



POSTUP STANOVENIA PRAVDEPODOBNOTI VZNIKU DOPRAVNEJ KONGESCIE AKO ZDROJA SPOLOČENSKÝCH RIZÍK

Roman ONDREJKA¹
Gabriela JÁNOŠÍKOVÁ²

SUMMARY:

In regard to the high level of uncertainty in analyzing a likelihood of societal risks, the aim of the article is to establish a process for determining the likelihood of traffic congestion as a source and an activator of the societal risks. The article contains of incorporation this uncertainty into the calculating of rate of societal risks and the actual process of determining the likelihood of traffic congestion by using Pearson's chi-square tests of the continuous probability distributions. The result of the article on the basis of statistical survey of the traffic intensity is the probabilistic table of traffic congestions on Vysokoskolakov Street in Žilina.

ÚVOD

V dôsledku globalizačných procesov v snahe o ekonomicko-hospodársky rast jednotlivých krajín a ich úsilie o prispôsobenie sa svetovým štandardom udávaným ekonomicky vyspelými krajinami vznikajú nové bezpečnostné hrozby a riziká dotýkajúce sa všetkých oblastí života v spoločnosti. Existencia zdrojov týchto hrozieb a rizík vyplýva z prirodzených a nevyhnutných zmien v prostrediach, v ktorých prebiehajú spomínané asimilačné procesy.

Všetky riziká v konkrétnom politickom, ekonomickom, environmentálnom, technickom alebo technologickom prostredí možno zaradiť medzi spoločenské riziká, pretože v konečnom dôsledku ovplyvňujú práve život jednotlivca, skupiny ľudí, celého štátu alebo skupiny štátov. Je teda zrejmé, že dopad spoločenských rizík má globálny charakter.

Zdroj spoločenského rizika môže predstavovať aj stav cestnej dopravnej infraštruktúry, ktorá má priamy vplyv na expanzivnosť ekonomického rozvoja krajiny. S výkonnosťou jej hospodárstva úmerne rastú požiadavky na rozsah a kvalitu cestnej siete, ktorá pri poddimenzovaní kapacity, vzhľadom na intenzitu dopravy, môže byť zdrojom dopravných kongescií. Dopravné kongescie môžu byť zdrojom viacerých spoločenských rizík akými sú napr. psychologické aspekty správania sa účastníkov dopravného procesu

(stres, únava, agresivita,), časové straty a s nimi súvisiace zvýšené náklady, vyššia energetická náročnosť a negatívny vplyv na životné prostredie, nižšia dostupnosť územia atď.

Hodnotiť mieru závažnosti spoločenských rizík znamená analyzovať ich z hľadiska pravdepodobnosti ich vzniku a dôsledkov negatívneho javu, ktoré môžu spôsobiť. Často však vzhľadom k nedostatočným alebo chýbajúcim štatistickým údajom, potrebným pre kvalifikované hodnotenie rizík, posudzovatelia musia uvažovať s veľkou mierou neurčitosti. V zahraničnej i domácej literatúre [1,5,7] je možné sa stretnúť s vyjadrením miery spoločenského rizika pomocou tzv. f-D krivky, ktorá predstavuje funkčnú závislosť medzi pravdepodobnosťou určitej nepriaznivej udalosti vyjadrenej ako priemerná frekvencia, s akou sa dá očakávať, a jej dôsledkami.

V predložennom príspevku sa zameriame na spôsob stanovenia (odhadu) pravdepodobnosti vzniku dopravnej kongescie, ako zdroja možných spoločenských rizík.

SPOLOČENSKÉ RIZIKO A NEURČITOSŤ

Vzhľadom na heterogenitu prístupov ku kategorizácii rizík existuje množstvo delení spoločenských rizík. Určite môžeme tvrdiť, že ide o riziká antropogénneho charakteru, teda

¹ Roman Ondrejka, Ing., Fakulta špeciálneho inžinierstva, Katedra krízového manažmentu, Žilinská univerzita v Žiline, ul. 1. mája 32, 010 26 Žilina, e-mail: Roman.Ondrejka@fsi.uniza.sk

² Gabriela Jánošíková, Ing., Fakulta špeciálneho inžinierstva, Katedra krízového manažmentu, Žilinská univerzita v Žiline, ul. 1. mája 32, 010 26 Žilina, e-mail: Gabriela.Janosikova@fsi.uniza.sk

vyplývajúce z činnosti človeka. resp. týkajúce sa človeka. Vychádzajúc z tohto predpokladu, môžu spoločenské riziká vplývať na jednotlivca, kedy hovoríme o individuálnych rizikách, skupiny ľudí, teda týkajúce sa majority resp. minority a populačné s dopadom na celú spoločnosť. Pre všetky tieto kategórie možno používať súhrnný pojem „spoločenské riziko“.

