



**KAUNO TECHNOLOGIJOS UNIVERSITETAS**  
**FUNDAMENTALIŲJŲ MOKSLŲ FAKULTETAS**  
**TAIKOMOSIOS MATEMATIKOS KATEDRA**

**Jūratė Vitkutė**

**TIKIMYBINĖS RIZIKOS IR  
NEAPIBRĖŽTUMO ANALIZĖS TAIKYMAS  
DUJOTIEKIO SPROGIMO MODELIAVIMUI**

Magistro darbas

**Vadovas**  
**doc. dr. R. Alzbutas**

**KAUNAS, 2013**



**KAUNO TECHNOLOGIJOS UNIVERSITETAS**  
**FUNDAMENTALIŲJŲ MOKSLŲ FAKULTETAS**  
**TAIKOMOSIOS MATEMATIKOS KATEDRA**

**TVIRTINU**  
**Katedros vedėjas**  
**doc. dr. N. Listopadskis**  
**2013 06 10**

**TIKIMYBINĖS RIZIKOS IR**  
**NEAPIBRĖŽTUMO ANALIZĖS TAIKYMAS**  
**DUJOTIEKIO SPROGIMO MODELIAVIMUI**

Taikomosios matematikos magistro baigiamasis darbas

**Vadovas**  
..... **doc. dr. R. Alzbutas**  
**2013 05 24**

**Recenzentas**  
..... **dr. V. Matuzas**  
**2013 06 04**

**Atliko**  
**FMMM 1 gr. stud.**  
..... **J. Vitkutė**  
**2013 05 24**

**KAUNAS, 2013**

## KVALIFIKACINĖ KOMISIJA

**Pirmininkas:** Rimantas Rudzkis, profesorius (VU)

**Sekretorius:** Eimutis Valakevičius, docentas (KTU)

**Nariai:** Jonas Valantinas, profesorius (KTU)

Vytautas Janilionis, docentas (KTU)

Vidmantas Povilas Pekarskas, profesorius (KTU)

Zenonas Navickas, profesorius (KTU)

Arūnas Barauskas, dr., direktoriaus pavaduotojas (UAB „Danet Baltic“)

**Vitkutė J. Application of probabilistic risk and uncertainty analysis for modeling of gas pipeline explosion: Master's work in applied mathematics / supervisor doc. dr. R. Alzbutas; Department of Applied mathematics, Faculty of Fundamental Sciences, Kaunas University of Technology. – Kaunas, 2013. – 72 p.**

## **SUMMARY**

Natural gas is commonly used as a fuel. Since natural gas is a flammable and explosive fuel, it is hazardous and its transportation has inherited risks associated with potential damage. The rupture of a high-pressure natural gas pipeline can lead to consequences that can pose a significant threat to people and property in the close vicinity to the pipeline fault location. The dominant hazard is explosion and thermal radiation from a sustained fire.

The main purpose of the following work is to present the explosion consequence assessment and application of probabilistic uncertainty analysis for modeling of gas pipeline explosion effects, also present the development of a simplified method for the quantitative risk assessment of natural gas pipelines. The performed uncertainty analysis is the part of safety assessment that focuses on the explosion consequence analysis. Important components of such uncertainty analysis include qualitative and quantitative analysis that identifies the uncertain parameters of explosion model, assessment of uncertainty, analysis of the impact of uncertain parameters on the modeling results, and communication of the results' uncertainty. As outcome of uncertainty analysis the tolerance limits and distribution function of thermal radiation intensity are given. The uncertainty and sensitivity analysis were performed and outcomes were presented applying software systems SUSA. Also there were presented and applied variance based methods such as Sobol and the extended FAST (Fourier Amplitude Sensitivity Test) using software systems Simlab 2.2. Conclusions about the importance of the parameters and sensitivity of the results are obtained using an approximation of the model under analysis. The outcome of sensitivity analysis confirms that distance from the fire center has the greatest influence on the heat flux caused by gas pipeline explosion.

