

Klasyczne modele trendu w prognozowaniu liczby odprawionych pasażerów w porcie lotniczym Szczecin-Goleniów

1 Wprowadzenie

Metody ilościowe znajdują szerokie zastosowanie w procesach analiz, diagnoz i prognoz gospodarczych a przy ich użyciu opis i ocena kształtowania się zmiennych ekonomicznych w czasie lub przestrzeni, jak również przewidywania dotyczące kierunku i charakteru zmian tych zmiennych stają się bardziej precyzyjne. Przedmiotem rozważań w niniejszym rozdziale są klasyczne modele tendencji rozwojowej liczby odprawionych pasażerów w porcie lotniczym Szczecin-Goleniów i próba ich wykorzystania do krótkookresowego prognozowania.

2 Wstępna analiza dynamiki przy użyciu metod indeksowych

Wykorzystując, powszechnie stosowane w statystyce¹, metody indeksowe w tabeli i zaprezentowane zostały dane o liczbie odprawionych pasażerów w porcie lotniczym Szczecin-Goleniów w latach 2001-2008 oraz wyniki obliczeń przyrostów absolutnych oraz indeksów indywidualnych.

1 Por.: KLÓSKA R., CZYŻYCKI R.: *Wybrane zagadnienia ze statystyki*. Economicus, Szczecin 2008, ss. 56-67.

Tabela 1.

Wybrane metody indeksowe

Lata	Y_t	$\Delta y_{t/t-1}$	$\Delta y_{t/0}$	$i_{t/t-1}$	$i_{t/0}$
2001	68 830	-	0	-	1
2002	76 782	7 952	7 952	1,1155	1,1155
2003	87 435	10 653	18 605	1,1387	1,2703
2004	96 208	8 773	27 378	1,1003	1,3978
2005	106 812	10 604	37 982	1,1102	1,5518
2006	182 523	75 711	113 693	1,7088	2,6518
2007	234 511	51 988	165 681	1,2848	3,4071
2008	302 468	97 957	233 638	1,2898	4,3944

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z www.airport.com.pl/statystyka.

Interpretując zaprezentowane w tabeli 1 wyniki analiz należy stwierdzić, że w okresie objętym badaniem liczba obsługiwanych pasażerów w porcie lotniczym Szczecin-Goleniów z roku na rok wyraźnie rosła, przy czym:

- w porównaniu do roku poprzedniego największy absolutny wzrost liczby odprawionych pasażerów wystąpił w roku 2008 (o 97 957 osób) a największy procentowy wzrost odnotowano w roku 2006 (o 70,88%); z kolei najmniejszy absolutny wzrost wystąpił w roku 2002 - o 7 952 pasażerów a najmniejszy procentowy wzrost - w roku 2004 (o 10,03%);
- w odniesieniu do roku 2001 (początkowego okresu badania przyjętego za podstawę porównań miar jednopodstawowych) liczba odprawionych pasażerów w roku 2008 była większa o 233 638 pasażerów, czyli o 339,44%.

Dodatkowo, wykorzystując miary syntetyczne, można zauważyć, iż w latach 2001-2008 z roku na rok liczba odprawionych pasażerów w porcie lotniczym Szczecin-Goleniów rosła średnio o 33 377 osób, czyli o 23,55%.

3 Klasyczne modele tendencji rozwojowej

W klasycznym podejściu, historycznie najstarszym, zakłada się, że powiązania między zmienną objaśnianą modelu ekonometrycznego a zmiennymi objaśniającymi są niezmiennicze („gładkie”) na całym zbiorze możliwych wartości zmiennych i można je wyrazić jednym wzorem analitycznym². Model tendencji rozwojowej (trendu) należy do szczególnej klasy modeli ekonometrycznych, w których w roli zmiennej objaśniającej występuje czas³. Zastosowanie tych modeli do analizy szeregów czasowych pozwala często wykryć pewne

2 Por. B. GUZIK: *Segmentowe modele ekonometryczne*. Akademia Ekonomiczna, Poznań 1993, ss. 16-19.

3 Znaczenie czynnika czasu w badaniach ekonomicznych podkreślają J. Hozer i J. Zawadzki m.in. w pracach: J. HOZER: *Czynnik czasu w ekonomii. Wiadomości Statystyczne* nr 81989, GUS, Warszawa 1989, ss. 7-10, J. HOZER I J. ZAWADZKI: *Zmienna czasowa i jej rola w badaniach ekonometrycznych*. PWN, Warszawa 1990.