Za predpokladu, že každé riziko (technické, technologické, prírodné ...) vo väčšej či menšej miere ovplyvňuje horeuvedené kategórie, vychádzajúc zo všeobecných definícií rizika [7], ktoré hovoria o riziku ako o kvantitatívnom, resp. kvalitatívnom vyjadrení ohrozenia, stupni alebo miere ohrozenia, či ako o pravdepodobnosti vzniku negatívneho javu a jeho dôsledku, možno konštatovať, že všetky riziká sú spoločenské.

Riziko predstavuje vzťah medzi pravdepodobnosťou vzniku negatívneho javu a jeho dôsledkom. Z matematického hľadiska možno riziko všeobecne definovať lineárnou závislosťou dôsledkov a pravdepodobnosti, že predpokladaná negatívna udalosť nastane v tvare funkcie:

$$r = f(p, d), \quad (1)$$

kde

r je veľkosť spoločenského rizika,

p je pravdepodobnosť výskytu

spoločenského rizika,

d je dôsledok spoločenského rizika.

Rozšírená definícia rizika zahŕňa v sebe aj hodnoty ako e – časová expozícia, t.j. doba trvania podmienok pre vznik negatívneho javu a hodnotu o – možnosť využitia ochranných opatrení v etape ohrozenia. Potom má funkcia rizika tvar:

$$r = f(p, d, e, o) \quad (2)$$

Vo všeobecnosti sa veľkosť rizika vyjadruje zjednodušene ako súčin jednotlivých

premenných dosiahnutých ohodnocovaním uvedených parametrov na zvolenej hodnotiacej škále. Z uvedeného prístupu budeme ďalej vychádzať pri vlastnej úvahe o matematickom vyjadrení spoločenského rizika, nakoľko vyjadrenie uvedenej funkcie piatich premenných by bolo problematické.

Ako sme naznačili, analyzovať spoločenské riziká znamená zápoliť oproti analýze napr. technických rizík, kedy sú pravdepodobnosti a dôsledky príslušných rizík viac menej exaktné, s veľkou mierou neurčitosti. Tá podmienene vychádza zo stochastickosti procesov a faktorov (ich počet, charakter, úroveň atď.) vplyvujúcich na existenciu spoločenských rizík. Spomínaná neurčitosť vychádza zo subjektívnych alebo objektívnych bariér, ktoré zamedzujú hodnotiteľom kvalifikovane kvantifikovať mieru pravdepodobnosti a dôsledkov nepriaznivého javu v podobe spoločenského rizika.

Determinanty neurčitosti (faktory) tohto hodnotenia navrhujeme členiť do dvoch skupín:

- determinanty určenia hodnoty pravdepodobnosti s chybou ΔP (delta pravdepodobnosti),
- determinanty určenia veľkosti dôsledkov s chybou ΔD (delta dôsledkov).

Ak pri hodnotení miery spoločenského rizika predstavuje úroveň absolútneho poznania (určitosti) týchto determinantov maximálnu, t.j. 100% určitosť 1, celková chyba $\Delta P=0$ a $\Delta D=0$, a teda hodnota korekcie neurčitosti $N=1$. Ak však nastane prípad, kedy úroveň poznania týchto determinantov bude minimálna, t.j. blízka nule, potom budú chyby delta pravdepodobnosti a delta dôsledkov nadobúdať reálne hodnoty. Je zrejmé, že tieto hodnoty nemôžu byť rovné nule, pretože je nezmyselné hodnotiť riziko, o ktorom nič nevieme. Uvedené hodnoty sa premietnu do vzťahu pre výpočet veľkosti spoločenského rizika prostredníctvom premennej „korekcia neurčitosti“ v nasledovnom tvare:

$$N = \frac{1}{\mu_{P_1} \cdot \mu_{P_2} \cdot \dots \cdot \mu_{P_n} \cdot \mu_{D_1} \cdot \mu_{D_2} \cdot \dots \cdot \mu_{D_m}}, \quad (3)$$

kde:

- N je korekcia neurčitosti,
- $\mu_{P_1}, \mu_{P_2} \dots \mu_{P_n}$ sú determinanty neurčitosti vplyvujúce na určenie hodnoty pravdepodobnosti s konečným počtom n pre konkrétne spoločenské riziko a

- $\mu_{D_1}, \mu_{D_2} \dots \mu_{D_m}$ sú determinanty neurčitosti vplyvujúce na určenie veľkosti dôsledkov s konečným počtom m pre konkrétne spoločenské riziko.

