

# SARIMA MODEL DOPYTU ŠTUDENTOV PO PRÍMESTSKEJ AUTOBUSOVEJ DOPRAVE

## SARIMA MODEL OF STUDENTS DEMAND FOR SUBURB BUS TRANSPORT

Ondrej Cyprich<sup>1</sup>

---

*Anotácia: V príspevku je prezentovaný SARIMA model dopytu cestujúcich prepravených za žiacke cestovné vrátane výstupov testov jeho použiteľnosti na prognostické účely. V porovnaní s doteraz používanými prognostickými postupmi v oblasti prímestskej autobusovej dopravy prináša analyzovaný model významné zvýšenie spoľahlivosti prognostických výstupov.*

*Kľúčové slová: Dopyt cestujúcich. Modelovanie dopytu. Krátkodobé prognózovanie dopytu.*

*Summary: The paper is focused on the seasonal ARIMA model of the students demand for suburban bus transport and includes the outcomes of model reliability tests too. Compared with previously used forecasting methods in the sphere of suburban bus transport, analyzed model provides a significant improvement of the reliability of its prognostic outcomes.*

*Key words: Passengers demand. Demand modelling. Short-term demand forecasting.*

### ÚVOD

Dopravné spoločnosti pôsobiace v sfére prímestskej autobusovej dopravy Slovenskej republiky používajú jednoduché matematicko-štatistické resp. expertné metódy prognózovania dopytu cestujúcich, ktoré často nemožno považovať za dostatočne presné. Táto skutočnosť je spôsobená jednak nedostatočným výskumom v tejto oblasti, ale najmä nedostatočnou komunikáciou sféry výskumu s praxou. Odborné publikácie popisujú problematiku analýzy, modelovania a prognózovania dopytu cestujúcich po prepravných službách v rámci systémov prímestskej autobusovej dopravy, aplikáciou teórie jednorozmerných časových radov, viac-menej len okrajovo. Poliak (1) a Surovec (2) prezentujú len základné teoretické poznatky o rozdelení, vlastnostiach, elementárnych charakteristikách a trendovej analýze časových radov v cestnej doprave. Podrobnejšej deskripcii prognostických postupov použiteľných v sfére dopravy sa venujú Mikolaj (3,4) a Dolinayová (5). Na možnosti praktickej aplikácie prognostických metód v oblasti prímestskej autobusovej dopravy poukazujú výstupy odborných štúdií publikovaných Konečným (6). Na tvorbu prognóz vývoja dopytu cestujúcich bol v spomínanom príspevku použitý modul *Automatic forecasting* programového vybavenia SAS LE 4.1, ktorý neposkytuje tak spoľahlivé prognostické výstupy ako manuálne, na základe výsledkov

---

<sup>1</sup> Ing. Ondrej Cyprich, Žilinská univerzita v Žiline, Fakulta PEDaS, Katedra cestnej a mestskej dopravy, Univerzitná 1, 010 26 Žilina, Tel.: +421 41 513 35 23, E-mail: [ondrej.cyprich@fpedas.uniza.sk](mailto:ondrej.cyprich@fpedas.uniza.sk)

predprognostickej analýzy skúmaného časového radu, navrhnutý prognostický model. *Sezónny integrovaný model homogénneho časového radu dopytu cestujúcich prepravených za žiacke cestovné* ARIMA(1, 0, 1)(2, 1, 0)<sub>12</sub> bez konštanty prezentovaný v príspevku spolu s nedávno publikovaným modelom dopytu cestujúcich prepravených za obyčajné cestovné (7) predstavujú alternatívy prognostických postupov prinášajúcich výrazné zvýšenie spoľahlivosti prognostických výstupov v porovnaní s doteraz používanými prognostickými postupmi a tým aj zníženie miery neistoty vyplývajúcej z aplikácie prognostických výstupov v procese riadenia dopravnej spoločnosti. Tento model je čiastkovým výstupom riešenia dizertačnej práce (8).

## 1. MATERIÁL A METÓDY RIEŠENIA PROGNOTICKEJ ÚLOHY

V tejto kapitole sú v stručnosti popísané vlastnosti použitých dát vrátane charakteru vykonaných úprav, metód tvorby modelov a testovania náhodnosti ich reziduálnej zložky.