prawidłowości, które mogą determinować rozwój badanego zjawiska. Wyróżnia się zwykle cztery składowe⁴ mające wpływ na zmienność zjawiska w ujęciu dynamicznym:

- trend (tendencja rozwojowa) - ciągle i regularne zmiany jakim podlega dane zjawisko w długim okresie,
- wahania okresowe (często sezonowe) - odchylenia in plus lub in minus o wartości trendu powtarzające się regularnie co pewien okres, w przybliżeniu stały.
- wahania koniunkturalne - związane z cyklem koniunkturalnym zmiany rozwoju gospodarki obserwowane w okresach kilku lub kilkunastoletnich,
- wahania przypadkowe - inne uboczne zmiany mające charakter całkowicie nieregularny.

Badając szeregi czasowe bez okresowości zakładamy, że zmiany w nich zachodzące podlegają wpływom jedynie przyczyn głównych (determinujących w zasadniczym stopniu tendencję rozwojową analizowanego zjawiska) i ubocznych (mających charakter zupełnie przypadkowy). Najczęściej stosowaną metodą wyodrębniania trendów jest metoda analityczna. Polega ona na tym, że tendencję rozwojową wyraża się za pomocą pewnej określonej funkcji matematycznej, w której zmienną zależną jest poziom obserwowanego w czasie zjawiska a zmienną niezależną - zmienna czasowa. Model szeregu czasowego ma wówczas postać:

$$Y_t = f(t) + u_t$$

gdzie:

- Y_t - zmienna obrazująca poziom badanego zjawiska w czasie,
- $f(t)$ - określona postać matematyczna funkcji (model trendu),
- u_t - składnik losowy.

W tabeli 2 zestawiono, najczęściej spotykane, zarówno w opracowaniach teoretycznych jak i praktycznych, matematyczne postacie klasycznych funkcji trendu⁵.

4 Por. np. K. ZAJĄC: *Zarys metod statystycznych*. PWE, Warszawa 1971, ss. 370-371; J.JÓŹWIAK, J.PODGÓRSKI: *Statystyka od podstaw*. PWE, Warszawa 2000, ss. 453-454, w. STARZYŃSKA: *Statystyka praktyczna*. PWN, Warszawa 2000, ss.146-147 i inni.

5 Warta polecenia w tym miejscu jest lektura pracy: J. PURCZYŃSKI: *Wykorzystanie symulacji komputerowych w estymacji wybranych modeli ekonometrycznych i statystycznych*. Uniwersytet Szczeciński. Rozprawy i Studia T. (DXXV) 451, Szczecin 2003 a w szczególności jej rozdział pierwszy poświęcony estymacji wybranych nieliniowych modeli ekonometrycznych, w którym autor proponuje proste algorytmy estymacji parametrów pewnych funkcji nieliniowych, które z powodzeniem stanowiąc mogą alternatywę dla metody najmniejszych kwadratów.

Tabela 2.

Wybrane klasyczne modele trendu

Model	Postać matematyczna
trend liniowy	$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + u_t$
trend kwadratowy	$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 + u_t$
trend wielomianowy trzeciego stopnia	$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 + \alpha_3 t^3 + u_t$
trend hiperboliczny	$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t^{-1} + u_t$
trend logarytmiczny	$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln t + u_t$
trend potęgowy	$Y_t = \alpha_0 * t^{\alpha_1} * e^{u_t}$
trend wykładniczy	$Y_t = \alpha_0 * \alpha_1^t * e^{u_t}$

Źródło: opracowanie własne.

Dokonując oceny jakości oszacowanych modeli stosowane są odpowiednie miary i testy statystyczne, czyli określone sposoby weryfikacji modelu, przy czym pamiętać należy, że m.in.⁶:

- 1) pożądane są niskie wartości współczynnika indeterminacji ϕ_i w związku z tym wysokie wartości współczynnika dopasowania R^2 ,
- 2) w przypadku statystycznej istotności współczynnika korelacji wielorakiej stopień dopasowania modelu do danych empirycznych możemy uznać za dostatecznie duży,
- 3) im mniejsza jest wartość odchylenia standardowego składnika resztowego Se tym mniej różnią się przeciętnie między sobą wartości teoretyczne i empiryczne zmiennej objaśnianej,
- 4) model jest tym lepszy im niższa jest wartość współczynnika zmienności losowej V_{Se} obrazującego udział odchylenia standardowego składnika losowego w średniej wartości zmiennej objaśnianej,
- 5) parametry strukturalne oszacowanego modelu powinny być statystycznie istotne, przy czym stosując test *t-Studenta* w praktyce o istotności parametru przesądza zwykle nierówność $t > 2$,
- 6) niekorzystnym dla modelu jest zjawisko występowania autokorelacji składnika losowego,
- 7) reszty powinny być losowe.