Uvedené determinanty μ nadobúdajú hodnoty z intervalu $[0,1]$. Interval hodnôt je sprava uzavretý, zľava otvorený, nakoľko by nemalo význam hodnotiť pravdepodobnosť a dôsledky konkrétného spoločenského rizika pri podmienkach 100% neurčitosti, resp. hodnotiť niečo, čo neexistuje, alebo existuje, ale my o tom nevieme.

Konečný počet determinantov konkrétného spoločenského rizika je závislý od typu rizika a pre objektívne hodnotenie miery tohto rizika na rôznych objektoch by mal byť vždy rovnaký. Ak nezohľadníme niektoré determinanty μ , napriek tomu, že existujú, považujú sa za determinanty určitosti, t.j. platí $\mu_{(P,D)}=1$. Polovičné, t.j. 50% poznanie determinantov neurčitosti zvýši úroveň sledovaného spoločenského rizika dvojnásobne.

Po zohľadnení týchto skutočností môžeme konštatovať, že funkcia resp. hodnota spoločenského rizika má tvar:

$$r = f(p, d, n) \text{ resp. } R = P \times D \times N \quad (4)$$

Predmetom všeobecnej analýzy rizík je podľa ISO 31000 „Risk management“ posúdenie rizík z hľadiska pravdepodobnosti ich výskytu a možných negatívnych dôsledkov.

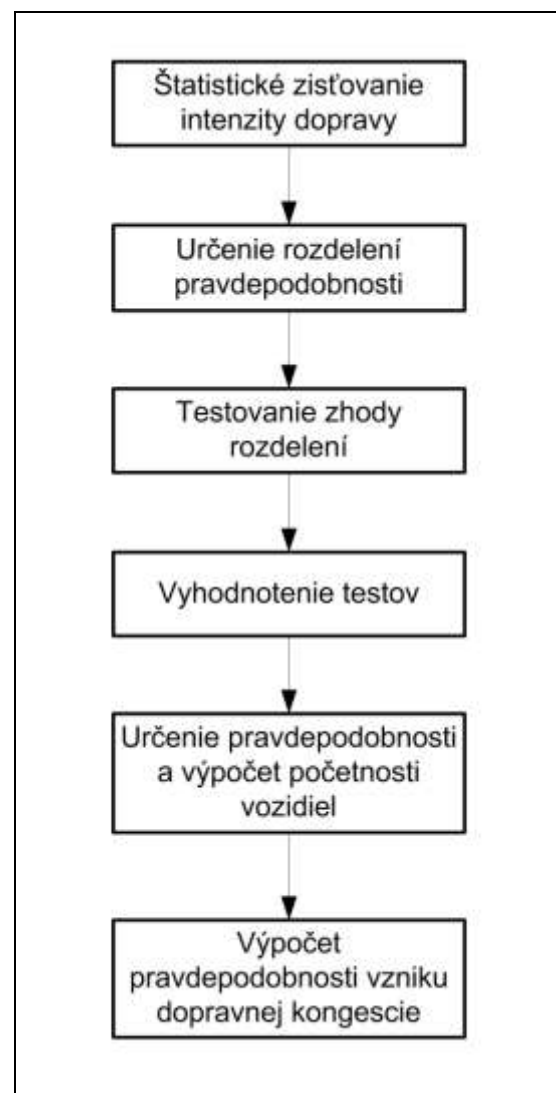
Osobitosť hodnotenia spoločenských rizík spôsobuje práve popisovaná neurčitosť. Tú sa v ďalšej časti príspevku pokúsime eliminovať pri stanovení, resp. výpočte pravdepodobnosti vzniku dopravnej kongescie ako možného zdroja spoločenských rizík.

