

VYUŽITÍ SIMULACE PŘI MODELOVÁNÍ PROVOZU NA SVÁŽNÉM PAHRBKU SEŘAĎOVACÍ STANICE

Michal Dorda, Dušan Teichmann

VŠB - TU Ostrava, Fakulta strojní, Institut dopravy

1 Úvod

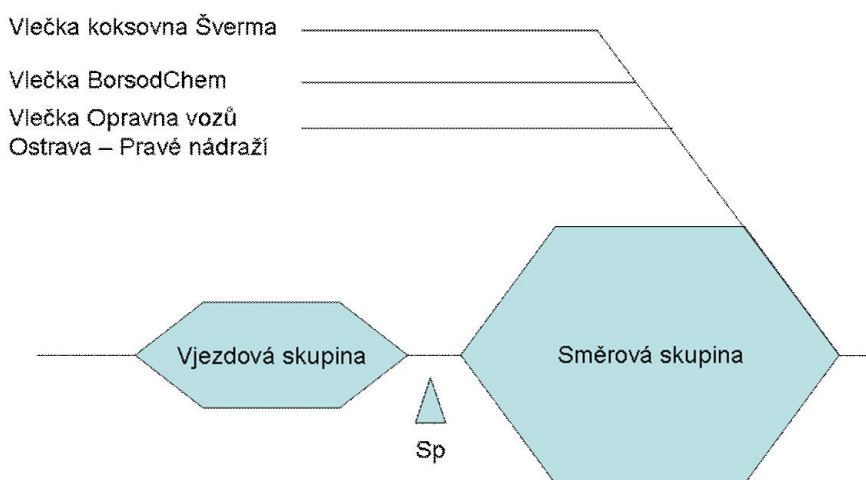
Seřaďovací stanice jsou železniční stanice specializované na rozřaďování nákladních vlaků, které v nich svou jízdu končí (cílové nákladní vlaky) a sestavu nákladních vlaků, které v nich svou jízdu začínají (výchozí nákladní vlaky). Seřaďovací stanice kromě výše uvedeného úkolu plní i celou řadu dalších úkolů, zpravidla jde však o úkoly bez přímé vazby na zvolený proces, jehož simulační modely budou v tomto článku představeny.

Seřaďovací stanice mívají za účelem plnění předepsaných úkonů zřízeny zpravidla specializované kolejové skupiny, z hlediska modelovaného procesu jsou rozhodující dvě skupiny kolejí, a to vjezdová skupina kolejí a směrová skupina kolejí. Do vjezdové skupiny kolejí vjíždějí nákladní vlaky, které svou jízdu v seřaďovací stanici končí a budou rozřaděny, směrová skupina kolejí je složena z kolejí, na kterých dochází ke shromažďování vozů z rozřaďovaných souprav cílových nákladních vlaků.

Vlastní proces rozřaďování souprav cílových vlaků probíhá na specializovaném zařízení nazývaném svážný pahrbek (resp. spádoviště), který se nachází v prostoru mezi vjezdovou a směrovou skupinou kolejí.

V článku bude modelován provoz na svážném pahrbku seřaďovací stanice Ostrava – Pravé nádraží. Schéma zájmové části seřaďovací stanice je zobrazeno na obr. č. 1.

Z hlediska modelování provozu je důležitá ještě informace, že ve vjezdové skupině kolejí seřaďovací stanice je zřízeno celkem 5 vjezdových kolejí.



Obr. č. 1: Schéma zájmové části seřaďovací stanice Ostrava - Pravé nádraží.

Z hlediska modelování procesu rozřaďování na spádovišti lze kolej na svážném pahrbku považovat za obslužnou linku a proces rozřadění jednotlivých souprav za obsluhu požadavků. Svážný pahrbek tedy představuje jednolinkový systém hromadné obsluhy. Svážný pahrbek je obsazován dvěma druhy posunu – prvotním a druhotným posunem. Prvotním posunem se rozumí posun prováděný za účelem rozřadění souprav od cílových nákladních

vlaků a je hlavní činností zajišťovanou svážným pahrbkem. Druhotným posunem je posun, při kterém je kolej na svážném pahrbku obsazena z důvodů rozřadování jiných souprav vozů než při prvotním posunu. Druhotným posunem se rozumí především posun související s rozřadováním souprav vozů, které byly sestaveny v jiných seřadovacích obvodech stanice a jejichž vozy jsou určeny pro relace shromažďované v seřadovacím obvodu Ostrava - Právě nádraží, a posun související s rozřaděním souprav vozů vystupujících z vleček zaústěných do směrové skupiny kolejí seřadovacího obvodu Ostrava - Právě nádraží.