### 1.1 Vstupné údaje modelovania

Vstupné údaje procesu modelovania boli počty cestujúcich prepravených za žiacke cestovné, evidované zariadeniami na výdaj cestovných lístkov spolupracujúceho dopravcu zabezpečujúceho prímestskú autobusovú dopravu v rámci Žilinského samosprávneho kraja. Tieto hodnoty boli dopravcom agregované súčtom tak, aby výstupom procesu agregácie bol časový rad  $\{Q_p(t); 1 \leq t \leq 96\}$  mesačných hodnôt dopytu cestujúcich prepravených za žiacke cestovné (obdobie mesiacov 1/2000 – 12/2007).

Hodnoty takto vytvoreného časového radu  $Q_p(t)$  boli považované za priestorovo a vecne homogénne, nakoľko sa v priebehu špecifikovaného obdobia nemenila geografická pôsobnosť dopravcu ani technológia prepravy cestujúcich v rozsahu ovplyvňujúcom jeho homogenitu z vecného a priestorového aspektu. Rovnaké vymedzenie hodnôt skúmaného časového radu z časového hľadiska bolo zabezpečené vlastnou (8), charakteristiky ukazovateľa dopytu cestujúcich zohľadňujúcou, modifikáciou postupov kalendárneho očisťovania (9). Výstupom procesu kalendárneho očisťovania bol homogénny časový rad dopytu cestujúcich po prímestskej autobusovej doprave prepravených za žiacke cestovné  $\{Q_p(t); 1 \leq t \leq 96\}$ .

V predprognostickej analýze (8) časového radu  $Q(t)$  boli aplikáciou najskôr subjektívnych metód identifikované a neskôr objektívnych metód náležite potvrdené konštantný trend, ročná sezónnosť a aditívny charakter časového radu  $Q(t)$ . V príspevku prezentované modely časového radu  $Q(t)$  zohľadňujú tieto vlastnosti v plnom rozsahu.

Pre potreby predprognostickej analýzy, tvorby modelov a prognóz skúmaného ukazovateľa boli použité predovšetkým programové vybavenia SAS LE 4.1 a SAS 9.3.1.

### 1.2 Metódy tvorby a testovania modelu

Konštrukcia v príspevku popísaného modelu bola navrhnutá aplikáciou Boxovej-Jenkinsovej metodológie a boli použité postupy a zásady výstavby lineárnych stochastických modelov a ich teoretických vlastností popísané Arltom (10) a Ciprom (9). Tento model bol vytvorený vzhľadom na aditívny charakter  $Q(t)$  bez použitia analytických transformácií hodnôt skúmaného časového radu.

Sezónny integrovaný model homogénneho časového radu dopytu cestujúcich prepravených za žiacke cestovné ARIMA(1,0,1)(2,1,0)<sub>12</sub> bez konštanty (ďalej len model) bol testovaný z hľadiska splňania požiadaviek kladených na vzájomnú lineárnu nezávislosť, stacionaritu (homoskedasticitu) a normalitu pravdepodobnostného rozdelenia jeho normalizovaných rezíduí ( $\varepsilon_t$ ;  $t = 1, \dots, 96$ ). Vzájomná lineárna nezávislosť rezíduí modelu bola posudzovaná Bartletovým testom autokorelácie (11) a Ljungovými-Boxovými  $\chi^2$  štatistikami (12). Stacionarita  $\varepsilon_t$  skúmaného modelu bola vyhodnocovaná rozšírenými Dickeyovými-Fullerovými testami jednotkového koreňa (ADF testy) (13) a Dickeyovými-Fullerovými testami jednotkového koreňa sezónnych časových radov (SDF testy) (14). Na vyhodnotenie normality pravdepodobnostného rozdelenia  $\varepsilon_t$  modelu boli použité Shapiro-Wilkov (S-W) (15), D'Agostinom (16), Prinsom (17) a Filibenom (18) popísané Kolmogorov-Smirnovov (K-S), Cramér-von Misesov (C-M), Andersonov-Darlingov (A-D) test. Štatistická významnosť parametrov tohto modelu bola testovaná *t*-testami používajúc pritom ich charakteristiku popísanú Marčekom (19).

## 2. EMPIRICKÉ VÝSTUPY RIEŠENIA PROGNOTICKEJ ÚLOHY

Riešením prognostickej úlohy boli odhadnuté parametre analyzovaného modelu vrátane vyhodnotenia ich štatistickej významnosti (tab. 1), miery presnosti modelu, bodové prognózy (ex-post, ex-ante), intervalové odhady vývoja (ex-ante) skúmaného ukazovateľa dopytu cestujúcich generovaných jeho matematicko-štatistickým modelom.

