

TOMASZ SKĄPSKI

UWAGI DO METODYKI PROGNOZ FRACHTOWYCH

Krajowe badania prognostyczne w transporcie morskim nie rozwinęły się, jak dotąd, w dużym stopniu. Metody ekonometryczne w żegludze wyrażały się dotychczas w szerokim zastosowaniu programowania liniowego do zagadnień optymalizacyjnych. Studia prowadzone do tej pory koncentrowały się nad problematyką głównych, z ekonomicznego punktu widzenia, cech technicznych statków oraz nad optymalizacją decyzji operacyjnych w sferze planowania eksploatacyjnego. Prace te prowadzone były w ostatnich latach przez pracowników Zakładu Żeglugi Instytutu Morskiego w Gdańsku; H. Preis, P. Jędrzejowicza, W. Majewskiego i innych¹.

Jeżeli chodzi o ekonometryczne prognozy poszczególnych odcinków transportu morskiego, to rozwój tego kierunku badań datuje się od niedawna, przy czym zasadniczą kategorią interesującą autorów jest zapotrzebowanie na tonaż. Przy określaniu zapotrzebowania na tonaż wychodzi się zazwyczaj z określenia obrotów handlowych w rozbiciu na poszczególne ładunki i relacje, a następnie, na podstawie tych danych, sporządza się szacunki wielkości tonażu. W pracy L. Nowakowskiego² np. przedstawiono prognozy produkcji światowej floty transportowej w oparciu na ekonometrycznych modelach tendencji rozwojowej typu wykładniczego i logistycznego. W tej samej pracy autor dochodzi zresztą do wniosku, że na obecnym etapie badań nie ma możliwości zbudowania uniwersalnego modelu ekonometrycznego zdolności przewozowej z powodu braku możliwości wywartościowania wpływu istotnych czynników ekonomicznych na zdolność przewozową.

W literaturze obcej tradycyjne stały się już japońskie i szwedzkie szacunki stanu i struktury tonażu oraz obrotów ładunkowych na pod-

¹ H. Preis, W. Majewski, *Studium zastosowania metod programowania do planowania przewozów morskich*, Prace Instytutu Morskiego, Gdańsk 1967; nr 441; H. Preis, *Metoda obliczania struktury i kierunków rozwoju floty w planowaniu inwestycyjnym*, Prace Instytutu Morskiego, Gdańsk 1967, nr 84.

² L. Nowakowski, *Prognoza światowej floty transportowej i obrotów morskich*. Materiały Instytutu Morskiego, Gdańsk 1970, nr 743.

stawie metod matematyczno-statystycznych³. Ostatnio dużo uwagi poświęca się rozwojowi i wypracowaniu najbardziej efektywnych metod prognostycznych w skali międzynarodowej⁴.

System wzajemnych zależności w transporcie morskim znajduje odzwierciedlenie na rynku frachtowym. Czynniki wpływającymi na sytuację na tym rynku są zmiany w wielkości, strukturze i kierunkach handlu zagranicznego, zmiany w wielkości i strukturze tonażu, w konstrukcji statków, w technice przewozów itd. Istotny wpływ mają czynniki niejako zewnętrzne, z pozatransportowej sfery gospodarki. Podstawowym jednak problemem rynku frachtowego jest poziom i wahania stawek frachtowych jako wynik wzajemnego oddziaływania popytu i podaży. Nie wszystkie z tych czynników są mierzalne a funkcyjne ujęcie wszystkich zależności rynku frachtowego jest utrudnione ze względu choćby na mnogość mocno zróżnicowanych rynków cząstkowych⁵. W Polsce dotąd nie wykształciły się ekonometryczne metody analizy rynku frachtowego i prognoz jego elementów, jednak prace nad tymi zagadnieniami zostaną zapewne podjęte w najbliższym czasie.

Najczęstszą metodą przy budowaniu prognoz, zresztą nie tylko przy badaniu transportu morskiego, jest metoda ekstrapolacji trendu. W modelach tendencji rozwojowych rolę zmiennych objaśniających odgrywa oczywiście czas. Wyjątkiem są modele autoregresyjne, w których zmiennymi objaśniającymi są wartości zmiennej objaśnianej z okresów wcześniejszych. Dla celów dokładnych i nie obciążonych prognoz nie wystarcza już często klasyczna ekstrapolacja trendu czasowego na okresy przyszłe. Problemy analizy modeli trendu rozpatruje się obecnie w znacznie szerszym zakresie, w powiązaniu m. in. z teorią procesów stochastycznych. Nawet jednak gdy przeprowadza się prognozy na podstawie modeli klasycznych poprzez aproksymację określonej postaci funkcji do szeregu czasowego, należy mieć na uwadze fakt, że nie wszystkie zjawiska układają się w czasie według modelu addytywnego. W przypadku natomiast multiplikatywnego rozwoju zjawiska, wahania okresowe i przypadkowe charakteryzują się w miarę upływu czasu coraz większą amplitudą wahań i wyznaczenie prognozy bez uwzględnienia tego faktu pociąga za sobą zwiększenie się jej błędu. Niwelację zwiększającej się amplitudy wahań wokół linii trendu osiąga się zazwyczaj poprzez uwzględnienie w modelu autokorelacji składnika losowego.