Protože přes svážný pahrbek prochází pouze jedna kolej, je zřejmé, že v situacích, kdy je svážný pahrbek obsazen druhotným posunem, nemůže plnit svou hlavní funkci, pro kterou je primárně určen - zabezpečovat prvotní posun. Vznik požadavku na druhotný posun, který není možno uskutečnit jinak nebo efektivněji, než na svážném pahrbku, bude při modelování z pohledu zachování hlavní funkce svážného pahrbku považován za vznik negativní události (poruchy). Dále je třeba zmínit důležitý fakt, že během druhotného posunu je mimo svážný pahrbek obsazena i jedna z vjezdových kolejí, tzn. při modelování bude uvažováno, že na rozřadění mohou v jeden okamžik čekat maximálně 4 soupravy vozidel od cílových vlaků (požadavky na prvotní posun).

Jak plyne z předchozího textu, bude studovaný proces modelován pomocí jednolinkového systému hromadné obsluhy s možností vzniku poruchy obslužné linky (kterou reprezentuje vznik požadavku na druhotný posun). Požadavek na obsluhu bude představován požadavkem na vykonání prvotního posunu. Systém umožňuje tvorbu fronty požadavků čekajících na obsluhu s kapacitou 4, při výběru požadavků z fronty bude uplatňován řádný frontový režim.

Předkládaný příspěvek si klade za cíl představit vytvořené simulační modely s využitím software Witness a konfrontovat dosažené simulační výsledky s výsledky získanými řešením matematického modelu, který byl již publikován v práci [1], příp. [2].

2 Analýza vstupních údajů pro potřeby simulace

Pro potřeby simulace bylo potřeba získat následující data:

- Údaje o časových mezerách mezi vznikem jednotlivých požadavků na prvotní posun.
- Údaje o dobách trvání obsluhy jednotlivých požadavků (tedy doby obsazení spádoviště jednotlivými požadavky na prvotní posun).
- Údaje o dobách mezi poruchami (tedy údaje o časových mezerách mezi vznikem jednotlivých požadavků na druhotný posun).
- Údaje o dobách opravy linky (tedy údaje o dobách trvání vykonávání druhotného posunu na svážném pahrbku).

Potřebné údaje byly čerpány jednak z poskytnutých interních materiálů (splněné grafikonky provozních procesů pro období únor 2008), jednak z vlastního měření provedeného přímo na místě.

Výsledkem analýzy splněných grafikonů provozních procesů a doplňkových měření jsou čtyři datové soubory, které bylo třeba dále zpracovat, tzn. především najít vhodná teoretická rozdělení, jimiž se jednotlivé získané výběrové soubory řídí. Vhodnost použití teoretických rozdělení byla testována pomocí χ^2 testu dobré shody na hladině významnosti $\alpha = 0,05$, parametry příslušného rozdělení byly odhadnuty pomocí metody maximální věrohodnosti.

Shrnutí dosažených výsledků z analýzy vstupních údajů je uvedeno v tabulce č. 1.

Tab. č. 1: Přehled jednotlivých hypotéz o teoretických rozděleních jednotlivých datových souborů s uvedením výsledků provedených χ^2 testů dobré shody.

Hypotéza	Hodnota χ^2	p-value
Doba mezi příchody požadavků je exponenciální náhodná proměnná s parametrem $\lambda = 0,01520 \text{ min}^{-1}$.	11,84573	0,06550
Doba obsluhy požadavku je Erlangova náhodná proměnná s parametry $k = 10$ a $\gamma = 10\mu = 0,63622 \text{ min}^{-1}$.	0,26342	0,60778
Doba mezi poruchami je exponenciální náhodná proměnná s parametrem $\bar{\lambda} = 0,00730 \text{ min}^{-1}$.	8,86470	0,06457
Doba opravy linky je exponenciální náhodná proměnná s parametrem $\bar{\mu} = 0,02464 \text{ min}^{-1}$.	2,45768	0,65223

Jak je z tabulky č. 1 zřejmé, nelze na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ zamítnout žádnou z uvedených hypotéz. Mezery mezi příchody požadavků na obsluhu (prvotní posun) a mezery mezi poruchami obslužné linky (druhotný posun) lze tedy modelovat exponenciálním rozdělením s příslušnými parametry (vstupní toky požadavků i poruch obslužné linky jsou tedy Poissonovy). Doba obsluhy požadavku (prvotní posun) je Erlangovou náhodnou proměnnou s příslušnými parametry a doba potřebná k vykonání druhotného posunu (oprava linky) je exponenciální náhodná proměnná s příslušným parametrem.

Z hlediska analytického řešení tohoto nespolehlivého systému hromadné obsluhy je možno reálný systém modelovat prostřednictvím nespolehlivého M/E₁₀/1/5 systému hromadné obsluhy s možností dokončení obsluhy požadavku při vzniku poruchy obslužné linky.