Analizując dane z lat 2001-2008 o liczbie odprawionych pasażerów w porcie lotniczym Szczecin-Goleniów, z przedstawionych w tabeli 2 klasycznych modeli tendencji rozwojowej, najlepiej weryfikację przeszedł trend wykładniczy (por. rys. 1).

6 Szerzej na ten temat w: CZYŻYCKI R., HUNDERT M., KLÓSKA R.: *Wybrane zagadnienia z ekonometrii*. Economicus, Szczecin 2005, ss. 61-77.

Tabela 3. Wyniki modelowania przy użyciu programu Statistica 8.0.

N = 8	Podsumowanie regresji zmiennej zależnej: lnY $R = 0,96414555$ $R^2 = 0,92957664$ Skoryg. $R^2 = 0,91783942$ $F(1,6) = 79,199$ $p < ,00011$ Błąd std. estymacji: 0,15828			
	B	Bł. std.	t(6)	poziom p
W. wolny	10,7619	0,1233	87,2599	0,0000
T	0,2174	0,0244	8,8994	0,0001

Źródło: obliczenia i opracowanie własne.

Na podstawie otrzymanych wyników możemy stwierdzić, że:

- 1) w 7,04% zmiany badanej liczby odprawionych pasażerów w porcie lotniczym Szczecin-Goleniów w latach 2001-2008 nie są wyjaśniane przez oszacowany model i tym samym dopasowanie modelu do danych rzeczywistych wynosi 92,96%;
- 2) weryfikując współczynnik korelacji wielorakiej: $R = 0,9641$ postawiono następujące hipotezy:

$$H_0 : R = 0$$

$$H_1 : R \neq 0$$

przy czym względu na fakt, iż na z góry przyjętym poziomie istotności $\alpha = 0,05$ $F = 79,199 \in OK = \langle 5,99; +\infty \rangle$ należy odrzucić hipotezę zerową na korzyść alternatywnej, co oznacza, że współczynnik korelacji wielorakiej jest statystycznie istotny a tym samym stopień dopasowania modelu do danych empirycznych jest dostatecznie duży;

3. zlogarytmowane wartości rzeczywiste liczby odprawionych pasażerów w badanym okresie i wartości teoretyczne otrzymane na podstawie oszacowanego modelu różnią się między sobą średnio o 0,15828;
4. udział odchylenia standardowego reszt na wartościach zlogarytmowanych w średniej zlogarytmowanej wartości badanej liczby odprawionych pasażerów jest niewielki i wynosi 1,35%;
5. celem oceny istotności parametrów strukturalnych przy użyciu testu t-Studenta postawiono następujące hipotezy:

$$H_0 : \alpha_i = 0$$

$$H_1 : \alpha_i \neq 0$$

przy czym, w obu przypadkach spełniony jest warunek przesądający w praktyce o istotności parametru t_{ai} , co pozwala hipotezę zerową odrzucić na korzyść hipotezy alternatywnej a zatem wszystkie parametry strukturalne oszacowanego modelu są statystycznie istotne,

6. stosując test Durбина-Watsona nie można podjąć jednoznacznej decyzji o występowaniu zjawiska autokorelacji składnika losowego;
7. wykorzystując test serii nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, która mówi, że reszty są losowe.