Stosowalność klasycznych modeli tendencji rozwojowych została rów-

³ *Tendencje rozwojowe międzynarodowego handlu morskiego i żeglugi*, oprac. J. Walkiewicz, Cz. Wojewódka, Materiały Instytutu Morskiego, Gdańsk 1968, nr 643.

⁴ M. Krzyżanowski, *Symposium międzynarodowe na temat programowania rozwoju transportu morskiego*, Technika i Gospodarka Morska, 1970, nr 9.

⁵ Rozróżnienie ogólnego i cząstkowego rynku frachtowego oraz wiele teoretycznych analiz z tego zakresu znaleźć można w pracy W. Rzepeckiego, *Współzależności ekonomiczne w transporcie morskim*, Gdańsk 1970, s. 7 - 109 i 267 - 335.

niez ograniczona na skutek szybkich zmian strukturalnych w wielu dziedzinach życia gospodarczego. Między innymi dlatego wiele prognoz okazało się w konfrontacji z rzeczywistością zupełnie błędnych. Budowa natomiast nowych prognoz modyfikowanych tylko inną postacią funkcji trendu wydaje się w tym świetle zupełnie nieprzydatna.

Drugą, zupełnie niezależnie stosowaną grupą modeli, są modele złożone z większej ilości zmiennych egzogenicznych. Należy podkreślić niezależność stosowania obu tych grup, gdyż każda z nich daje odpowiedź na inne pytanie. Modele tendencji rozwojowej określają tylko wielkość prognozowanej zmiennej w przyszłości. Zaletą natomiast modeli złożonych, pomimo że mogą one dawać w efekcie nawet większy błąd prognozy, jest odpowiedź na pytanie, jakie będą skutki zmian wielkości objaśniających zmienną prognozową w zachowaniu się tej zmiennej. W warunkach transportu morskiego, podczas gdy modele trendu stosowane są do badania Wielkości obrotów ładunkowych, potrzeb tonażowych, modele złożone stosować można do badania mechanizmów tych zjawisk, wzajemnych powiązań i związków z innymi czynnikami, nie tylko transportowymi.

Przedstawiany artykuł jest pomyślany jako typowo metodyczny. Wszelkie modele, oszacowane parametry, niektóre liczbowe prognozy budowane będą w zasadzie wyłącznie dla zilustrowania pewnych technik statystyczno-ekonometrycznych w zastosowaniu do rynku frachtowego. Doboru zmiennych do analizy dokonano na podstawie studiów literaturowych, przy czym w dużym stopniu wykorzystano związki zobrazowane w pracy S. Borowicza⁶, w której to pracy autor badając cykle koniunkturalne w żegludze doszedł do teoretycznego sformułowania pewnych zależności między elementami rynku frachtowego. W pracy tej autor nie stosował zresztą szerzej metod analizy ekonometrycznej. Jednym z głównych celów artykułu jest zbadanie efektywności zastosowanych metod i tym samym określenie ich najlepszej przydatności w odniesieniu do prognoz frachtowych.

Zanim przejdziemy do zasadniczej części artykułu przedstawimy szereg uproszczeń i założeń ograniczających, przy których przeprowadzono analizę. Pierwsza uwaga odnosi się do danych statystycznych zebranych w tab. 1. Analizą objęto okras od 1953 - 1967 r., czyli 15 lat. Korzystano z następujących źródeł: Morski Rocznik Statystyczny 1960, 1962, 1964, 1966, 1968, Rocznik Statystyczny Gospodarki Morskiej 1945, 1968 i 1970, Annual Report of Chamber of Shipping of United Kingdom 1955-1969, Fairplay Shipping Journal 1953-1961, Technika i Gospodarka Morska 1957-1971, Statistical Yearbook (wyd. ONZ) 1960-1969. Czteroletnie opóźnienie danych na niekorzyść ich aktualności tłumaczy

⁶ S. Borowicz, *Wahania koniunkturalne w żegludze kapitalistycznej na przykładzie tonażu suchego*, Zeszyty naukowe WSE, Sopot 1968.

się niemożnością zebrania wszystkich szeregów ze względu na brak porównywalnych źródeł. Dane przyrostów tonażu za lata 1953-1957 nie obejmują tonażu krajów socjalistycznych. Dane o tonażu wycofanym z eksploatacji z powodu braku zatrudnienia za lata 1953 - 1954 otrzymano poprzez interpolację trendu. Indeksy frachtowe sprowadzono do wspólnej podstawy 1960 = 100. Analizę przeprowadzono dla rynku frachtowego ładunków suchych.

Wiele uproszczeń pociąga za sobą przyjęcie indeksu stawek frachtowych czarterów na podróż Brytyjskiej Izby Żeglugowej jako wielkości objaśniającej zachowanie się stawek frachtowych w czasie. Oto główne zastrzeżenia:

1) Stawki frachtowe rejestruje się dla potrzeb indeksu po zawarciu umowy, uzgodnione stawki będą więc realizowane o jeden lub dwa miesiące później.

2) Każdy system wyznaczania wag bazuje na mniej lub więcej przybliżonych ocenach znaczenia różnych obszarów handlowych i różnych przemieszczanych towarów.

3) Wagi są właściwe dla okresu, dla którego oblicza się indeks.

4) Indeks Chamber of Shipping opiera się wyłącznie na umowach, które zawarte zostały w funtach szterlingach⁷.