Analytický model systému M/E₁₀/1/5 je poměrně složitý a lze jej najít v práci [1], resp. ve článku [2].

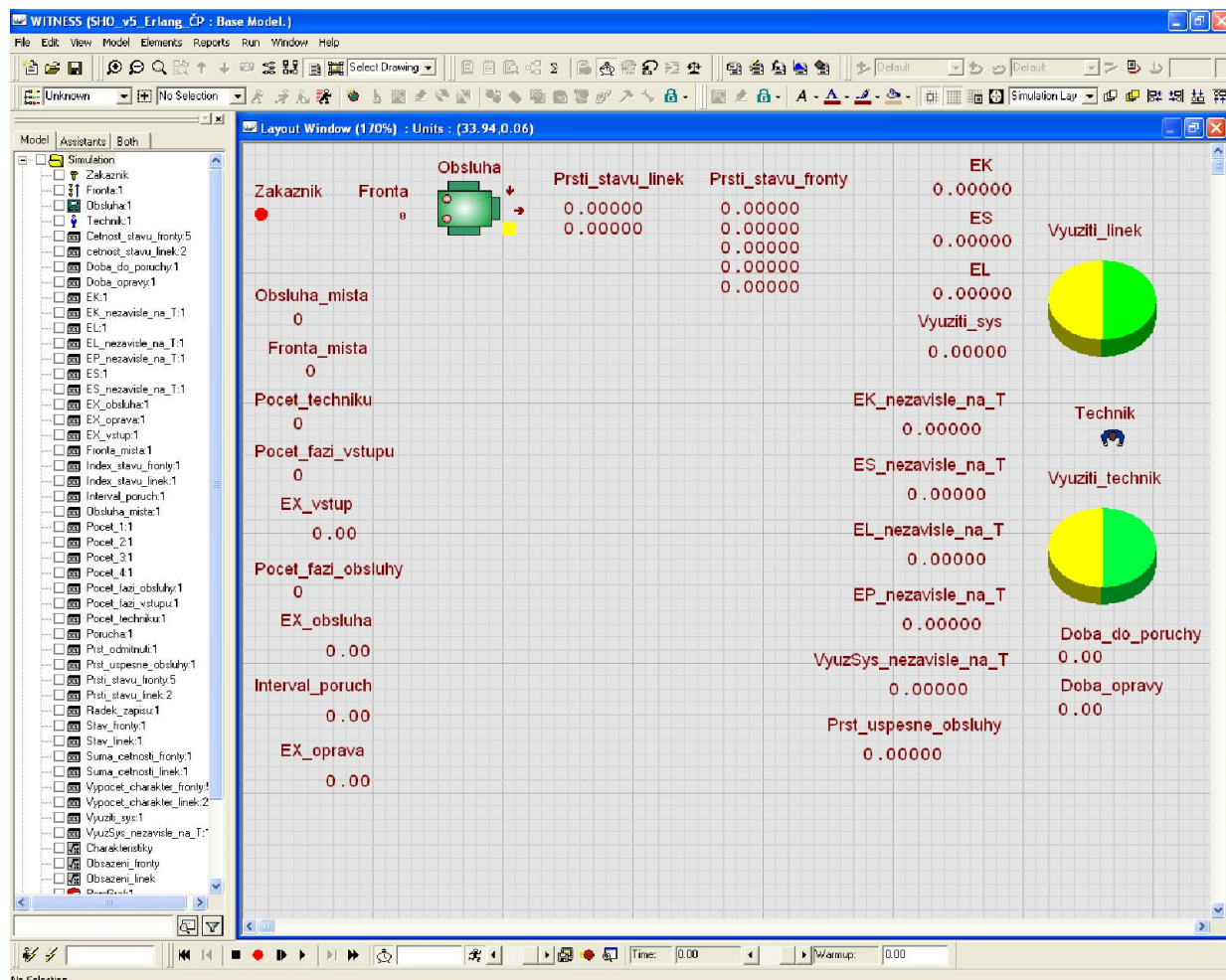
3 Simulační model vytvořený v prostředí Witness

Na rozdíl od analytického modelu je simulační model řešeného systému poměrně jednoduchý. Požadavky přicházející k systému za účelem obsluhy je možno modelovat pomocí prvku „Part“ (v modelu označen jako Zakaznik), frontu požadavků čekajících na obsluhu pomocí prvku „Buffer“ (v modelu označen jako Fronta) a linku provádějící obsluhu prvkem typu „Machine“ (v modelu označen jako Obsluha). Jelikož je uvažována možnost poruchy obslužné linky, bylo dále nutno nastavit u stroje Obsluha záložku Breakdowns, tedy poruchy. Mezery mezi poruchami a doby opravy stroje Obsluha se řídí příslušnými teoretickými rozděleními.

