots \ e_k^{(m)}]^T_{m \times 1}.$$

Łączny zapis n-równaniowego modelu wygląda następująco:

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\mathbf{p} + \xi,$$

gdzie $\mathbf{Y} = [\mathbf{y}_1^{(T)} \quad \mathbf{y}_2^{(T)} \quad \mathbf{y}_n^{(T)}]^T_{nm \times 1}$,

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} \mathbf{x} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{x} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{x} \end{bmatrix}_{nm \times nm}$$

$$\mathbf{p} = [\mathbf{p}_1^T \quad \mathbf{p}_2^T \quad \mathbf{p}_n^T]^T_{nm \times 1},$$

$$\xi_k = [\xi_1^T \quad \xi_2^T \quad \xi_n^T]^T_{nm \times 1}.$$

Model taki można szacować na kilka sposobów. W pracy zastosowano warunkową, uogólnioną MNK. Uzyskane w ten sposób estymatory są zgodne, asymptotycznie nieobciążone, a ze względu na autokorelację składników losowych równań w tych samych momentach czasu są również efektywniejsze niż estymatory WMNK. Stosowanie WUMNK jest równoznaczne ze znalezieniem wektora $\hat{\mathbf{p}}$ minimalizującego formę kwa-

dratową $f(\hat{\mathbf{p}}) = (\dot{\mathbf{Y}} - \dot{\mathbf{X}}\hat{\mathbf{p}})^T (\dot{\mathbf{\Omega}})^{-1} (\dot{\mathbf{Y}} - \dot{\mathbf{X}}\hat{\mathbf{p}})$ przy warunkach $\sum_{j=1}^{n-1} p_{ij} \leq 1$, $p_{ij} \geq 0$. Kropki

nad symbolami oznaczają, że z modelu usunięte zostało jedno z równań, tak by macierz wariancji kowariancji składników losowych $\dot{\mathbf{\Omega}}$ była nieosobliwa. Oszacowanie tej macierzy można otrzymać, obliczając wariancje i kowariancje wektorów resztowych modelu estymowanego WMNK.

Wyznaczona w powyższy sposób za pomocą modułu Solver macierz przejścia jest następująca:

$$\hat{\mathbf{P}} = \begin{bmatrix} 0,904 & 0 & 0,087 & 0,009 \\ 0,112 & 0,827 & 0 & 0,055 \\ 0,1 & 0,227 & 0,672 & 0 \\ 0 & 0,319 & 0 & 0,681 \end{bmatrix}.$$

Prognozowana struktura podziału masy ładunkowej dana jest więc wektorami:

$$\hat{\mathbf{S}}_{2005} = \mathbf{S}_{2004} \hat{\mathbf{P}} = [0,5136 \quad 0,2899 \quad 0,1312 \quad 0,0653],$$

$$\hat{\mathbf{S}}_{2006} = \mathbf{S}_{2005} \hat{\mathbf{P}} = [0,5117 \quad 0,2904 \quad 0,1329 \quad 0,0650].$$

Obliczenie wariancji prognoz otrzymanych z modelu szacowanego WUMNK nie jest łatwe, ponieważ nieznana jest dokładna postać macierzy wariancji kowariancji estymatorów modelu. W pracy przyjęto hipotezę, że jest ona nie większa niż macierz modelu MNK. W wielu opracowaniach (por. [Theil 1979; Welfe 1998]) dowodzi się, że zarówno estymatory UMNK, jak i WMNK są efektywniejsze od ocen otrzymywanych za pomocą

MNK. Przypuszczenie to, w zakresie łańcuchów podobnych do rozpatrywanego w pracy, potwierdzają też badania symulacyjne przeprowadzone przez autora. Wariancję prognoz obliczono za pomocą wzoru:

$$\hat{D}^2(s_i^{(2005)}) = \mathbf{c}^T \hat{D}^2(\hat{\mathbf{p}}_i) \mathbf{c} + \hat{\sigma}_i^2,$$

gdzie $\mathbf{c} = \mathbf{S}_{2004}$, $\hat{D}^2(\hat{\mathbf{p}}_i)$ jest oceną macierzy wariancji kowariancji estymatorów parametrów i -tego równania szacowanego MNK, a $\hat{\sigma}_i^2$ jest oceną wariancji składnika losowego otrzymaną WUMNK. Przyjęcie za oszacowanie macierzy wariancji kowariancji estymatorów macierzy uzyskanych MNK, która nie uwzględnia zależności składników losowych różnych równań, powoduje, że prognozy są także niezależne. Dlatego ocena macierzy wariancji kowariancji wektora prognoz $\hat{D}^2(\mathbf{S}_{2005})$ jest macierzą diagonalną.

W przypadku prognozy o horyzoncie równym 2 lata należy dodatkowo uwzględnić, że wektor zmiennych objaśniających $\hat{\mathbf{c}} = \hat{\mathbf{S}}_{2005}$ jest wektorem losowym i stąd przybliżoną wartość wariancji prognozy można obliczyć następująco [Pawłowski 1973]:

$$\hat{D}^2(s_i^{(2005)}) = \mathbf{c}^T \hat{D}^2(\hat{\mathbf{p}}_i) \mathbf{c} + \hat{\sigma}_i^2,$$

Wzór ten jest prawdziwy wówczas, gdy wektor zmiennych objaśniających jest nieobciążony i niezależny w stosunku do nieobciążonego wektora estymatorów parametrów strukturalnych modelu.