Indeks frachtowy Chamber of Shipping jest publikowany przy zmiennym systemie wag od r. 1920; opiera się on na formule Laspeyres'a. Przyjęto indeks czarterów na podróż, gdyż wydaje się, że indeksy czarterów na czas nie są wiernym odzwierciedleniem wahań stawek frachtowych. Wybrany indeks dobrze obrazuje wahania stawek w poszczególnych latach, a różnice kilku- czy nawet kilkunastopunktowe nie są zbyt istotne dla potrzeb naszej analizy. Inne wskaźniki, takie jak wskaźniki koniunkturalne czy też tzw. „efektywny” indeks frachtowy czasopisma „Fairplay” nie obejmują dostatecznego okresu czasu lub też są obliczane sporadycznie⁸. Z tych względów indeks brytyjski uznano co prawda nie za najlepszy, lecz za optymalny w obrazowaniu wahań stawek frachtowych w czasie, w obecnych warunkach. Okres analizy obejmując 15 lat nie zawiera w sobie pełnego cyklu koniunkturalnego, a to ze względu na brak odpowiednich danych. Okres ten oprócz pewnego okresu stabilizacji stawek frachtowych obejmuje lata tzw. boomu sueskiego.

W przypadku analizy przyczynowo-skutkowej wystąpienie tak gwałtownego odchylenia jest nawet pomocne analizie. Odchylenie to zaciera nieco obraz sytuacji przy analizie modeli trendu.

⁷ Por. A. S. Svendsen, *Transport morski i ekonomika żeglugi*, s. 175 - 178.

⁸ Por. np. interesującą propozycję W. Rzepeckiego. Utworzony przez niego współczynnik sytuacji na rynku frachtowym stanowi wskaźnik koniunktury na rynku przewozów masowych ładunków suchych, niezależny od wyboru rynku częściowego. W. Rzepecki, *Problemy badawcze morskiego rynku frachtowego*, Materiały Instytutu Morskiego, Gdańsk 1970, nr 740.

Tabela 1

Szeregi indeksu frachtowego i zmiennych przyjętych za objaśniające

Lata	Y	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅	X ₆	X ₇	X ₈	X ₉
1953	104,4	2866	2234	4948	3158	4938	6295	1133	1178	680
1954	114,7	2508	2354	4264	2053	5450	5854	1505	2142	730
1955	172,1	1740	2880	4402	581	4967	6613	920	2373	830
1956	211,6	2655	4407	7599	102	6291	8065	528	3200	910
1957	150,5	3012	4650	10147	45	8117	9948	617	3886	960
1958	90,0	4503	4495	11174	2981	9059	10003	1563	4483	950
1959	96,9	1151	4391	8803	5113	8696	9583	3220	3862	990
1960	100,0	2232	4707	8012	2313	8382	8667	3989	3353	1110
1961	106,8	2453	5137	7624	1068	8058	8615	3570	3201	1170
1962	89,1	2940	4823	8313	807	8182	9565	3036	3592	1260
1963	109,0	2692	4375	7311	3043	9028	8402	3297	4486	1360
1964	112,1	3649	6873	6144	697	9724	10215	2481	5590	1550
1965	126,5	2749	8953	9460	361	11763	10959	2523	5945	1670
1966	113,5	3897	10239	15865	220	13851	11864	2578	7132	1790
1967	120,5	7103		10239	442	15133	13359	2362	8439	1890

Poszczególne zmienne to:

Y — indeks frachtowy czarteru na podróż Chamber of Shipping 1960 = 100

X_1 — przyrosty roczne światowego tonażu suchego (tys. BRT)

X_2 — tonaż suchy wodowany (tys. BRT)

X_3 — tonaż wycofany z eksploatacji z powodu braku zatrudnienia (tys. BRT)

X_4 — tonaż oddany do eksploatacji (tys. BRT)

X_5 — tonaż w budowie (tys. BRT)

X_6 — zamówienia tonażowe (tys. BRT)

X_7 — złomowania tonażu (tys. BRT)

X_8 — sprzedaż statków wodowanych (tys. BRT)

X_9 — światowe obroty morskie (mln t)

Otrzymano następujące współczynniki korelacji liniowej⁹:

$$r_{y1} = -0,12224 \quad r_{12} = 0,70813 \quad r_{23} = 0,74803 \quad r_{34} = -0,19968$$

$$r_{y2} = -0,09561 \quad r_{13} = 0,43471 \quad r_{24} = -0,40273 \quad r_{35} = 0,76635$$

$$r_{y3} = -0,53821 \quad r_{14} = -0,34072 \quad r_{25} = 0,95071 \quad r_{36} = 0,79014$$

$$r_{y5} = -0,25964 \quad r_{15} = 0,68716 \quad r_{26} = 0,90914 \quad r_{37} = 0,18864$$

$$r_{y6} = -0,19016 \quad r_{16} = 0,67678 \quad r_{27} = 0,32005 \quad r_{38} = 0,70516$$

$$r_{y7} = -0,66872 \quad r_{17} = -0,07359 \quad r_{28} = 0,72224 \quad r_{39} = 0,59209$$

$$r_{y8} = -0,12235 \quad r_{18} = 0,72053 \quad r_{29} = 0,89052$$

$$r_{y9} = 0,19282 \quad r_{19} = 0,58939$$

$$r_{45} = -0,26524 \quad r_{56} = 0,94818 \quad r_{67} = 0,29866 \quad r_{78} = 0,27801$$

$$r_{46} = -0,31026 \quad r_{57} = 0,39919 \quad r_{68} = 0,94060 \quad r_{79} = 0,46355$$

$$r_{47} = 0,30297 \quad r_{58} = 0,97437 \quad r_{69} = 0,85754 \quad r_{89} = 0,93054$$

$$r_{48} = -0,34830 \quad r_{59} = 0,93175$$

$$r_{49} = -0,40587$$

⁹ Wszystkich obliczeń dokonano przy pomocy maszyny elektronicznej „Odra 1013”.