Tab. 1 – Odhady parametrov modelu ARIMA (1, 0, 1) (2, 1, 0)<sub>12</sub> bez konštanty

parameter modelu	odhad parametra	smerodajná chyba odhadu parametra	testovacie kritérium <i>t</i>	p-hodnota
MA(1) - $\theta_1$	0,3400	0,1222	2,7825	0,0067
AR(1) - $\Phi_1$	0,9148	0,0503	18,1999	<,0001
SAR(1) - $\Phi_1$	-0,7740	0,1084	-7,1430	<,0001
SAR(2) - $\Phi_2$	-0,4254	0,1068	-3,9824	0,0001

Zdroj: výstupy výpočtov autora

pozn. Za štatisticky významné parametre na  $\alpha = 0,05$  možno považovať tie, ktorých *p*-hodnota  $< \alpha$ .

Na vyhodnotenie prognostickej presnosti modelu boli použité tradičné (smerodajná odchýlka chýb - *RMSE*, priemerná absolútna percentuálna chyba - *MAPE*), penalizačné (Akaikeho informačné kritérium - *AIC* (20) a Schwartzovo bayesovské informačné kritérium - *SBIC* resp. *BIC* (21)) ako i extrapolačné *MAPE*<sub>12</sub>, *MAPE*<sub>3</sub> miery prognostickej presnosti modelu. Vypočítané hodnoty mier prognostickej presnosti konštruovaného modelu (tab. 2).

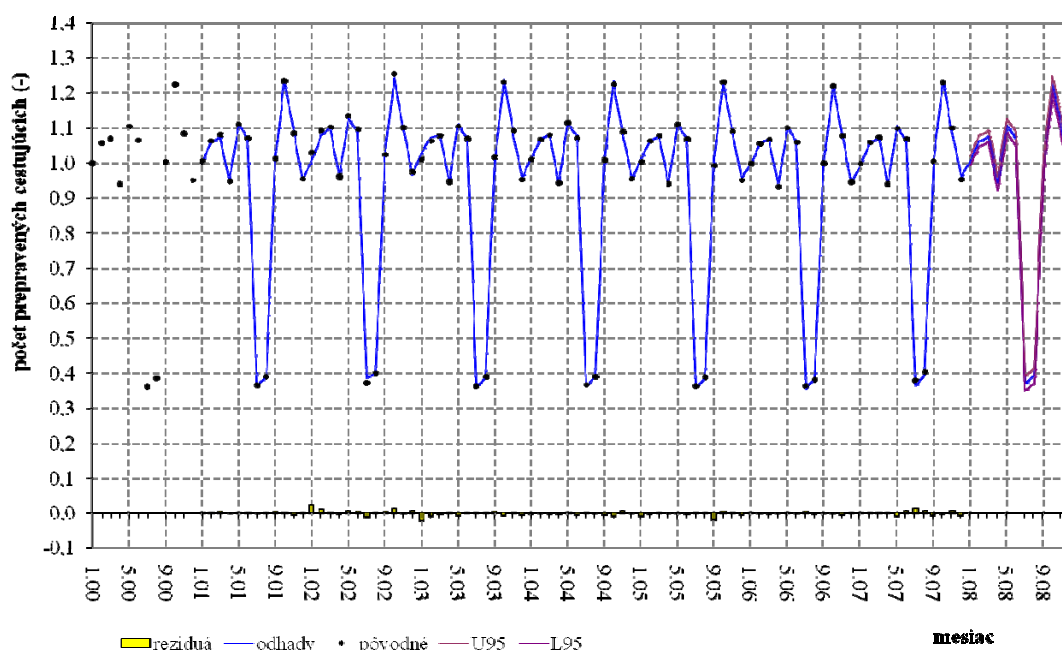
Grafický výstup riešenia modelu vid'. obr. 1, kde sú modelované hodnoty vyjadrené súvislou krivkou a empirické (pôvodné) hodnoty skúmaného ukazovateľa bodmi. Z grafickej interpretácie vývoja modelovaných a empirických hodnôt vyplýva, že tento model verne popisuje variabilitu empirických hodnôt *Q(t)*. Uvedený fakt podporujú aj nízke hodnoty rezíduí ( $\varepsilon_t$ ) v obr. 1 znázornené stĺpcovým grafom.