Predpokladáme, že tento aktivovaný zdroj podmienene vyvolá existenciu spoločenských rizík ako sú napr. časové straty, vyššie dopravné resp. prepravné náklady, negatívne zmeny psychického stavu vodičov, vyššiu záťaž na životné prostredie a pod., čím možno pravdepodobnosť vzniku dopravnej kongescie stotožniť s pravdepodobnosťou výskytu uvedených spoločenských rizík.

POSTUP STANOVENIA PRAVDEPODOB- NOSTI VZNIKU DOPRAVNEJ KONGESCIE S VYUŽITÍM ROZDELENIA PRAVDEPODOB- NOSTI VÝSKYTU POČETNOSTI VOZIDIEL

Cieľom nasledujúcej časti príspevku je potvrdiť alebo vyvrátiť na konkrétnom zdroji spoločenských rizík – dopravnej kongescii možnosť určenia pravdepodobnosti jej vzniku a tým aj pravdepodobnosti výskytu spoločenských rizík s využitím vybraných rozdelení pravdepodobnosti spojitých

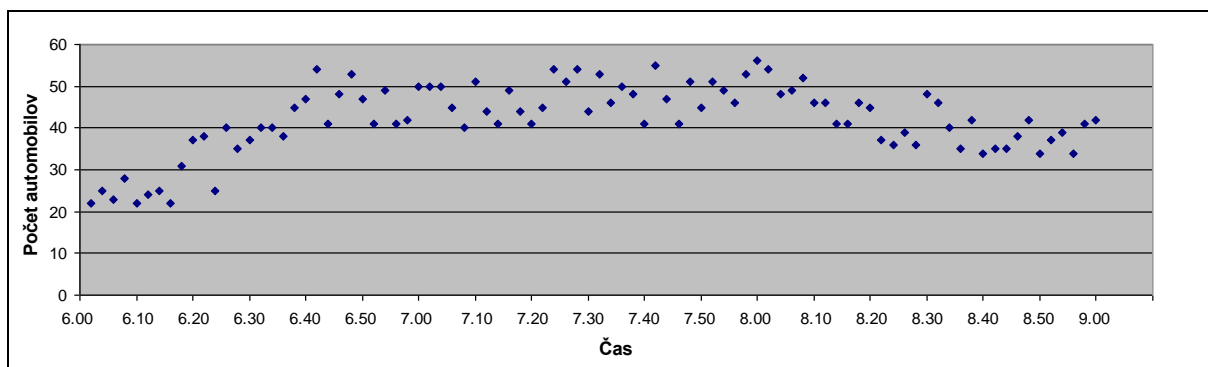
náhodných premenných. Celý priebeh stanovenia pravdepodobnosti vzniku dopravnej kongescie podrobne rozpracovaný v ďalšej časti článku znázorňuje Obrázok 1.



Obr. 1 Postup určenia pravdepodobnosti vzniku dopravnej kongescie

Za dopravnú kongesciu budeme považovať jav zastavenia dopravy z dôvodu náhleho zvýšenia jej intenzity na úseku ulice Vysokoškolákov v Žiline v smere do mesta v mieste pred obchodným domom Kaufland.

Štatistické zisťovanie bolo vykonané pozorovaním dňa 15. septembra 2009 v čase rannej špičky od 6.00 do 9.00 hodiny. Štatistickou jednotkou bol dvojminútový časový interval. Za tri hodiny bolo celkovo nameraných 90 hodnôt. Štatistický znak predstavoval počet automobilov, ktoré daným cestným úsekom prešli za uvažovaný časový interval. Zistené početnosti vozidiel v čase ilustruje Obrázok 2.



Obr. 2 Graf intenzity dopravy v i-tych intervaloch, ul. Vysokoškolákov

Uvedené rozdelenie absolútnych početností automobilov v po sebe nasledujúcich dvojminútových časových intervaloch by bolo možné použiť na výpočet pravdepodobnosti vzniku dopravnej kongescie, ak by bola známa hraničná hodnota počtu automobilov, ktoré by na konkrétnom úseku cesty spôsobili také zdržanie, aby mohlo byť považované za dopravnú kongesciu. Pravdepodobnosť jej vzniku by bola rovná podielu počtu automobilov v konkrétnom intervale a počtu automobilov, ktoré by na určitý čas spôsobilo nežiaduce zastavenie dopravného prúdu.