$$\begin{aligned}
 r_{y1 \cdot 23456789} &= -0,73061 & r_{y6 \cdot 12345789} &= -0,19707 \\
 r_{y2 \cdot 13456789} &= -0,73805 & r_{y7 \cdot 12345689} &= -0,53280 \\
 r_{y3 \cdot 12456789} &= -0,17800 & r_{y8 \cdot 12345679} &= 0,67147 \\
 r_{y4 \cdot 12356789} &= -0,26513 & r_{y9 \cdot 12345678} &= -0,21637 \\
 r_{y5 \cdot 12346789} &= -0,57613 \\
 R_{y \cdot 123456789} &= 0,94146
 \end{aligned}$$

Ze względu na fakt, że sytuacja na rynku frachtowym jest wynikiem istnienia wielu współzależności między jego elementami, współczynniki korelacji całkowitej dają bardzo uproszczone, a chwilami nawet błędny obraz tych zależności. Na podstawie porównania wszystkich współczynników korelacji można z całą pewnością wykluczyć z dalszych rozważań zmienne X_3 , X_6 , X_9 . Dla potwierdzenia tego wniosku przedstawiamy równanie regresji zmiennej Y względem zmiennych $X_1 - X_9$.

$$\begin{aligned}
 (1) Y = & 276,89 - 0,01639X_1 + 0,02249X_2 - 0,001609X_3 - 0,00429X_4 + \\
 & (0,006856) \quad (0,00919) \quad (0,00399) \quad (0,00702) \\
 & - 0,028273X_5 - 0,00411X_6 - 0,01367X_7 + 0,03822X_8 - 0,03682X_9, \\
 & (0,017936) \quad (0,00908) \quad (0,009715) \quad (0,01886) \quad (0,07467)
 \end{aligned}$$

$$s = 18,778$$

$$1 - R^2 = 0,11362$$

$$R = 0,94147$$

Wnioski potwierdzają się więc przy analizie parametrów równania regresji, błędy szacunku parametrów przy zmiennych X_3 , X_6 , X_9 przekraczają wartości tych parametrów. Po wykluczeniu zmiennej X_3 , dla której parametr regresji wykazywał największe obciążenie, oraz zastąpieniu wielkości absolutnych obrotów morskich (X_9) przez przyrosty obrotów ładunkami masowymi (X_9'), przeprowadzono powtórne obliczenia i otrzymano następujące równanie regresji.

$$\begin{aligned}
 (2) Y = & 181,96 - 0,00991X_1 - 0,01653X_2 - 0,01130X_4 - 0,02881X_5 + \\
 & (0,00502) \quad (0,00697) \quad (0,00531) \quad (0,00982) \\
 & - 0,01105X_6 - 0,01424X_7 + 0,02539X_8 + 0,22610X_9', \\
 & (0,00914) \quad (0,00559) \quad (0,01439) \quad (0,21065)
 \end{aligned}$$

$$s = 13,489$$

$$1 - R^2 = 0,0704$$

$$R^2 = 0,096418$$

Zauważyć możemy więc znaczną poprawę ocen błędów szacunku przy jednoczesnym polepszeniu parametrów struktury stochastycznej rów-

niania. Szczególnie niski jest współczynnik zbieżności świadczący, że nie wyjaśnione wahania zmiennej objaśnianej stanowią minimalny procent całkowitej zaobserwowanej zmienności. Mimo dostatecznej zgodności ocen parametrów równania (2) należy zwrócić uwagę na jeszcze jedno zjawisko. Analizując mianowicie parametry (współczynniki korelacji i regresji) zmiennej X_7 zauważymy dosyć silny związek, który jest jednak fikcją ekonomiczną. Wypływa to z silnej zależności wielkości złomowanego tonażu od wahań stawki frachtowej. Sprzężenie zwrotne nie działa jednak z taką samą siłą. Współczynnik korelacji między zmienną y a X_7 ($\bar{t} - 1$) wynosi zaledwie 0,1132. Dla celów naszej analizy, postawionych na wstępie nie jest jednak konieczna budowa nowego równania regresji. Powrócimy do tego zjawiska przy ocenie efektywności wszystkich przedstawionych metod.

Przejdziemy obecnie do analizy modeli tendencji rozwojowej zmiennej Y . Modeli, gdyż szereg czasowy indeksów frachtowych poddamy analizie przy pomocy kilku technik wyrównywania szeregów, mianowicie dokonamy tego metodą wag harmoniczných, wyrównywania wykładniczego i metodą adaptacyjną. Wszystkie te metody działają na zasadzie średnich ruchomych, bądź to poprzez przypisanie poszczególnym elementom szeregu czasowego odpowiednich, zmiennych w czasie wag, co powoduje uaktualnienie wpływu najnowszych informacji na wielkość prognozy, bądź też operując odpowiednimi parametrami, od wielkości których zależy możliwie szybkie dostosowanie się modelu do zachodzących zmian strukturalnych.