## TURINYS

<b>LENTELIŲ SĄRAŠAS.....</b>	<b>6</b>
<b>PAVEIKSLŲ SĄRAŠAS.....</b>	<b>7</b>
<b>ĮVADAS.....</b>	<b>8</b>
<b>1. BENDROJI DALIS .....</b>	<b>9</b>
1.1. <i>RYŠYS TARP RIZIKOS IR NEAPIBRĖŽTUMO .....</i>	<i>9</i>
1.2. <i>KIEKYBINIS DUJOTIEKIO SPROGIMO RIZIKOS ĮVERTINIMAS .....</i>	<i>11</i>
1.2.1. <i>INDIVIDUALI RIZIKA .....</i>	<i>12</i>
1.2.2. <i>SOCIALINĖ RIZIKA.....</i>	<i>14</i>
1.3. <i>DUJOTIEKIO AVARIJOS PADARINIAI .....</i>	<i>15</i>
1.3.1. <i>ŠILUMINIS LIEPSNOS INTENSIVUMO EFEKTAS .....</i>	<i>15</i>
1.3.2. <i>DUJŲ IŠTEKĖJIMO ĮVERTIS .....</i>	<i>17</i>
1.4. <i>NEAPIBRĖŽTUMO ANALIZĖS METODIKA .....</i>	<i>18</i>
1.4.1. <i>MONTE KARLO METODO TAIKYMAS.....</i>	<i>20</i>
1.4.2. <i>TOLERANCIJOS INTERVALAS IR VILKSO FORMULĖ.....</i>	<i>21</i>
1.5. <i>JAUTRUMO ANALIZĖS METODIKA .....</i>	<i>23</i>
1.6. <i>DISPERSIJOS IŠSKAIDYMO METODIKA .....</i>	<i>26</i>
1.7. <i>PROGRAMINĖ ĮRANGA NEAPIBRĖŽTUMO IR JAUTRUMO ANALIZEI .....</i>	<i>27</i>
1.7.1. <i>PROGRAMINĖ PRIEMONĖ SUSĄ.....</i>	<i>27</i>
1.7.2. <i>PROGRAMINĖ PRIEMONĖ SIMLAB.....</i>	<i>28</i>
<b>2. TIRIAMOJI DALIS.....</b>	<b>30</b>
2.1. <i>RIZIKOS VERTINIMAS.....</i>	<i>30</i>
2.2. <i>PARAMETRŲ NEAPIBRĖŽTUMO TYRIMAS.....</i>	<i>31</i>
2.3. <i>MODELIO REZULTATŲ NEAPIBRĖŽTUMO ANALIZĖ.....</i>	<i>36</i>
2.3.1. <i>SKALIARINĖ NEAPIBRĖŽTUMO ANALIZĖ.....</i>	<i>36</i>
2.3.2. <i>NUO PARAMETRO PRIKLAUSANTI NEAPIBRĖŽTUMO ANALIZĖ.....</i>	<i>41</i>
2.4. <i>JAUTRUMO ANALIZĖ .....</i>	<i>43</i>
2.4.1. <i>SKALIARINĖ JAUTRUMO ANALIZĖ.....</i>	<i>43</i>
2.4.2. <i>NUO PARAMETRO PRIKLAUSANTI JAUTRUMO ANALIZĖ.....</i>	<i>46</i>
2.5. <i>DISPERSIJOS IŠSKAIDYMO METODAI.....</i>	<i>50</i>
2.5.1. <i>FAST METODO TAIKYMAS.....</i>	<i>50</i>
2.5.2. <i>SOBOLIO METODO TAIKYMAS .....</i>	<i>51</i>
<b>REZULTATAI IR IŠVADOS.....</b>	<b>54</b>
<b>LITERATŪRA.....</b>	<b>55</b>
<b>1 PRIEDAS. PARAMETRŲ <math>d</math> IR <math>p</math> SKIRSTINIŲ ĮVERČIAI IR KVANTILIAI.....</b>	<b>57</b>
<b>2 PRIEDAS. LIETUVOS DUJŲ TIEKIMO SISTEMOS TINKLŲ SCHEMA .....</b>	<b>58</b>
<b>3 PRIEDAS. DUJOTIEKIO AVARIJOS SUKELTŲ PASEKMIŲ VAIZDAI.....</b>	<b>59</b>
<b>3 PRIEDAS. SUSĄ NEAPIBRĖŽTUMO ANALIZĖS ĮVESTIES KODAI .....</b>	<b>60</b>
<b>4 PRIEDAS. NEAPIBRĖŽTUMO ANALIZĖS REZULTATAI.....</b>	<b>69</b>