Obliczone w ten sposób oszacowania błędów standardowych prognoz są następujące:

$$\hat{D}(\hat{\mathbf{S}}_{2005}) = [0,0086 \quad 0,0064 \quad 0,0076 \quad 0,0036],$$

$$\hat{D}(\hat{\mathbf{S}}_{2006}) = [0,0119 \quad 0,0087 \quad 0,0093 \quad 0,0045].$$

5. Prognoza przewozów ładunków na lata 2005-2006

Zdezagregowane prognozy przewozów wykonywanych przez poszczególne gałęzie transportu można otrzymać, mnożąc prognozowaną globalną wielkość masy ładunkowej¹ przez prognozowane udziały gałęzi w jej obsłudze. Ponieważ obie prognozy można traktować jako niezależne zmienne losowe, względne błędy prognoz zdezagregowanych można wyznaczyć, korzystając z następującego wzoru:

$$V(XY) = \sqrt{V^2(X) \cdot V^2(Y) + V^2(X) + V^2(Y)},$$

¹ Należy pamiętać, że łączną masę ładunków należy najpierw pomniejszyć o wielkość spodziewanych przewozów wykonanych przez prywatnych operatorów kolejowych, które to przewozy wyłączone były z rozważań dotyczących podziału masy ładunkowej. W pracy założono, że prywatni operatorzy kolejowi przewiozali ładunki o masie 140 mln ton w 2005 r. oraz 155 mln ton w roku 2006.

przy czym $V(X)$ oznacza współczynnik zmienności zmiennej losowej X .

Ostateczne wyniki zaprezentowanej metody przedstawiono w tab. 3. Prognozy przewidują dość znaczny wzrost przewozów, będący skutkiem zmniejszenia tempa spadku transportochłonności oraz wysokiego tempa wzrostu gospodarki. Zaznacza się wzrost znaczenia transportu zarobkowego oraz kolejowego. Dokładność prognoz jest ograniczona przede wszystkim ze względu na niepewne szacunki wielkości przewozów prywatnych przewoźników transportu kolejowego, które niełatwo dać się szacować ścisłymi i sformalizowanymi metodami ekonometrycznymi. Wpływają one na prognozy podziału masy ładunkowej pomiędzy różne rodzaje transportu, jednak siłę tego wpływu na wyniki otrzymane opisaną metodą trudno jest ocenić.

Tabela 3. Prognozy wielkości przewozów w latach 2005-2006 (mln ton)

	Rok	Łącznie	Transport samochodowy niezarobkowy	Transport samochodowy zarobkowy	Transport kolejowy	Pozostałe
Prognoza	2005	1434	665	375	310 (170)*	84
Błąd prognozy		34	19	12	11	5
Błąd względny		2,35%	2,88%	3,22%	3,42% (6,24%)*	6,04%
Prognoza	2006	1503	690	391	334 (179)*	88
Błąd prognozy		48	27	17	14	7
Błąd względny		3,22%	3,97%	4,40%	4,14% (7,72%)*	7,68%

* Ładunki przewiezione przez grupę PKP.

Źródło: opracowanie własne.

6. Podsumowanie

Podstawową zaletą przedstawionej metody prognozowania przewozów jest niewielka liczba zmiennych objaśniających potrzebnych do jej stosowania, co ma duże znaczenie w kontekście rzeczywistej dokładności prognoz. Pomimo swej prostoty może dawać całkiem trafne szacunki. W przypadku prognoz obliczonych dla roku 2004 względny błąd prognoz kształtował się na poziomie ok. 5% i tylko dla transportu kolejowego wyniósł ponad 9%, właśnie ze względu na zaniżone szacunki przewozów operatorów prywatnych.

Jednocześnie jednak ekstrapolacja dotychczasowych tendencji wyraźnie zawodzi w razie gwałtownych zmian na rynkach przewozowych, jak to widać w przypadku transportu kolejowego. Ten fakt może w znacznym stopniu ograniczyć stosowalność metody. Jej udoskonaleniem w tym zakresie może być uwzględnienie zmian w macierzy przejścia jako wynik fluktuacji wzajemnej konkurencyjności różnych rodzajów transportu.

Literatura

- Hozer J., Zawadzki J., *Zastosowanie ekonometrii w transporcie*, WKiŁ, Warszawa 1986.
- Prognostowanie struktury za pomocą łańcuchów Markowa*, red. J. Koźniewska, SGPiS, Warszawa 1980.
- Lee T.C., Judge G.G., Zellner A., *Estimating the Parameters of the Markov Probability Model from Aggregate Time Series Data*, North-Holland Publishing Company, Amsterdam-London 1970 (wydanie rosyjskie).
- Pawłowski Z., *Prognozy ekonometryczne*, PWN, Warszawa 1973.
- Perycz E., *Prognostowanie w transporcie*, Wydawnictwo WSEI, Warszawa 2003.
- Podgórska M., *Łańcuchy Markowa w teorii i w zastosowaniach*, SGH, Warszawa 2000.
- Theil H., *Zasady ekonometrii*, PWN, Warszawa 1979.
- Welfe A., *Ekonometria*, PWE, Warszawa 1998.
- Zeliaś A., *Teoria prognozy*, PWE, Warszawa 1997.

A PREDICTION METHOD OF TRANSPORT OF GOODS IN THE ECONOMY

Summary

The paper presents a simple method of goods transport volume prediction. Global freight volume was estimated on the bases of extrapolating transport absorption coefficient, whereas cargo intermodal division was modelled using homogenous Markov chain. Conditional general least square method was applied to estimate transition matrix from macrodata. As a result of proposed method forecasts of global freight volume in Poland and its intermodal division for years 2005-2006 were calculated. An attempt to estimate ex ante mean errors of prediction was also made.