Metoda wag harmoniczných przedstawiona została przez Z. Hellwiga¹⁰. Polega ona, generalnie rzecz biorąc, na wyrównaniu szeregu empirycznego przy pomocy trendów odcinkowych, w których momentami początkowymi są numery okresów kolejno po sobie następujących, przy czym wybór odcinków czasowych tych trendów jest arbitralny. Dla tak utworzonego trendu oblicza się jego przyrosty a przyrostom tym przypisuje się wspomniane wagi. Charakterystyczną cechą tej metody jest możliwość oszacowania „przedziału ufności” prognozy zależnego od upływu czasu dzięki uzmiennieniu współczynników nierówności Czebyszewa¹¹. Przy badaniu szeregu zmiennej Y zastosowano odcinkowe trendy 5- i 3-letnie i otrzymano następujące rezultaty:

trendy 5-letnie

$$y_{1(t)} = 150,66 + 18,91 t, \text{ dla } t = 1, 2, 3, 4, 5$$

$$y_{2(t)} = 147,6 - 16,1 t, \text{ dla } t = 2, 3, 4, 5, 6$$

$$y_{3(t)} = 124,2 - 27,2 t, \text{ dla } t = 3, 4, 5, 6, 7$$

¹⁰ Z. Hellwig, *Schemat budowy prognozy statystycznej metodą wag harmoniczných*, Przegląd Statystyczny, 1967 nr 2.

¹¹ Wagi dla różnych długości okresów oraz uzmiennione wartości r podane są w pracy zbior. pod red. Z. Hellwiga, *Zarys ekonometrii*, Warszawa 1970, s. 184-91.

$$\begin{aligned}
 y_{4(t)} &= 129,8 - 27,68 t, \text{ dla } t=4, 5, 6, 7, 8 \\
 y_{5(t)} &= 108,84 - 7,74 t, \text{ dla } t=5, 6, 7, 8, 9 \\
 y_{6(t)} &= 96,56 + 0,71 t, \text{ dla } t=6, 7, 8, 9, 10 \\
 y_{7(t)} &= 100,36 + 1,33 t, \text{ dla } t=7, 8, 9, 10, 11 \\
 y_{8(t)} &= 103,4 + 2,64 t, \text{ dla } t=8, 9, 10, 11, 12 \\
 y_{9(t)} &= 108,7 + 6,24 t, \text{ dla } t=9, 10, 11, 12, 13 \\
 y_{10(t)} &= 110,04 + 6,63 t, \text{ dla } t=10, 11, 12, 13, 14 \\
 y_{11(t)} &= 111,32 + 2,44 t, \text{ dla } t=11, 12, 13, 14, 15
 \end{aligned}$$

trendy 3-letnie

$$\begin{aligned}
 y_{1(t)} &= 130,4 + 33,8 t, \text{ dla } t=1, 2, 3 \\
 y_{2(t)} &= 166,1 + 48,4 t, \text{ dla } t=2, 3, 4 \\
 y_{3(t)} &= 178,1 - 10,8 t, \text{ dla } t=3, 4, 5 \\
 y_{4(t)} &= 150,7 - 60,8 t, \text{ dla } t=4, 5, 6 \\
 y_{5(t)} &= 75,8 - 26,8 t, \text{ dla } t=5, 6, 7 \\
 y_{6(t)} &= 95,6 - 0,5 t, \text{ dla } t=6, 7, 8 \\
 y_{7(t)} &= 101,2 + 4,9 t, \text{ dla } t=7, 8, 9 \\
 y_{8(t)} &= 98,9 - 5,5 t, \text{ dla } t=8, 9, 10 \\
 y_{9(t)} &= 101,6 + 0,6 t, \text{ dla } t=9, 10, 11 \\
 y_{10(t)} &= 103,7 + 11,5 t, \text{ dla } t=10, 11, 12 \\
 y_{11(t)} &= 116,2 + 8,7 t, \text{ dla } t=11, 12, 13 \\
 y_{12(t)} &= 117,4 + 0,7 t, \text{ dla } t=12, 13, 14 \\
 y_{13(t)} &= 120,2 + 3,0 t, \text{ dla } t=13, 14, 15.
 \end{aligned}$$

Tabela 2

Obliczenie prognozy metodą wag harmoniczných

Okres	Trendy 5-letnie			Trendy 3-letnie		
	\bar{y}	w_{t+1}	$c_{t+1}^N w_{t+1}$	\bar{y}	w_{t+1}	$c_{t+1}^N w_{t+1}$
1	112,74			96,61		
2	150,77	+ 38,03	+0,1901	109,05	+ 12,42	+ 0,0620
3	164,35	+ 13,58	+0,1494	166,92	+ 57,98	+ 0,6369
4	163,28	- 1,07	-0,0118	201,38	+ 34,53	+ 0,5849
5	145,21	-19,07	-0,4368	139,92	-61,57	-1,4945
6	113,55	-31,66	-0,9498	87,32	-52,64	-1,5780
7	95,22	-19,33	-0,7345	80,80	- 7,06	-0,2660
8	94,38	+ 0,16	+0,0075	100,30	+10,05	+0,9400
9	97,16	+ 2,78	+0,1585	102,00	+ 1,71	+0,0934
10	100,71	+ 3,55	+0,2459	95,48	- 6,60	-0,4555
11	104,32	+ 3,59	+0,2980	104,47	+ 9,17	+0,7533
12	110,48	+ 6,16	+0,6222	116,00	+11,49	+0,1615
13	116,39	+ 5,91	+0,7387	122,81	+ 6,81	+0,8490
14	118,53	+ 2,14	+0,3454	119,05	+ 3,68	+0,5957
15	116,20	- 2,33	+0,5149	117,23	- 1,92	-0,4480
\bar{w}			-0,58			-067