Tab. 2 – Miery prognostickej presnosti modelu ARIMA (1, 0, 1) (2, 1, 0)<sub>12</sub> bez konštanty

ukazovateľ	jednotka	hodnota	ukazovateľ	jednotka	hodnota
RMSE	[tis. cest.]	5,691	MPE	[%]	0,087
MAPE	[%]	0,638	MAPE <sub>12</sub>	[%]	0,977
AIC	[-]	300,142	MAPE <sub>3</sub>	[%]	0,626
SBIC	[-]	309,865			

Zdroj: výstupy výpočtov autora

pozn. Na výpočet interpolačných mier hodnotiacich kvalitu modelu boli použité empirické a modelom generované hodnoty  $Q(t)$  za obdobie mesiacov 1/2000 – 12/2007, pričom parametre modelu použitého na generovanie boli odhadnuté aplikáciou hodnôt rovnakého obdobia. Na výpočet extrapoláčnych mier prognostickej presnosti modelu boli použité empirické a modelom generované hodnoty skúmaného ukazovateľa za obdobie mesiacov 1/2007 – 12/2007 pre  $MAPE_{12}$  a 10/2007 – 12/2007 pre  $MAPE_3$ , pričom na rozdiel od interpolačných mier pre odhad parametrov modelu použitého na generovanie boli použité hodnoty  $Q(t)$  za obdobie mesiacov 1/2000 – 12/2006 pre  $MAPE_{12}$  a 1/2000 – 9/2007 pre  $MAPE_3$ .



Zdroj: výstupy výpočtov autora

Obr. 1 - Pôvodné, modelom odhadované a prognózované hodnoty časového radu  $Q(t)$ 

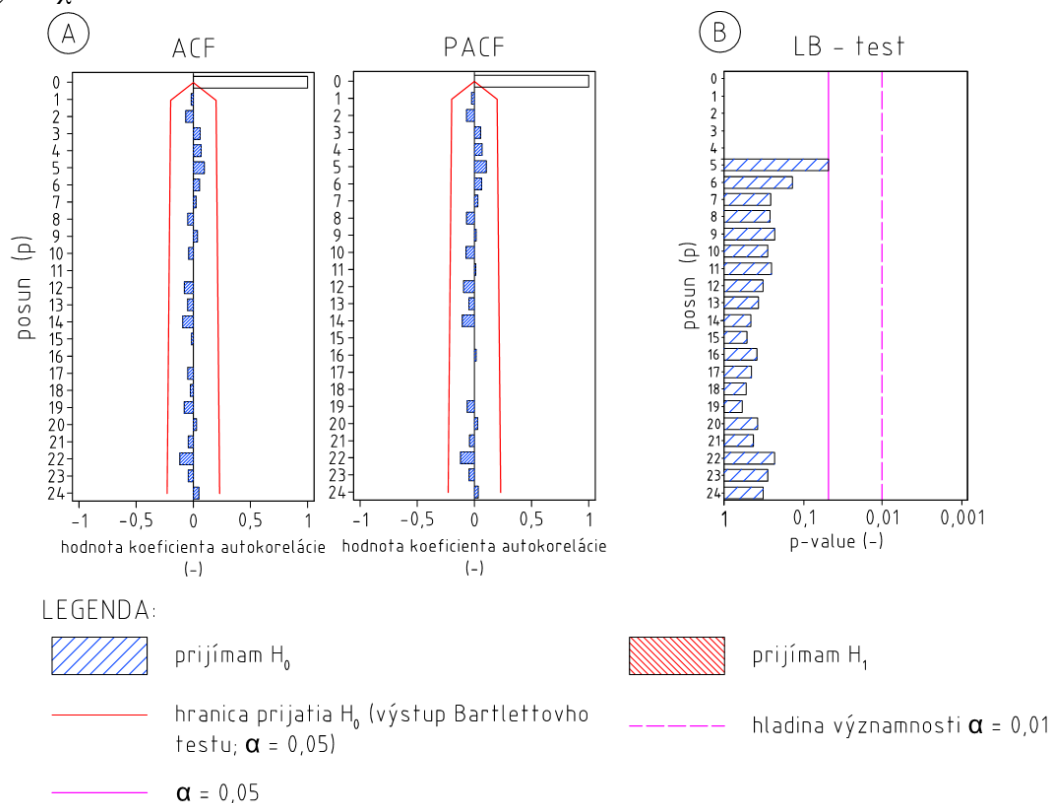
pozn. Z dôvodu ochrany záujmov spolupracujúcej dopravnej spoločnosti sú hodnoty obr. 1 prezentované vo forme bázičických indexov (báza január 2000).