Dále je vhodné zmínit jednu odlišnost při simulaci, ke které dochází vzhledem ke skutečnému modelovanému procesu. V praktickém provozu je při vzniku požadavku na druhotný posun nejdříve dokončen prvotní posun (pokud je v tento okamžik prováděn) a teprve poté je přistoupeno k druhotnému posunu (tedy k opravě linky). Při simulaci je nejprve provedena oprava linky (vznik poruchy tedy přeruší případný právě prováděný prvotní posun) a teprve poté je dokončena obsluha požadavku. Vzhledem k způsobu stanovení uvažovaných provozních charakteristik (bude uvedeno dále v textu) nemá tato odlišnost vliv na jejich hodnoty.

Součástí modelu jsou dále vstupní hodnoty (čili parametry - prvky typu „Variable“), tyto hodnoty jsou při startu simulace načítány z externího souboru, kde jsou pro potřeby modelu uloženy. Poslední velmi důležitou částí jsou simulační výstupy - číselné hodnoty (pravděpodobnosti jednotlivých stavů, střední počet požadavků v obsluze, střední počet požadavků ve frontě apod.) nebo grafické výstupy prostřednictvím různých typů grafů (využití linek a využití technika provádějícího opravu linek). Tyto výstupy jsou také exportovány do externího souboru za účelem dalších analýz.

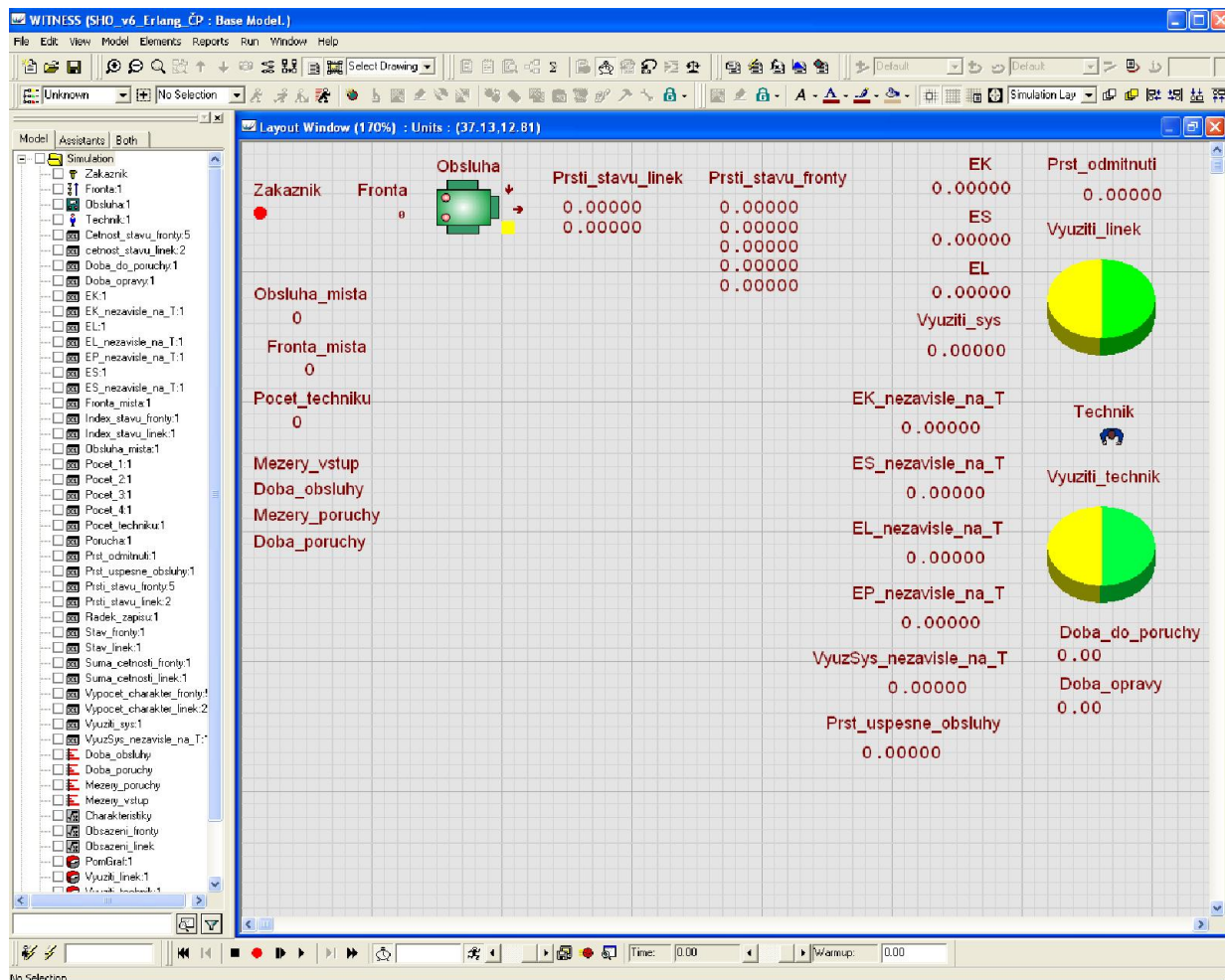
Sestavený simulační model je zobrazen na obrázku č. 2. U tohoto simulačního modelu byla při nastavování vlastností jednotlivých prvků použita teoretická rozdělení, která byla uvedena v předchozím textu. Označme tuto variantu simulačního modelu jako Varianta I.