## LENTELIŲ SĄRAŠAS

1.1 lentelė Scenarijų sąrašas.....	10
1.2 lentelė Avarijos dažniai pagal priežastis ir angos dydžius.....	13
1.3 lentelė Minimalus modelio skaičiavimų kiekis.....	22
2.7 lentelė Šiluminės spinduliuotės žalos žmonėms vertinimas .....	30
2.8 lentelė Spinduliuotės intensyvumo sąryšis su poveikiu žmogaus sveikatai.....	31
2.1 lentelė Duomenys iš JAV dujotiekių avarių.....	32
2.2 lentelė Normalumo hipotezės tikrinimas.....	33
2.3 lentelė Pagrindinės skersmens ir slėgio charakteristikos .....	33
2.4 lentelė Liepsnos intensyvumo parametrų minimalios ir maksimalios reikšmės .....	34
2.5 lentelė Liepsnos modelio parametrų neapibrėžtumai.....	36
2.6 lentelė Liepsnos spinduliuotės intensyvumo empirinės charakteristikos.....	38
2.9 lentelė Liepsnos intensyvumo pasiskirstymo funkcijos kvantiliai.....	39
2.10 lentelė Tikimybės patekti į atitinkamus liepsnos intensyvumo intervalus.....	40
2.11 lentelė Atstumai nuo liepsnos centro patenkantys į atitinkamus liepsnos intensyvumo intervalus.....	43
2.12 lentelė FAST metodo rezultatai.....	51
2.13 lentelė Sobolio metodo rezultatai.....	53

## PAVEIKSLŲ SĄRAŠAS

1.1 pav. Rizikos vertinimo schema .....	9
1.2 pav. Geometrinis kintamųjų ryšys.....	12
1.3 pav. Individualios rizikos kitimas pagal vamzdyno nuotolį.....	14
1.4 pav. Konceptualus ugnies pavojaus modelis.....	16
1.5 pav. Supaprastintas ugnies pavojaus modelis .....	17
1.5 pav. Sistemos modelio rezultatų neapibrėžtumus įtakoianti seka .....	19
1.6 pav. Sistemos procesų parametrų tikimybinių pasiskirstymų įvertinimas .....	19
1.8 pav. Monte Karlo metodo realizavimo schema.....	21
1.7 pav. Sklaidos grafiko pavyzdžiai .....	24
2.1 pav. Skersmens reikšmių histograma .....	32
2.2 pav. Slėgio reikšmių histograma .....	33
2.3 pav. Modelio rezultatų reikšmės esant skirtingoms parametrų $d$ , $p$ , $r$ ir $F$ reikšmėms .....	37
2.4 pav. Modelio rezultatų $I$ [ $W/m^2$ ] tikimybinė pasiskirstymo funkcija.....	38
2.5 pav. Šiluminės spinduliuotės intensyvumo $I$ [ $W/m^2$ ] tikimybinio tankio funkcija .....	40
2.6 pav. Liepsnos spinduliuotės intensyvumo $I$ [ $W/m^2$ ] tikimybinių kreivių juosta.....	41
2.7 pav. Šiluminės spinduliuotės intensyvumo $I$ [ $W/m^2$ ] ekstremumai, medianos ir vidurkiai.....	42
2.8 pav. Šiluminės spinduliuotės intensyvumo $I$ [ $W/m^2$ ] neapibrėžtumo ribų kitimas.....	42
2.9 pav. Pirsono koreliacijos koeficientų reikšmės .....	43
2.10 pav. Spirmano koreliacijos koeficientai .....	44
2.11 pav. Dalinės koreliacijos koeficientai .....	44
2.12 pav. Standartizuoti regresijos koeficientai .....	45
2.13 pav. Empiriniai koreliacijos koeficientai .....	46
2.14 pav. Spirmano ranginiai koreliacijos koeficientai priklausantys nuo atstumo.....	47
2.15 pav. Standartizuoti regresijos koeficientai priklausantys nuo atstumo .....	48
2.16 pav. Empiriniai koreliacijos koeficientai priklausantys nuo atstumo .....	49
2.17 pav. FAST metodo rezultatai .....	50
2.18 pav. Sobolio jautrumo analizė.....	52
2.19 pav. Lietuvos magistralinis dujotiekis.....	58
2.20 pav. Nuotraukos iš avarijos įvykusios Teksase, JAV.....	59