Z vizuálneho posúdenia priebehu grafu intenzity dopravy v časových intervaloch je potrebné rozhodnúť, ktoré rozdelenia pravdepodobnosti spojených náhodných premenných budeme testovať na zhodu s naším rozdelením pravdepodobnosti počtu automobilov prechádzajúcich uvažovaným úsekom cesty. Testované boli nasledovné tri rozdelenia: normálne, logaritnicko-normálne a rozdelenie gama.

Na overenie použijeme Pearsonov test dobrej zhody, ktorého princíp spočíva podľa [4] v porovnávaní vypočítaného testovacieho kritéria χ^2 s jeho kritickou hodnotou na hladine významnosti α , v našom prípade 0,05, a príslušných stupňoch voľnosti. V prípade, ak bude hodnota testovacieho kritéria menšia ako kritická hodnota, prijmem nulovú hypotézu H_0 o zhode empirického rozdelenia s teoretickým – predpokladaným rozdelením.

Tým sa potvrdí naše očakávanie, že pravdepodobnosť početnosti vozidiel a tým aj vznik dopravnej kongescie je možné odhadovať niektorým zo známych teoretických rozdelení pravdepodobnosti. V opačnom prípade nulovú hypotézu zamietneme a prijmem alternatívnu hypotézu H_1 , ktorá tvrdí opak. Pred samotným testovaním bolo potrebné súbor početností automobilov v časových intervaloch roztriediť.

Výsledkom triedenia je Tabuľka 2.

Tab. 2
Rozdelenie početnosti časových intervalov podľa početnosti automobilov

Triedy	Hranice tried počtu automobilov		Počet časových intervalov	Pravdepodobnosť počtu automobilov
	Horná hranica	Dolná hranica		
1	<22	27>	8	0,089
2	(27	32>	2	0,022
3	(32	37>	13	0,144
4	(37	42>	24	0,267
5	(42	47>	17	0,189
6	(47	52>	17	0,189
7	(52	56>	9	0,1
Σ	-	-	90	1

Takto roztriedený súbor sme následne testovali (tabuľka 3) pomocou χ^2 testu dobrej zhody na:

- normálne rozdelenie,
- rozdelenie gama,
- logaritnicko-normálne rozdelenie.

Na zhodu rozdelenia početnosti empirického súboru sme ako prvé testovali spojitú normálne rozdelenie pravdepodobnosti. Jeho parametre boli vypočítané na úrovni strednej hodnoty $\mu = 41,51$ a rozptylu $\sigma^2 = 66,45$. Hodnota kritéria testovacej charakteristiky predstavovala sumu 8,79, ktorej zodpovedala na štyroch stupňoch voľnosti kritická hodnota 0,94. Výsledok testu ukázal, že nulovú hypotézu o zhode empirického rozdelenia s teoretickým normálnym rozdelením prijímame na hladine významnosti $\alpha < 0,06$. Na nami uvažovanej hladine významnosti možno potvrdiť, že počet automobilov v dvojminútových intervaloch je náhodným javom, ktorý možno popísať normálnym rozdelením pravdepodobnosti s hore uvedenými parametrami.

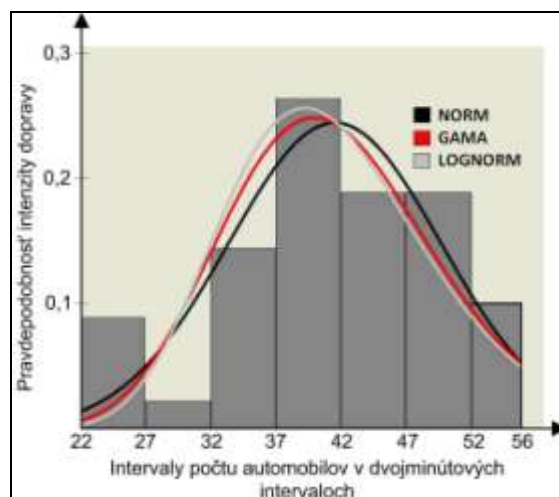
Druhým testovaným rozdelením pravdepodobnosti spojitkej náhodnej premennej bolo gama rozdelenie s vypočítanými parametrami $a = 25,92$ a $b = 0,62$. V tomto prípade bola hodnota chí kvadrát testovacej charakteristiky na úrovni 26,48. O zhode rozdelenia početnosti spojitých časových intervalov podľa počtu automobilov s testovaným gama rozdelením rozhodla kritická hodnota testovacej charakteristiky, ktorá pre štyri stupne voľnosti nadobúdala hodnotu 0,9998. Nulovú hypotézu by v tomto prípade bolo možné prijať len za predpokladu hladiny významnosti $\alpha < 0,0002$. Pre našu úroveň pravdepodobnosti chyby 0,05 sme uvedenú hypotézu zamietli a prijali alternatívnu hypotézu, že rozdelenie početnosti časových intervalov podľa počtu automobilov nie je zhodné s rozdelením gama náhodnej premennej s príslušnými parametrami.