Obr. č. 2: Ukázka sestaveného simulačního modelu – Varianta I.

V případě simulačního modelu dále označovaného jako Varianta II byla příslušná teoretická rozdělení nahrazena empirickými rozděleními vytvořenými pomocí prvku „RDist“ na základě získaných a naměřených dat.

Struktura modelu se ve srovnání s Variantou I dále nijak nezměnila. Simulační model pro tuto variantu je zobrazen na obrázku č. 3.



Obr. č. 3: Ukázka sestaveného simulačního modelu – Varianta II.

V dalším textu bude věnována pozornost pouze třem základním provozním charakteristikám, a to:

- Střední počet požadavků v obsluze *ES*.
- Střední počet požadavků ve frontě *EL*.
- Střední počet linek v poruše *EP*.

Stanovení těchto provozních charakteristik je realizováno pomocí vestavěných funkcí Witness a to konkrétně:

- $ES = \text{PUTIL}(\text{Obsluha}, 2) / 100$.
- $EL = \text{APARTS}(\text{Fronta})$.
- $EP = \text{PUTIL}(\text{Obsluha}, 5) / 100$.

4 Komparace analytických a simulačních výsledků

Za účelem komparace dosažených simulačních výsledků s výsledky získanými řešením analytického modelu bylo s každým simulačním modelem provedeno 30 experimentů. Pozornost byla zaměřena pouze na tři výše uvedené provozní charakteristiky.

Simulačními experimenty bylo tedy celkem získáno 6 náhodných výběrů, každý o rozsahu $n = 30$. Tyto náhodné výběry byly dále statisticky zpracovány s využitím software Statgraphics. Všechny 6 souborů bylo nejdříve testováno na normalitu pomocí χ^2 testu dobré shody. V dalším textu budou při statistickém zpracování označovány datové soubory získané simulací Varianty I označovány přídatkem *_V1* a datové soubory získané simulací Varianty

II přídatkem $_V2$. V tabulce č. 2 jsou uvedeny výběrové průměry, výběrové rozptyly a hodnoty p-value pro jednotlivé náhodné výběry při testování normality dat. Uvedme ještě, že simulární čas, při jehož dosažení byl simulační experiment zastaven, byl roven 1144 týdnům (cca 22 let).

Tab. č. 2: Testování normality dat.

Náhodný výběr	Výběrový průměr	Výběrový rozptyl	P-value
ES_V1	0,23628	$7,20212 \cdot 10^{-9}$	0,70293
ES_V2	0,23819	$4,49172 \cdot 10^{-9}$	0,98344
EL_V1	0,29260	$2,54483 \cdot 10^{-6}$	0,08853
EL_V2	0,25583	$1,52745 \cdot 10^{-6}$	0,52892
EP_V1	0,22882	$2,04244 \cdot 10^{-9}$	0,19124
EP_V2	0,25811	$1,32714 \cdot 10^{-9}$	0,36904

Z výsledků uvedených v tabulce č. 2 vidíme, že všechna p-value jsou větší než 0,05, tzn. na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ nelze u těchto souborů zamítnout hypotézu o tom, že data pocházejí z normálního rozdělení. Z tabulky č. 2 dále plyne, že rozptyl hodnot získaných simulací u jednotlivých náhodných výběrů je velice malý.