Objaśnienia: \bar{y} — średnie wartości wyrównanego szeregu, w_{t+1} — przyrosty trendu, c_{t+1}^N — wagi harmoniczne. Odchylenia standardowe wynoszą odpowiednio $s_1 = 8,708$, $s_2 = 9,875$.

Przy obliczaniu przykładowej prognozy na lata 1968, 1969, 1970 zostały przyjęte następujące oznaczenia: y_T^P — wartość prognozy, T — numer okresu prognozy, r — uzmiennione wartości parametru nierówności Czebyszewa, g_t — górna granica ufności prognozy, d_t — dolna granica ufności prognozy, s — odchylenie standardowe.

Tabela 3

Prognoza						
Okres T	\bar{w}	r	$r/T s_1$	g_t	d_t	y_T^P
Metoda I						
0	-0,58	0,88	7,70	123,4	107,9	115,6
1	-0,58	1,51	9,18	124,3	105,9	115,0
2	-0,58	1,98	17,48	131,9	96,9	114,4
Metoda II						
0	-0,67	0,88	8,72	125,3	107,8	116,6
1	-0,67	0,88	14,45	130,3	105,4	115,9
2	-0,67	1,98	19,56	134,8	95,7	115,2

Można więc stwierdzić, iż prawdopodobieństwo, że faktyczna realizacja zmiennej X nastąpi poza zakreślonymi w tab. 4 przedziałami, wynosi 0,0625 (przyjęliśmy bowiem $r = 4$).

Inną metodą zaproponowaną przez H. Thiela i S. Wage'a jest metoda wyrównania adaptacyjnego¹². Metoda ta została również omówiona w polskiej literaturze, toteż nie będziemy w tym miejscu powtarzać zasad jej budowy¹³. Przy stosowaniu tej metody występuje jeden zasadniczy problem — dobór wielkości parametrów oceny wartości trendu i jego zmian, α i β , tak aby zminimalizowany został kwadrat błędu prognozy (czy szacunku, jeżeli jako prognozy uważamy szacunki ex post). Z odpowiednich wzorów otrzymuje się wówczas „optymalne” wartości α i β przy znanym stosunku wariancji przyrostów trendu do wariancji składnika losowego. W innym artykule¹⁴ autorzy M. Nerlove i S. Wage ukazują formułę predykcji adaptacyjnej przy pomocy systemu wag optymalnych określonych również w zależności od wymienionego ilorazu. W polskiej literaturze¹⁵ spotyka się sugestie, aby wybór parametrów α i β dokonany zostawał po prostu metodą prób i błędów ze względu na prak-

¹² H. Theil, S. Wage, *On Some Observations on Adaptive Forecasting*, Management Science, 1964.

¹³ Z. Pawłowski, *Teoria prognozy ekonometrycznej w gospodarce socjalistycznej*, Warszawa 1968, s. 123 - 128.

¹⁴ M. Nerlove, S. Wage, *On the Optimality of Adaptive Forecasting*, Management Science, 1964.

¹⁵ Z. Pawłowski, op. cit., s. 124.

tyczną nieznaną wariancję składnika losowego. Model wyrównywania adaptacyjnego wykazuje jednak dużą elastyczność nawet na małe zmiany parametrów α i β , szczególnie przy dużej amplitudzie wahań zmiennej. Toteż, mimo że parametry te są unormowane w przedziale (0,1), kolejne dopasowywanie ich „najlepszych” wartości jest bardzo czasochłonne.

Poniżej przeprowadzimy predykcję adaptacyjną dla wyliczonych przy pomocy wzorów podanych w cytowanym artykule, parametrów α , β . Przyjęto w tym wypadku kilka trendów segmentowych dla przedstawienia wahań badanej zmiennej i obliczono wariancję ich przyrostów. Jako wariancję składnika losowego przyjęto wariancję odchyłeń wartości rzeczywistych od wartości oszacowanych trendami. Zakładamy więc, że z dostateczną dla celów praktycznych dokładnością można zastąpić realizację składnika poprzez reszty u_t ¹⁶. Przy takim upraszczającym postępowaniu otrzymano parametry $\alpha=0,7$, $\beta=0,38$. Zauważyć należy, że wartość parametru α jest dość wysoka, co zgodne jest z rzeczywistymi, dużymi zmianami strukturalnymi badanej zmiennej, w interesującym nas okresie. Oczywiście wartości te, ze względu na przyjęte założenie, nie są optymalne w sensie rozumianym przez autorów cytowanego artykułu.