4 Ekstrapolacja klasycznych modeli trendu a założenia teorii predykcji

Znajomość modelu tendencji rozwojowej zmiennej prognozowanej spełnia jednak dopiero pierwsze, z pięciu wymienianych przez Z. Pawłowskiego, podstawowych założeń teorii predykcji⁷. Równie ważnym zagadnieniem jest stabilność zarówno prawidłowości ekonomicznej w czasie jak i rozkładu składnika losowego modelu. Okazuje się jednak, że: „pomimo ogólnej tendencji do zmian, szereg prawidłowości ekonomicznych wykazuje zadziwiająco stabilność lub skłonność tylko do powolnych regularnych przesunięć⁸”. J. B. Gajda posiłkuje się tu dodatkowo zasadą **braku wystarczającego powodu Laplace'a**, w myśl której: „jeśli z analizy modelu nie wynikają wystarczająco uzasadnione obawy o to, że model, jego parametry lub zakłócenia są niestabilne - przyjmujemy, iż są one stabilne⁹”. Kolejny z koniecznych warunków prawidłowej predykcji zakłada znajomość wartości zmiennych objaśniających w okresie prognozowanym. W przypadku wnioskowania na podstawie klasycznych modeli tendencji rozwojowej spełnienie tego wymogu jest o tyle proste, że jedyną zmienną objaśniającą jest tu zmienna czasowa t (lub jej modyfikacje typu t^2 , t^3 *ln t* itp.). Wystarczy zatem za nią podstawić odpowiednią wartość obrazującą numer okresu prognozowanego¹⁰. Ostatnie z założeń teorii predykcji stanowi rodzaj zabezpieczenia przed bezkrytycznym uogólnianiem dotychczasowych wyników, dotyczy bowiem dopuszczalności ekstrapolacji modelu poza zaobserwowany w próbie obszar zmienności zmiennych objaśniających. Z. Pawłowski zdając sobie sprawę z niemożności empirycznej weryfikacji tego warunku stwierdza, że ekstrapolacja nie jest szkodliwa dopóty, dopóki wynikający z niej błąd pozwalał będzie na przydatność prognoz do celów praktycznych¹¹. A. Welfe słusznie zauważa, że każda prognoza jest obciążona błędami, których nie można w pełni wyeliminować. W uzasadnieniu przytacza listę siedmiu podstawowych źródeł błędów, do których zalicza: błąd estymacji, błąd struktury stochastycznej, błąd losowy, błąd specyfikacji, błąd warunków endogenicznych, błąd warunków egzogenicznych i błąd pomiaru¹². Istnieje zatem potrzeba określenia wielkości błędu prognozy. Podyktowana ona jest również spełnieniem fundamentalnych postulatów teorii predykcji. Treść pierwszego z nich obliguje do tego, aby w wyniku procesu predykcji podać nie tylko prognozę, ale również odpowiedni miernik rzędu jej dokładności. Osiągnięcie możliwie korzystnej wartości tego miernika zapewnić ma wysoką efektywność prognozowania. Dążenie do takiej sytuacji wynika z drugiego postulatu teorii predykcji.

Dokonując ekstrapolacji, czyli wydłużenia w przyszłość zaobserwowanego w latach 2001-2008 wykładniczego trendu, należałoby oczekiwać, że w roku 2009 liczba odprawionych pasażerów w porcie lotniczym Szczecin-Goleniów wyniesie 333 707 osób, przy czym podając tę prognozę możemy się mylić o 60 670 pasażerów, czyli o 18,18%.

7 Por. z. PAWŁOWSKI: *Prognozy ekonometryczne*. PWN, Warszawa 1973, ss. 39-41.

8 Z. PAWŁOWSKI: *ibidem*, s. 33.

9 J. B. GAJDA: *Prognozowanie i symulacja a decyzje gospodarcze*. C. H. Beck, Warszawa 2001, s. 141.

10 Szerzej na ten temat np. w: KLÓSKA R., HUNDERT M., CZYŻYCKI R.: *Wybrane zagadnienia z prognozowania. Economicus*, Szczecin 2007, ss. 43-73.