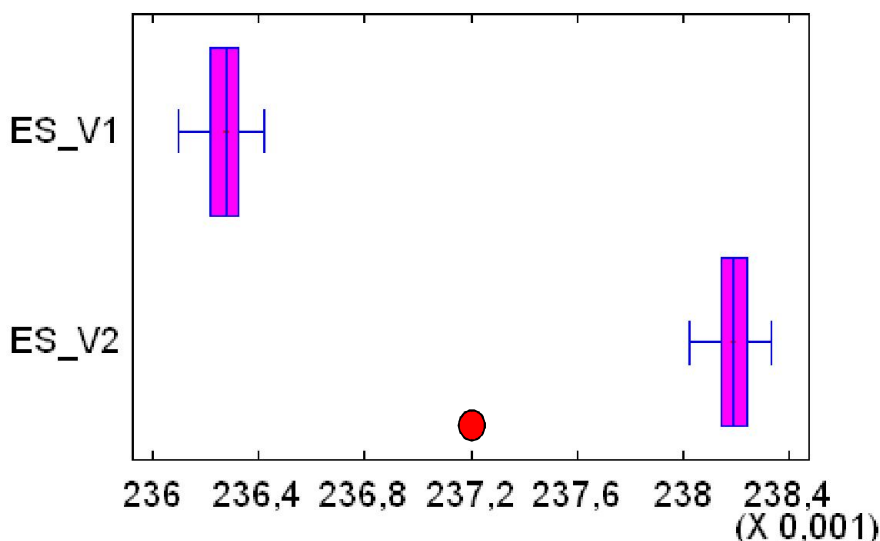
Zaměříme se nyní na srovnání simulačních výsledků s výsledky dosaženými analyticky. Výsledky analytického výpočtu byly převzaty z práce [1], resp. článku [2]. V tabulce č. 3 jsou uvedeny výsledky získané řešením matematického modelu sestaveného pro konkrétní případ a výsledky získanými simulací pro Variantu I a Variantu II. V případě simulačních výsledků jsou uvedeny intervalové odhady příslušné provozní charakteristiky se spolehlivostí odhadu 0,95.

Tab. č. 3: Srovnání analytických a simulačních výsledků.

Provozní charakteristika	Analytický výpočet	Varianta I – intervalový odhad se spolehlivostí 0,95	Varianta II – intervalový odhad se spolehlivostí 0,95
Střední počet požadavků v obsluze ES	0,23721	(0,23625; 0,23631)	(0,23816; 0,23821)
Střední počet požadavků ve frontě EL	0,25068	(0,29200; 0,29319)	(0,25537; 0,25629)
Střední počet linek v poruše EP	0,22528	(0,22880; 0,22883)	(0,25809; 0,25812)

Pohledem na tabulku č. 3 vidíme, že v případě Varianty I dochází vzhledem k analyticky získané hodnotě k poměrně velké odchylce v případě středního počtu požadavků ve frontě, odchylky zbylých dvou provozních charakteristik lze považovat za zanedbatelné. U Varianty II zase dochází k větší odchylce u středního počtu linek v poruše, u zbylých dvou provozních charakteristik mohou být rozdíly opět prohlášeny za nepodstatné. Zaměříme se nyní na jednotlivé provozní charakteristiky podrobněji.

Na obrázku č. 4 jsou znázorněny oba náhodné výběry pro střední počet požadavků v obsluze pro jednotlivé varianty pomocí krabicových grafů. Červeně je dokreslena poloha hodnoty ES pro analytický výpočet.



Obr. č. 4: Krabicové grafy pro střední počet požadavků v obsluze.

Podívejme se nyní na srovnání středních hodnot obou náhodných výběrů. Zajímá nás tedy odpověď na otázku, zda lze považovat oba výběry za výběry z populace mající stejnou střední hodnotu. Toto lze (za předpokladu normality obou náhodných výběrů) testovat pomocí dvouvýběrového testu o shodě dvou středních hodnot (viz např. [3]). Budeme tedy testovat nulovou hypotézu ve tvaru:

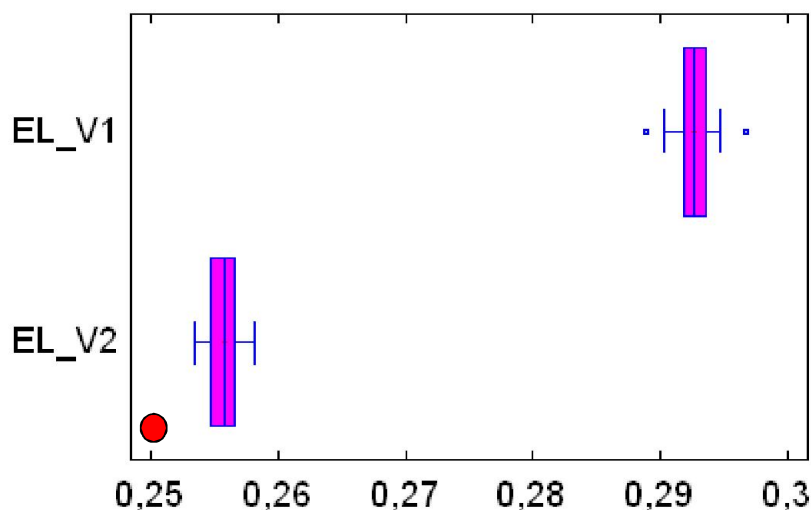
$$\mu_1 = \mu_2$$

proti alternativní hypotéze ve tvaru:

$$\mu_1 < \mu_2 \text{ (v tomto případě byla na základě obr. č. 4 volena levostranná alternativní hypotéza).}$$