Inną, prostszą, zarówno w technice jak i ze względu na uwzględnienie ilości czynników, jak metoda wyrównywania wykładniczego. W naszym przypadku, z powodu znacznych, nieregularnych zmian zmiennej Y przyjęto, że składnik systematyczny jest wielomianem stopnia zerowe-

Tabela 4

Obliczenie predykcji adaptacyjnej

Lata	Y_t	m_t	d_t	Y_T^p
1953	104,4	104,40	—	104,10
1954	114,7	111,41	+ 2,66	114,07
1955	172,1	154,69	+ 18,10	172,79
1956	211,6	199,96	+ 28,42	228,38
1957	150,5	171,86	+ 6,89	178,75
1958	90,0	116,62	- 16,72	99,90
1959	96,9	97,80	- 17,52	90,28
1960	100,0	94,08	- 12,27	81,81
1961	106,8	99,30	- 5,72	93,58
1961	89,1	90,44	- 6,91	83,53
1963	109,0	104,36	+ 1,02	105,38
1964	112,1	110,08	+ 2,81	112,89
1965	126,5	122,42	+ 6,43	128,89
1966	113,5	117,91	+ 1,89	119,80
1967	120,5	120,29	+ 1,98	122,27

Objaśnienie: Y_t — wartości zaobserwowane, m_t — ocena wartości trendu, d_t — ocena zmian trendu, Y_T^p — prognoza.

¹⁶ Z. Pawłowski, op. cit., s. 154.

go¹⁷. Przyjęto stałą wyrównywania na poziomie 0,7, choć nie jesteśmy przekonani o równości współczynników w obu metodach — adaptacyjnej i wyrównywania wykładniczego, α mianowicie, ustanowione na tym samym poziomie jak poprzednio, daje w wyniku wyraźne, systematyczne przeszacowanie wartości w pierwszych latach oraz niedoszacowania w późniejszych, co wskazywałoby na odejście od zasady predykcji nie obciążonej.

Tabela 4

Obliczenie prognozy metodą wyrównywania wykładniczego^a

Lata	Y_t	Y_t^p
1953	104,4	104,40
1954	114,7	142,79
1955	172,1	197,53
1956	211,6	242,80
1957	150,5	244,90
1958	90,0	136,51
1959	96,9	108,75
1960	100,0	103,42
1961	106,8	105,49
1962	89,1	94,02
1963	109,0	105,41
1964	112,1	110,00
1965	126,5	121,55
1966	113,5	116,72
1967	120,5	119,07

^a Oznaczenia rubryk jak w tab. 4

Przedstawimy obecnie ocenę efektywności wszystkich metod zastosowanych do wyrównywania szeregu indeksów frachtowych. W tym celu posłużymy się, oprócz tradycyjnych błędów prognozy, również prawdopodobieństwami tych błędów oraz błędami punktów zwrotnych. Sprawdzenie zgodności oszacowanych punktów zwrotnych w przypadku własnie indeksu frachtowego daje dobre wyobrażenie o efektywności zastosowanej metody, przy czym wszelkie badania zgodności oszacowań z rzeczywistymi wartościami można w naszym przypadku przeprowadzić *ex post*. Pewną miarą pomocną dla spojrzenia w przyszłość może być prawdopodobieństwo błędu. Zresztą postępowanie takie jest jedynym możliwym, gdyż okres wygaśnięcia prognoz postawionych np. na 5 lat jeszcze by nie nastąpił, a przy mniejszej ilości sprawdzonych prognoz rachunek ich zgodności nie miałby większego sensu. Poprzez prawdopodobieństwo,

¹⁷ Por. K. Zadora, *Predykcja szeregów czasowych metodą wyrównywania wykładniczego*, Przegląd Statystyczny, 1969, nr 3.

że błędy prognoz n -letnich zawierają się w granicach $\pm \gamma$ będziemy rozumieć stosunek liczby wszystkich błędów prognoz spełniających warunków $-\gamma < s < +\gamma$, do liczby wszystkich błędów prognoz n -letnich¹⁸.

Przyjmijmy $\gamma = 10$, tzn. że szacujemy prawdopodobieństwo tego, że indeks frachtowy w okresie prognozowanym wzrośnie lub zmaleje o więcej niż 10 punktów w stosunku do swojej prognozy. Wydaje się, że odchylenie 10-punktowe indeksu frachtowego jest tą granicą, której osiągnięcie można uważać jako efekt działania czynnika przypadkowego. Oznaczamy więc:

- Metoda I — pierwsze równanie regresji,
- Metoda II — drugie równanie regresji,
- Metoda III — predykcja adaptacyjna,
- Metoda IV — wyrównywanie wykładnicze,
- Metoda V — wag harmonicznych dla 5-letnich trendów odcinkowych
- Metoda VI — wag harmonicznych dla 3-letnich trendów.

Tabela 6

Ocena efektywności metod I - VI

Metoda	I	II	III	IV	V	VI
$P_{T\gamma}$	0,333	0,400	0,286	0,400	0,333	0,200
Liczba błędnych punktów zwrotnych	3	2	2	3	5	2

Tabela 7

Prognozy indeksu frachtowego na lata 1968 - 1970

Lata	Metody			
	III	IV	V	VI
1968	123,25	125,77	115,62	116,56
1969	125,23	129,12	115,04	115,89
1970	127,21	132,47	114,44	115,22

Wyznaczamy obszary zgodnych prognoz dla lat 1968 - 1970¹⁹.