Tab. 3
Hodnoty teoretických početností TP a χ^2 testu pre testované rozdelenia

Normálne rozdelenie		Gama rozdelenie		Logaritmicko-normálne rozdelenie	
TP	χ^2	TP	χ^2	TP	χ^2
4,70	2,31	1,98	18,36	1,56	26,66
7,58	4,11	8,14	4,63	8,12	4,62
15,16	0,31	17,20	1,03	18,29	1,53
21,06	0,41	21,99	0,18	22,68	0,08
20,31	0,54	19,03	0,22	18,58	0,13
13,60	0,85	12,07	2,02	11,36	2,80
7,59	0,26	9,59	0,04	9,41	0,02
Σ 90,00	8,79	90,00	26,48	90,00	35,84

Posledným na zhodu testovaným rozdelením spojitkej náhodnej premennej bolo logaritmicko-normálne rozdelenie, ktorého priemer bol vypočítaný na úrovni $\mu = 3,71$ a rozptyl $\sigma^2 = 0,19$. Testovacia charakteristika chí kvadrátu bola vypočítaná vo výške 35,84. Pri štyroch stupňoch voľnosti bola kritická hodnota testovacej charakteristiky rovná 1, z čoho vyplynulo zamietnutie nulovej hypotézy o zhode rozdelení vo všetkých prípadoch, ak hladina významnosti $\alpha > 0$.

Funkcie hustoty pravdepodobnosti všetkých testovaných rozdelení spolu s histogramom pravdepodobnosti intenzity dopravy sledovaného cestného úseku, teda relatívnej početnosti intervalov podľa počtu vozidiel ilustruje obrázok 3.



Obr. 3 Grafy testovaných rozdelení pravdepodobnosti a histogram relatívnych početností časových intervalov podľa počtu automobilov

Výsledkami testovania zhody rozdelenia absolútnej početnosti automobilov (intenzity dopravy v dvojminútových intervaloch) a vybraných teoretických rozdelení pravdepodobnosti spojitkej náhodnej premennej sme na zvolenej hladine významnosti α aspoň 0,05 v jednom prípade z troch testov dokázali, že pravdepodobnosť konkrétnej intenzity dopravy (početnosti vozidiel) na danom úseku cesty a v danom čase možno vypočítat na základe normálneho rozdelenia pravdepodobnosti s parametrami $\mu = 41,51$ a $\sigma^2 = 66,45$.

Pri riešení výpočtu pravdepodobnosti vzniku dopravnej kongescie v i-tom intervale budeme považovať absolútne početnosti automobilov v časových intervaloch za intenzitu dopravy I a hraničnú početnosť automobilov, ktoré spôsobia dopravnú kongesciu za maximálnu priepustnosť daného cestného úseku P_{\max} . Pre pravdepodobnosť vzniku dopravnej kongescie potom platí:

$$P_k = \frac{I}{P_{\max}} \quad (5)$$

Uvedený vzťah je východiskom pre výpočet pravdepodobnosti dopravnej kongescie ako podiel intenzity dopravy a maximálnej priepustnosti cestného úseku. Intenzitu dopravy, t.j. maximálny počet vozidiel pri zvolenej hladine pravdepodobnosti ich výskytu je možné vypočítat (napr. v Exceli) pomocou inverznej funkcie k distribučnej funkcii normálneho rozdelenia s vypočítanými parametrami μ a σ^2 . Podľa vzťahu (5) je možné

vypočítať pravdepodobnosť vzniku dopravnej kongescie len do úrovne intenzity dopravy na hranici maximálnej priepustnosti cestného úseku.

Pravdepodobnosť dopravnej kongescie pri zmenách priepustnosti cestného úseku napr. z dôvodu plánovanej stavebnej činnosti, dopravnej nehody, alebo inej udalosti interpretuje Tabuľka 4.