Vypočítaná hodnota testové statistiky je v tomto případě rovna $t = -96,68980$, hodnota $p\text{-value} = 0,0$. Na základě hodnoty $p\text{-value}$ vidíme, že na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ zamítáme nulovou hypotézu ve prospěch alternativní hypotézy, můžeme tedy tvrdit, že mezi středními hodnotami existuje statisticky významný rozdíl.

Na obrázku č. 5 jsou znázorněny oba náhodné výběry pro střední počet požadavků ve frontě pomocí krabicových grafů. Červeně je dokreslena poloha hodnoty EL pro analytický výpočet.



Obr. č. 5: Krabicové grafy pro střední počet požadavků ve frontě.

V tomto případě budeme tedy testovat nulovou hypotézu ve tvaru:

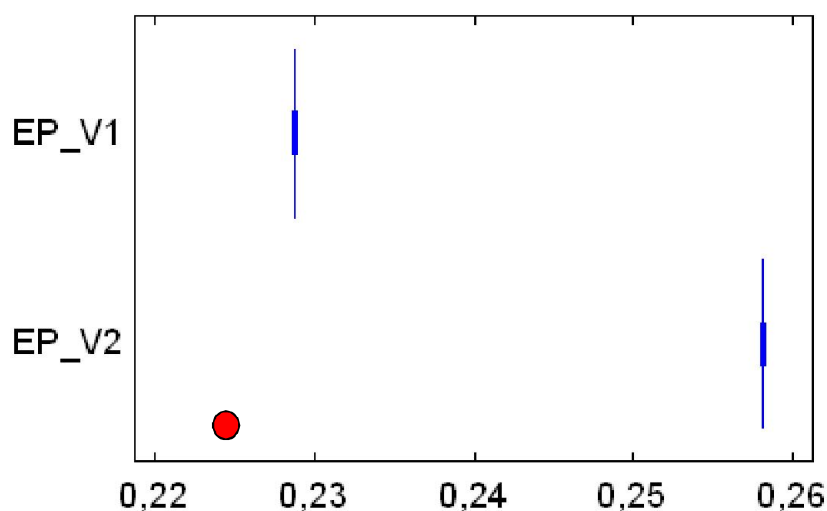
$$\mu_1 = \mu_2$$

proti alternativní hypotéze ve tvaru:

$\mu_1 > \mu_2$ (v tomto případě byla na základě obr. č. 5 volena pravostranná alternativní hypotéza).

Vypočítaná hodnota testové statistiky je v tomto případě rovna $t = -99,78600$, hodnota p-value = 0,0. Na základě hodnoty p-value vidíme, že na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ zamítáme nulovou hypotézu ve prospěch alternativní hypotézy, můžeme tedy tvrdit, že mezi středními hodnotami existuje statisticky významný rozdíl.

Na obrázku č. 6 jsou znázorněny oba náhodné výběry pro střední počet linek v poruše pro jednotlivé varianty pomocí krabicových grafů. Červeně je dokreslena poloha hodnoty EP získaná na základě analytického výpočtu.



Obr. č. 6: Krabicové grafy pro střední počet linek v poruše.

V tomto případě budeme testovat nulovou hypotézu ve tvaru:

$$\mu_1 = \mu_2$$

proti alternativní hypotéze ve tvaru:

$\mu_1 < \mu_2$ (v tomto případě byla na základě obr. č. 6 volena levostranná alternativní hypotéza).

Vypočítaná hodnota testové statistiky je v tomto případě rovna $t = -2763,68000$, hodnota p-value = 0,0. Na základě hodnoty p-value vidíme, že na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ zamítáme nulovou hypotézu ve prospěch alternativní hypotézy, můžeme tedy tvrdit, že mezi středními hodnotami existuje statisticky významný rozdíl.

Na závěr se ještě podívejme, zda lze na základě jednotlivých náhodných výběrů tvrdit, že střední hodnota populace, ze které náhodný výběr pochází, je rovna hodnotě příslušné provozní charakteristiky získané analyticky. Toto lze testovat (za předpokladu normality dat) pomocí jednovýběrového testu střední hodnoty (viz např. [3]). Ve všech 6 případech bude testována na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ nulová hypotéza ve tvaru:

$$\mu = ES \text{ (resp. } EL \text{ nebo } EP)$$

proti oboustranné alternativní hypotéze ve tvaru:

$$\mu \neq ES \text{ (resp. } EL \text{ nebo } EP).$$

Výsledky pro jednotlivé náhodné výběry jsou přehledně zobrazeny v tabulce č. 4.