1967 r. [111,88 , 124,34]

1969 r. [113,86 , 123,67]

1970 r. [115,84 , 123,00]

Przeprowadziliśmy więc dość obszerną analizę wahań indeksu frachtowego. Na jej podstawie można by sformułować kilka uogólnionych wniosków.

¹⁸ Z. Kowalski, *Metody predykcji oparte na integralnych modelach tendencji rozwojowych i niektóre ich zastosowania*, Przegląd Statystyczny 1969, nr 3.

¹⁹ Por. Z. Pawłowski, op. cit., s. 179.

1) Otrzymane teoretyczne szeregi posiadają dość różny stopień zgodności prognoz z danymi rzeczywistymi. Analiza tab. 6 wskazuje, że najlepsze oceny dały metody analizy trendu, mianowicie metoda wag harmonicznych i predykcji adaptacyjnej. Obie te metody posiadają jednocześnie najniższe prawdopodobieństwa popełnienia 10-punktowego błędu podczas konstruowania prognozy. Ulepszone równanie regresji w zasadzie dobrze oszacowało wahania zmiennej Y , lecz predykcja na jego podstawie zawiera w sobie dość duże ryzyko uzyskania obciążonej prognozy. Dwie pozostałe metody analizy trendu dały wyniki obciążone dużym błędem i to zarówno w ocenach wahań indeksu jak i błędne szacunki jego załamania. Metoda wag harmonicznych wyrównująca szereg empiryczny krótkookresowymi trendami odcinkowymi wydaje się być najefektywniejsza, jednak wadą jej jest spora czasochłonność w stosunku do metody predykcji adaptacyjnej.

2) Badanie wahań frachtów za pomocą równań regresji liniowej nie daje zbyt zadowalających rezultatów. Ustalenie pełnego wpływu czynników wywołujących wahania stawek wymaga szerokiego zastosowania opóźnień czasowych jak również nieliniowych form przedstawienia wzajemnych zależności. Teoria rynku frachtowego informuje o opóźnieniach w reakcji stawek frachtowych na zmiany poszczególnych elementów rynku²⁰. Opóźnienia te są z reguły kilkumiesięczne. Przy operowaniu zregulowanymi, rocznymi wielkościami duża część wzajemnych zmienności pozostaje nie uchwycona. Operowanie z kolei miesięcznymi opóźnieniami napotyka olbrzymie trudności, abstrahując już od konieczności eliminacji wahań sezonowych, szczególnie w zebraniu porównywalnego materiału statystycznego. Wahania frachtowe pozostają pod dużym wpływem czynników niemierzalnych — sytuacji politycznej, systemów cen, ceł, polityki żeglugowej poszczególnych państw oraz w dużej mierze pod wpływem zmian w tendencjach technicznych konstrukcji statków i technik przewozowych, które powodują istotne zmiany w relacjach kosztów armatora. Analiza przedstawionych równań regresji jest uproszczona ze względu na nieuwzględnienie innych czynników, takich jak wielkość zapasów surowcowych czy światowy układ *terms of trade*. Wielkość zapasów, która w dużej mierze rzutuje na sytuację koniunkturalną na rynku frachtowym dostępna jest jednak tylko w formie nie zawsze wiarygodnych szacunków.

3) Dobrym sposobem konstruowania prognoz jest porównywanie ich ciągu, oczywiście pod warunkiem, że wszystkie prognozy są zgodne. Przedstawiony powyżej obszar zgodnych prognoz sugeruje, że w latach 1967 - 1970 nie nastąpią większe zmiany w poziomie stawek frachtowych. Dwie najefektywniejsze metody wskazują nawet na pewien spadek frachtów w latach objętych prognozą. Jest to zgodne z obserwowanym od pew-

²⁰ Por. np. S. Borowicz, op. cit., s. 190 - 220.

nego czasu regresem na rynku frachtowym, pogłębianym przez gwałtowny wzrost wielkości tonażu światowego i portfela zamówień tonażowych.

4) Wydaje się przydatne konstruowanie prognoz stawek frachtowych przy pomocy szerokiej gamy metod. Równania modeli złożonych wskazywać będą z pewnością w lepszym stopniu tendencje wzrostu czy spadku stawek, czyli informować będą lepiej o punktach zwrotnych szeregu zmiennej objaśnianej. Modele tendencji rozwojowej, w naszym przypadku, będą dawać prognozy wysokości stawek z reguły mniej obciążone.

5) Wszelkie prognozy, nawet przy jednoczesnym użyciu modeli strukturalnych, mogą mieć charakter krótko- i średnioterminowy, z tym że w przypadku prognozy na okres przekraczający 3-4 lat, należy włączać do modeli prognozy dla kolejnych lat jako realizacje zmiennej Y .

REMARKS ON THE METHODOLOGY OF FREIGHT FORECASTS

S u m m a r y

Some remarks on the methodology of freight forecasts are presented in the article. The problem of choice of the best method of freight forecasts is the subject of this study. Linear regression functions of nine and eight variables and some methods of analysis of time series of freight indexes are considered, and among them — a method of harmonic weights, exponential smoothing and adaptive forecasting.

It is shown, that both the methods have to be used because, regression functions better explain the mechanism of freight rates and they give better forecasts of turning points. Adaptive forecasting, with parameters $\alpha=0,7$; $\beta=0,38$, give the best forecasts among the methods of trend analysis.