11 Z. PAWŁOWSKI: *Prognozy...* op. cit., s. 43.

12 Por. A. WELFE: *Ekometria*. PWE, Warszawa 1995, ss. 188-189.

5 Podsumowanie

Ze względu na wielkość błędu predykcji *ex ante* uzyskany przedział prognozy wydaje się dosyć szeroki, ale należy mieć świadomość, że stosując klasyczne modele trendu już w momencie budowy prognozy zakładamy, że zaobserwowana dotychczas tendencja rozwojowa nie ulegnie zmianie. Te i inne, wcześniej omówione, założenia teorii predykcji w odniesieniu do modeli klasycznych wydają się dziś, w czasach światowego kryzysu, trudne do spełnienia tym bardziej, że z danych Urzędu Lotnictwa Cywilnego wynika, że tylko w styczniu 2009 roku liczba obsłużonych pasażerów przez porty lotnicze w Polsce spadła o 12 procent a zakładany przez europejską organizację zarządzania ruchem lotniczym Eurocontrol spadek przewozów dla naszego kraju w skali roku ma wynieść ok. 1,6 proc.¹³ Jako alternatywne podejście w takiej sytuacji można byłoby zastosować na przykład adaptacyjne metody prognozowania, które metodologicznie zbliżone są do klasycznych modeli szeregów czasowych, przy czym nie wymagane jest tu zachowanie stałości postaci analitycznej funkcji oraz niezmienności ocen parametrów strukturalnych. Dzięki temu wyniki predykcji przy wykorzystaniu nieklasycznych modeli prognostycznych mogą okazać się efektywne nawet w przypadkach, gdy rozwój badanego zjawiska przebiega w sposób nieregularny, prowadząc do nagłego załamania dotychczasowego trendu lub do zakłóceń obserwowanych w przeszłości wahań sezonowych¹⁴ bowiem duża elastyczność tych modeli sprawia, że szybko dostosowują się one do zmian dynamiki zmiennej prognozowanej. Z kolei G. Kołodko uważa, że wiele bardziej obiecujące niż proste ekstrapolacje trendów są studia nad przyszłością, które operują coraz bogatszymi technikami naukowej analizy i prognozy, a kluczowe znaczenie ma skrzyżowanie wiedzy i wyobraźni¹⁵. Niezależnie jednak od wyrażanych opinii czy podejmowanych prób zarysowania kształtowania się w przyszłości pewnych zjawisk, zdarzeń czy procesów społeczno-gospodarczych podkreślenia wymaga fakt, że metody ilościowe znajdują szerokie zastosowanie w procesach analiz, diagnoz i prognoz gospodarczych a przy ich użyciu opis i ocena kształtowania się zmiennych ekonomicznych w czasie lub przestrzeni, jak również przewidywania dotyczące kierunku i charakteru zmian tych zmiennych stają się bardziej precyzyjne.

Literatura

- BAJ L.: *Samoloty latają coraz niżej* [w:] *Gazeta Wyborcza*, 24.03.2009.
- CZYŻYCKI R., HUNDERT M., KLÓSKA R.: *Wybrane zagadnienia z ekonometrii*. Economicus, Szczecin 2005.
- GAJDA J.B.: *Prognozowanie i symulacja a decyzje gospodarcze*. C.H. Beck, Warszawa 2001.
- GUZIK B.: *Segmentowe modele ekonometryczne*. Akademia Ekonomiczna, Poznań 1993.
- HOZER J.: *Czynnik czasu w ekonomii*. *Wiadomości Statystyczne*, nr 8 1989, GUS, Warszawa 1989.
- HOZER J., ZAWADZKI J.: *Zmienna czasowa i jej rola w badaniach ekonometrycznych*. PWN, Warszawa 1990.

13 Por. BAJ L.: *Samoloty latają coraz niżej* [w:] *Gazeta Wyborcza* z dn. 24.03.2009, s. 24.

14 Por. z. PAWŁOWSKI: *Prognozy...* op. cit, s. 237.

15 Por. G. KOŁODKO: *Wędrujący świat*. Prószyński i S-ka, Warszawa 2008, s. 40.

- JÓŹWIAK J., PODGÓRSKI J.: *Statystyka od podstaw*. PWE, Warszawa 2000.
- KLÓSKA R., CZYŻYCKI R.: *Wybrane zagadnienia ze statystyki*. Economicus, Szczecin 2008.
- KLÓSKA R., HUNDERT M., CZYŻYCKI R.: *Wybrane zagadnienia z prognozowania*. Economicus, Szczecin 2007.
- KOŁODKO G.: *Wędrujący świat*. Prószyński i S-ka, Warszawa 2008.
- PAWŁOWSKI z.: *Prognozy ekonometryczne*. PWN, Warszawa 1973.
- PURCZYŃSKI J.: *Wykorzystanie symulacji komputerowych w estymacji wybranych modeli ekonometrycznych i statystycznych*. Uniwersytet Szczeciński. Rozprawy i Studia, t. (DXXXV) 451, Szczecin 2003.
- STARZYŃSKA w.: *Statystyka praktyczna*. PWN, Warszawa 2000.
- WELFE A.: *Ekonometria*. PWE, Warszawa 1995.
- ZAJĄC K.: *Zarys metod statystycznych*. PWE, Warszawa 1971.

dr Rafał Klóska

dr Rafał Czyżycki

Katedra Metod Ilościowych

Wydział Zarządzania i Ekonomiki Usług

Uniwersytet Szczeciński

Koniunktura w gospodarce światowej a rynki żeglugowe i portowe

**Praca zbiorowa pod redakcją
Henryka Salmonowicza**