V porovnaní s prognostickými výstupmi štúdie Katedry cestnej a mestskej dopravy publikovanými Konečným (6) by bolo možné aplikáciou *sezónneho integrovaného modelu* ARIMA(1,0,1)(2,1,0)<sub>12</sub> bez konštanty dosiahnuť priemerné zúženie 95 % intervalu spoľahlivosti bodovej prognózy z  $\pm 200$  na  $\pm 16$  tis. prepravených osôb. Rozsiahlejšie porovnanie modelu prezentovaného v príspevku, vzhľadom na absenciu kľúčových indikátorov prognostickej kvality Konečným (6) navrhnutého prognostického modelu, nebolo možné. Sprievodným javom zvýšenia miery spoľahlivosti vyjadrenej zúžením 95 % intervalu spoľahlivosti prognózy je, vzhľadom na konštrukciu vzťahov pre výpočet hraníc tohto intervalu, obyčajne aj zvýšenie interpolačnej presnosti modelu.

Platnosť hypotézy  $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$  proti hypotéze  $H_1: \text{non } H_0$  bola testovaná *Bartletovým testom*. Výstupy tohto testu pozostávajú z grafov *autokorelačných (ACF)* a *parciálnych autokorelačných funkcií (PACF)* ako i hraníc prijatia resp. zamietnutia hypotézy  $H_0$  o lineárnej nezávislosti  $\varepsilon_t$  (vid'. obr. 2a). Prostredníctvom autokorelogramov bol vyjadrený priebeh *ACF* a *PACF*  $\varepsilon_t$  modelov  $Q(t)$ , tvorených koeficientmi autokorelácie  $\rho_p$  v posunoch  $p = 1, 2, \dots, 24$ . Určenie hodnôt koeficientov autokorelácie radu  $p$  vychádzal z teórie odhadu *ACF* a *PACF* popísanej napr. Arltom (10). Hranice zamietnutia hypotézy  $H_0$  boli pre jednotlivé posuny určené aplikáciou Bartlettom definovanej podmienky, ktorá je v zjednodušenej forme daná vzťahom (1).

$$|\rho_p| > 1,96 \cdot \sqrt{\frac{1}{n} \cdot \left(1 + 2 \sum_{p=1}^{k-1} \rho_p^2\right)} ; \quad p = 1, 2, \dots, k \quad (k = 24) \quad (1)$$

kde výraz pod odmocninou je štandardnou chybou odhadu *koeficienta autokorelácie*  $\rho_p$  rezíduí v posunoch  $p = 1, 2, \dots, 24$  a  $n$  vyjadruje počet dátových bodov (dĺžku) časového radu. Prijatím hypotézy  $H_0$  o vzájomnej lineárnej nezávislosti rezíduí nesplnením podmienky (1) v celom rozsahu posunov  $p = 1, 2, \dots, 24$  pre *ACF* aj *PACF* bolo v prípade skúmaného modelu potvrdené splnenie požiadaviek z hľadiska vzájomnej lineárnej nezávislosti jeho  $\varepsilon_t$  a súčasne aj štatistickej nevýznamnosti chýb vyplývajúcich z autokorelácie  $\varepsilon_t$  testovaného modelu. Skutočnosť do akej miery analyzovaný model spĺňal požiadavky z hľadiska lineárnej nezávislosti jeho  $\varepsilon_t$  je zrejmá aj z obr. 2a. Vzhľadom na existenciu nedostatkov *Bartlettovho testu* boli výsledky tohto testu doplnené testami *autokorelácie aplikáciou Ljungových-Boxových  $\chi^2$  štatistik*.