Tab. 4

Hodnoty pravdepodobnosti vzniku dopravnej kongescie – ul. Vysokoškolákov

Pravdepodobnosť na inverznej distribučnej funkcii normálneho rozdelenia					
	0,95	0,85	0,75	0,65	0,55
Intenzita dopravy I	54,92	49,96	47,01	44,65	42,53
Priepustnosť cestného úseku P_{max}	30	1,00	1,00	1,00	1,00
	40	1,00	1,00	1,00	1,00
	50	1,00	1,00	0,94	0,89
	60	0,92	0,83	0,78	0,74
	70	0,78	0,71	0,67	0,64
	80	0,69	0,62	0,59	0,56
	90	0,61	0,56	0,52	0,50
	100	0,55	0,50	0,47	0,45

Z tabuľky 4 je zrejmé, že ak maximálna priepustnosť nami uvažovaného úseku cesty ul. Vysokoškolákov bude z určitých dôvodov znížená na 60 vozidiel, bude pri pravdepodobnosti 0,95 (pravdepodobnosť

chyby 0,05) podľa normálneho rozdelenia intenzita dopravy do cca 55 vozidiel, čo by v danom okamihu predstavovalo pravdepodobnosť dopravnej kongescie do 0,92.

ZÁVER

Dokázali sme, že pri dostatočnej miere určítosti – možnosti štatistického zisťovania, v našom prípade pozorovaním, je možné pravdepodobnosť náhodného javu, konkrétne dopravnej kongescie ako zdroja spoločenských rizík, stanoviť na základe rozdelení pravdepodobnosti so správne vypočítanými parametrami.

Zistené závery nemožno zovšeobecniť na všetky dopravné kongescie. Môžeme však tvrdiť, že v časových intervaloch $t_+ 2$ min. ráno od 6.00 do 9.00 sa počty automobilov prechádzajúcich cez ul. Vysokoškolákov v dvojminútových intervaloch riadia normálnym rozdelením pravdepodobnosti s príslušnými parametrami, z čoho možno vychádzať pri výpočte pravdepodobnosti vzniku dopravnej kongescie a tým aj pravdepodobnosti výskytu spoločenských rizík.

Na základe dosiahnutých výsledkov testovania potvrdzujeme, že možnosť aplikácie rozdelení pravdepodobnosti spojitej náhodnej veličiny na výpočet pravdepodobnosti konkrétneho spoločenského rizika je reálny.

Budúce riešenie uvedenej problematiky by mohlo vychádzať zo štatistických údajov rýchlostí automobilov prechádzajúcich daným úsekom cesty s cieľom zistiť, pri akom počte vozidiel dôjde k zastaveniu dopravného prúdu.

LITERATÚRA

- [1] ARMIGEON, K.: The Politics of Old and New Social Risk Coverage: Class, Age, and Gender. *Hilton Chicago and the Palmer House Hilton, Chicago*, 2009. s. 3, Dostupné na: <http://www.allacademic.com/meta/p59784_index.html>
- [2] DŘÍMAL, J., TRUNEC, D.: Úvod do metody Monte-Carlo, Univerzita Jana Evangelisty Purkyně, Fakulta přírodovědecká, Brno 1989.
- [3] LACKO, B.: Problémy s manažerským modelováním v ČR In: Sborník 34. mezinárodní konference MOSIS – MANAM 2000. VŠB – TU Ostrava, 2000, str. 33-38. ISBN 80-85988-46-1.
- [4] LEPSŠ, J.: Testování hypotéz. Testy dobré shody, cit. 2009, dostupné na: <<http://botanika.bf.jcu.cz/suspa/vyuka/materialy/KAP2.pdf>>
- [5] MÍKA, V. T.: Sociálne riziká ako problém krízového manažmentu. In: *Zborník z medzinárodnej vedeckej konferencie „Riešenie krízových situácií v špecifickom prostredí“*. Žilina: FŠI ŽU, 2009, s. 469-474. ISBN 978-80-554-0016-7
- [6] ONDRUŠEK, M.: Sociálno ekonomické riziká populačného vývoja EÚ. In: *Zborník z medzinárodnej vedeckej konferencie „Riešenie krízových situácií v špecifickom prostredí“*. Žilina: FŠI ŽU, 2009, s. 515-520. ISBN 978-80-554-0016-7.
- [7] ŠIMÁK, L.: Manažment rizík, Žilina: FŠI ŽU, 2006, s. 49