Tab. č. 4: Výsledky testů středních hodnot jednotlivých výběrů.

Náhodný výběr	Nulová hypotéza	Alternativní hypotéza	Vypočítaná hodnota testové statistiky	P-value	Výsledek testu
ES_V1	$\mu = 0,23721$	$\mu \neq 0,23721$	-60,26530	0,0	Zamítáme nulovou hypotézu
ES_V2	$\mu = 0,23721$	$\mu \neq 0,23721$	79,69850	0,0	Zamítáme nulovou hypotézu
EL_V1	$\mu = 0,25068$	$\mu \neq 0,25068$	143,91600	0,0	Zamítáme nulovou hypotézu
EL_V2	$\mu = 0,25068$	$\mu \neq 0,25068$	22,82920	0,0	Zamítáme nulovou hypotézu
EP_V1	$\mu = 0,22528$	$\mu \neq 0,22528$	428,58200	0,0	Zamítáme nulovou hypotézu
EP_V2	$\mu = 0,22528$	$\mu \neq 0,22528$	4935,38000	0,0	Zamítáme nulovou hypotézu

Z tabulky č. 4 vidíme, že ve všech případech lze tvrdit, že střední hodnota populace, ze které pochází příslušný náhodný výběr, není rovna hodnotě příslušné provozní charakteristiky stanovené analyticky. Ve všech 6 případech tedy existuje statisticky významný rozdíl.

5 Závěr

Článek je věnován popisu simulačního modelu provozu na svážném pahrbku seřadovacího obvodu Ostrava – Pravé nádraží. Byly vytvořeny dvě varianty simulačního modelu. V první variantě byla použita teoretická rozdělení pravděpodobnosti, v případě druhé varianty byla použita empirická rozdělení pravděpodobnosti. Další část článku je věnována statistickému vyhodnocení provedených experimentů a komparaci dosažených simulačních výsledků s výsledky získanými řešením matematického modelu.

Z dosažených výsledků lze říci, že statisticky významný rozdíl mezi analytickými a simulačními výsledky existuje ve všech případech, z praktického hlediska je významný rozdíl pouze ve dvou případech a to v případě středního počtu požadavků ve frontě u Varianty I a v případě středního počtu linek v poruše v případě Varianty II. Zde dochází k relativně velkým odchylkám.

Tyto způsobené odchylky si lze vysvětlit obecnými nevýhodami počítačové simulace jako je např. užití pseudonáhodných čísel. Dalším důvodem může být malý rozsah některých datových souborů, konkrétně počet pozorování v případě dob obsluhy požadavků byl roven 39. Zvětšením rozsahu jednotlivých náhodných výběrů by mohlo dojít ke zpřesnění simulačních výsledků.

Z hlediska dalšího pokračování ve zpracovávané tematice je vhodné použít k simulaci studovaného problému i jiného nástroje než Witness a porovnat dosažené výsledky. Autoři předkládaného článku uvažují konkrétně o využití barevných Petriho sítí při modelování provozu na svážném pahrbku.

Použitá literatura

- [1] DORDA, M. *Modelování spolehlivosti systémů hromadné obsluhy v dopravě: disertační práce*. Ostrava: VŠB – TU Ostrava, Fakulta strojní, 2009. 143 s.
- [2] DORDA, M. – TEICHMANN, D. Modelování provozu na svážném pahrbku seřadovací stanice pomocí nespolehlivého systému hromadné obsluhy. *Perner's*

- Contacts* [online]. 2010, č. 1, s. 38 – 46. [cit. 2010–05–23]. Dostupné z <<http://perverscontacts.upce.cz>>. ISSN 1801–674X.
- [3] BRIŠ, R. - LITSCHMANNOVÁ, M. *Statistika I. pro kombinované studium* [online]. Ostrava: VŠB - Technická univerzita Ostrava, 2004. 391 s. [cit. 2010-05-23]. Dostupné z <<http://www.am.vsb.cz/~lit40/STA1/statistika.html?butt1=Statistika+I>>.

Kontaktní informace

Ing. Michal Dorda, Ph.D., VŠB - TU Ostrava, Fakulta strojní, Institut dopravy, 17. listopadu 15, 708 33 Ostrava - Poruba, telefon: 597 325 754, e-mail: michal.dorda@vsb.cz

Ing. Dušan Teichmann, Ph.D., VŠB - TU Ostrava, Fakulta strojní, Institut dopravy, 17. listopadu 15, 708 33 Ostrava - Poruba, telefon: 597 324 575, e-mail: dusan.teichmann@vsb.cz