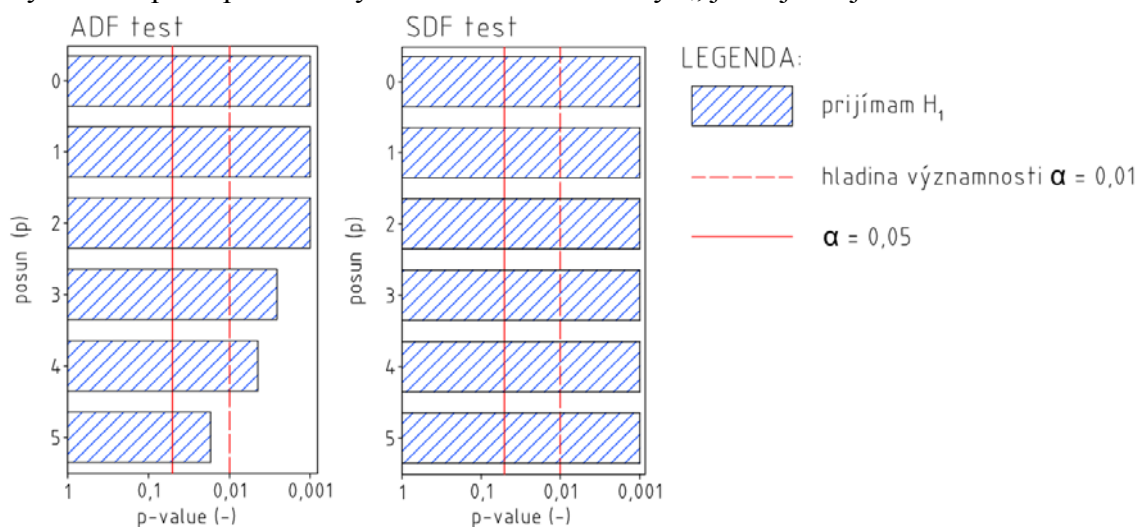
Zdroj: Výstupy výpočtov autora

Obr. 2 - Autokorelačné a parciálne autokorelačné funkcie rezíduí modelu  $Q(t)$

Testami autokorelácie  $\varepsilon_t$  modelu aplikáciou *Ljungových-Boxových*  $\chi^2$  štatistík bola rovnako ako pri *Bartlettovom teste autokorelácie* testovaná hypotéza  $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$  proti hypotéze  $H_1: \text{non } H_0$ . Výpočet *Ljungových-Boxových*  $\chi^2$  štatistík vychádzal zo vzťahov definovaných Ljungom (12), pričom konečné vyhodnotenie testov pre posuny autoregresného procesu  $p = 1, 2, \dots, 24$  bolo realizované posúdením štatistickej významnosti týchto štatistík vyjadrenej *p-hodnotami*. Hypotéza  $H_0$  o vzájomnej lineárnej nezávislosti rezíduí modelu bola prijatá na základe splnenia podmienky (2) pre jej prijatie v celom rozsahu posunov  $p = 1, 2, \dots, 24$ . Miera splnenia podmienky (2) je zrejماً z obr. 2b.

$$p\text{-hodnota} > \alpha; \quad \alpha = 0,05 \quad (2)$$

Rozšírené *Dickeyove-Fullerove SM* (single mean) (*ADF* testy) a *sezónne Dickeyove-Fullerove SM testy* (*SDF* testy) boli pri testovaní skúmaného modelu  $Q(t)$  použité pri testovaní hypotézy  $H_0$ : ukazuje sa, že časový rad  $\varepsilon_t$  modelu  $Q(t)$  má jednotkový koreň s  $p$ -tym posunom (oneskorením), proti hypotéze  $H_1$ : časový rad  $\varepsilon_t$  modelu  $Q(t)$  nemá jednotkový koreň, t. j. je stacionárny, v prípade *ADF* testu v úrovni resp. *SDF* testu v sezónnosti. Splnením podmienky (2) v celom rozsahu posunov  $p$  u *ADF* aj *SDF* testov  $\varepsilon_t$  bolo na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$  potvrdené splnenie požiadaviek z hľadiska stacionarity  $\varepsilon_t$  testovaného modelu a tiež neprítomnosť chýb vyplývajúcich z nestacionarity jeho  $\varepsilon_t$ . Skutočnosť do akej miery model spĺňal požiadavky z hľadiska stacionarity  $\varepsilon_t$ , je zrejماً aj z obr. 3.



Zdroj: Výstupy výpočtov autora

Obr. 3 - Výstupy ADF a SDF testov rezíduí modelu dopytu cestujúcich prepravených za žiacke cestovné

Aplikáciou S-W, K-S, C-M a A-D testov bola testovaná hypotéza  $H_0$ : pre  $\varepsilon_t$  modelu je charakteristické normálne normálové pravdepodobnostné rozdelenie  $N(0, 1)$  proti alternatíve  $H_1$ : pre  $\varepsilon_t$  je charakteristické iné ako pravdepodobnostné rozdelenie  $N(0, 1)$ . Hypotézu  $H_0$  by z teoretického hľadiska bolo možné prijať už za predpokladu splnenia podmienky (2). Pri štatistických súborech s malým rozsahom (dĺžkou časových radov  $n < 100$ ) je hodnota *sily testu* nízka pre detekciu väčších odchýlok od normality, ktoré môžu byť dôležité. Z dôvodu zlepšenia detekčných schopností testov normality bola hodnota  $\alpha$  podmienky (2) prijatia  $H_0$  tohto testu zvýšená podľa odporúčaní aplikácie SAS OnlineDoc (22) z pôvodných 0,05(-) na

0,15(-). Z tab. 3 je zřejmé, že hypotéza  $H_0$  o normalite pravdepodobnostného rozdelenia  $\varepsilon_t$  skúmaného modelu bola potvrdená každým z použitých testov.

Tab. 3 – Výstupy testov normality rezíduí modelu ARIMA (1,0,1) (2,1,0)<sub>12</sub> bez konštanty

typ testu normality	testovacia štatistika		p-hodnota	
Shapiro-Wilkov	W	0.977976	Pr < W	0,1596
Kolmogorov-Smirnovov	D	0.067613	Pr > D	>0,1500
Cramer-von Misesov	W <sup>2</sup>	0.063984	Pr > W-Sq	>0,2500
Anderson-Darlingov	A <sup>2</sup>	0.462005	Pr > A-Sq	>0,2500

Zdroj: Výstupy výpočtov autora

## ZÁVER

Výstupy štatistických testov parametrov a náhodnosti rezíduí potvrdili, že v príspevku prezentovaný *sezónny integrovaný model ARIMA(1,0,1)(2,1,0)<sub>12</sub> bez konštanty* spĺňa všetky požiadavky kladené na štatistickú významnosť jeho parametrov, vzájomnú lineárnu nezávislosť, stacionaritu a normalitu pravdepodobnostného rozdelenia jeho rezíduí. Tento model však vzhľadom na existenciu značných rozdielov v jednotlivých regiónoch nemožno považovať za univerzálne použiteľný v rámci celej Slovenskej republiky, ale len v oblasti Žilinského samosprávneho kraja.

*Sezónny integrovaný model ARIMA(1,0,1)(2,1,0)<sub>12</sub> bez konštanty* aj napriek uvedenému nedostatku predstavuje prognostický postup prinášajúci výrazné zvýšenie spoľahlivosti prognostických výstupov v porovnaní s doteraz používanými prognostickými postupmi a tým aj zníženie miery neistoty vyplývajúcej z aplikácie prognostických výstupov v procese riadenia dopravnej spoločnosti.

## POUŽITÁ LITERATÚRA

- (1) POLIAK, M., J., KONEČNÝ, V. *Ekonomika cestnej a mestskej dopravy 1 : Návod na cvičenia*. [CD-ROM]. 1. vyd. Žilina : EDIS, 2007. 151 s. ISBN 80-88829-63-1.
- (2) SUROVEC, P. *Tvorba systému mestskej hromadnej dopravy*. 1. vyd. Žilina : EDIS, 1999. 143 s. ISBN 80-7100-586-X.
- (3) MIKOLAJ, J., KEUČKA, J. a VANČO, B. *Plánovanie a prognostika*. 1. vyd. Košice : Multiprint, 2005. 242 s. ISBN 978-80-969-1483-8.
- (4) MIKOLAJ, J., VANČO, B. *Štatistika pre manažérov*. 1. vyd. Žilina : RVS FŠI ŽU, 2000. 222 s. ISBN 80-88829-63-1.
- (5) DOLINAYOVÁ, A., NEDELIÁKOVÁ, E. *Prognózovanie pre manažérov dopravy*. 1. vyd. Bratislava : Iura edition, 2010. 149 s. Ekonómia. ISBN 978-80-8078-306-8.
- (6) KONEČNÝ, V. Prognózovanie dopytu po prímestskej autobusovej doprave pomocou teórie časových radov. In: *Perner's Contacts* [online]. 1.vyd. september 2009, ročník 4., číslo III..[cit. 15. január 2011], s. 130-136. Dostupné na: <[http://pernerscontacts.upce.cz/15\\_2009/Konecny.pdf](http://pernerscontacts.upce.cz/15_2009/Konecny.pdf)> ISSN 1801-674X.

- (7) CYPRICH, O. ARIMA (1, 0, 0) (1, 1, 0)<sub>12</sub> model dopytu cestujúcich po prímestskej autobusovej doprave. In: *Perner's Contacts* [online]. 1.vyd. september 2009, ročník 5., číslo III..[cit. 15. január 2011], s. 26-34. Dostupné na: <[http://pernerscontacts.upce.cz/PC\\_192010.pdf](http://pernerscontacts.upce.cz/PC_192010.pdf)> ISSN 1801-674X.
- (8) CYPRICH, O. *Modelovanie dopytu cestujúcich po prímestskej autobusovej doprave*. [dizertačná práca - koncept]. Školiteľ: Liščák, Š. Žilina : Žilinská univerzita v Žiline, 2011.
- (9) CIPRA, T. *Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii*. 2. vyd. Praha : STNL; Bratislava : ALFA, 1986. 248 s. ISBN 04-012-86.
- (10) ARLT, J., ARLTOVÁ, M. *Ekonomické časové řady*. 1. vyd. Praha : Professional Publishing, 2009. 290 s. ISBN 978-80-86946-85-6.
- (11) BARTLETT, M.S. On the Theoretical Specification of Sampling Properties of Autocorrelated Time Series. In: *Journal of the Royal Statistical Society*, 1946, volume 8, No. 1, s. 27-41.
- (12) LJUNG, G. M., BOX, G. E. P. On the Measure of Lack Fit in Time Series Models. In: *Biometrika*. 1978, volume 65, s. 297-303.
- (13) HAMILTON, J. D. *Time Series Analysis*. Princeton : Princeton University Press. 1. vydanie. 1994. 813 s. ISBN 0-691-042289-6.
- (14) DICKEY, D. A., HASZA, D. P. a FULLER, W.A. Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series. In: *Journal of the American Statistical Association*, June 1984, volume 79, number 386, s. 355-367.
- (15) SHAPIRO, S. S., WILK, M. B. An Analysis of Variance Test for Normality (complete samples). In: *Biometrika*, 1965, volume 52, s. 591-611.
- (16) D'AGOSTINO, R. B., STEPHENS, M. A. *Goodness-of-Fit Techniques*. 1. vyd. New York: Marcel Dekker. 576 s. ISBN 978-0824774875.
- (17) PRINS, J. et alii. Product and process comparisons. In: *NIST/SEMATECH e-Handbook of Statistical Methods*. [online]. [s.l.] : NIST/SEMATECH. Vydané 6. júl 2003. Posledná aktualizácia 23. júna 2010. [citované 20. január 2010], kap. 7.2 Comparisons based on data from one process. Dostupné na: <<http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/>> .
- (18) FILIBEN, J. J., HECKERT, A. Exploratory Data Analysis. In: *NIST/SEMATECH e-Handbook of Statistical Methods*. [online]. [s.l.] : NIST/SEMATECH. Vydané 6. júl 2003. Posledná aktualizácia 23. jún 2010. [citované 20. január 2011], kap. 1.3.5 Quantitative Techniques. Dostupné na: <<http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/>> .
- (19) MARČEK, D., MARČEK, M. *Analýza, modelovanie a prognózovanie časových radov s aplikáciami v ekonomike*. 1. vyd. Žilina : EDIS, 2001. 282 s. ISBN 80-7100-870-2.
- (20) AKAIKE, H. Factor Analysis and AIC. In: *Psychometrika*, 1987, volume 52, s. 317-332.
- (21) SCHWARZ, G. Estimating the Dimension of a Model. In: *The Annals of Statistics*, 1978, vol. 6, No. 2, s. 461-464.
- (22) *SAS OnlineDoc*® 9.1.3. [počítačový program na disku]. Cary, NC : SAS Institute Inc. 2003. posledná aktualizácia 22. december 2008.
- (23) *SAS LE 4.1* [počítačový program na disku]. Cary, NC : SAS Institute Inc. 2006. posledná aktualizácia 22. december 2008.



(24) *SAS 9.1.3* [počítačový program na disku]. Cary, NC : SAS Institute Inc. 2003. posledná aktualizácia 22. december 2008