## IVADAS

Pasaulyje ypatingas dėmesys skiriamas pavojingų objektų rizikos analizei ir tam skirtų modelių sudarymui bei jų tyrimui. Lietuvoje ir užsienyje tokie darbai yra susiję su tikimybinės rizikos ir pasekmių vertinimo modelių bei analizės metodų taikymu. Neapibrėžtumo ir jautrumo analizės rezultatai yra reikalingi, norint įvertinti retų įvykių riziką ir pavojų. Neapibrėžtumas yra netiksli ir neišsami informacija apie modelio realizavimo sąlygas.

Šiame darbe nagrinėjamas gamtinių dujų magistralinio dujotiekio sprogo metu susidariusių padarinių, tokių kaip šiluminės spinduliuotės intensyvumo efekto, sukeltas pavojus. Pasirinktas atvejis, kai įvykus dujotiekio avarijai, iš vamzdyno į aplinką ištekėjusios dujos susimaišiusios su oru, gali užsidegti ir/ar sukelti detonaciją (sprogimą), taip pat analizuojamas ir kitų autorių darbuose (15, 30). Akivaizdu, kad dujotiekio trūkis ir ištekėjusių dujų sprogo kelia didelį pavojų žmonių sveikatai ir aplinkai, be to tai yra vienas iš rizikos šaltinių greta esantiems objektams, kuriuose kilę antriniai sprogo gali sąlygoti dar didesnę žalą.

Matematiniai modeliai negali visiškai atspindėti realybės, todėl juose naudojamų parametru reikšmės gali skirtis nuo realių situacijų reikšmių. Taigi tiriant šiluminės spinduliuotės intensyvumo rezultatų neapibrėžtumą, iš pradžių reikia surinkti kuo daugiau informacijos apie pačius neapibrėžtus modelio parametrus, įvertinti parametru reikšmių tikimybinis skirstinius. Didžioji dalis su parametrais susijusių neapibrėžtumų jau pristatyta mokslinėje konferencijoje (2), tačiau šiame darbe nagrinėjamas modelis buvo išplėstas keliais naujais parametrais.

Monte Karlo metodas – vienas iš formalizuotų neapibrėžtumo aprašymo metodų, taikomų ypač sudėtingo prognozavimo modeliuose, tokiaime, kaip dujotiekio sprogo modelyje. Šiuo metodu paremta neapibrėžtumo ir jautrumo analizė yra pagrįsta įvairiais modelio įvertinimais su parinktais tikėtiniais modelio įvesties parametrais (6, 13). Neapibrėžtumo analizės tikslas gauti rezultatų skirstinį, kuris naudojamas:

- apibūdinti galimų rezultato reikšmių tolerancijos intervalą ir jų tikimybę;
- įvertinti tikimybę, kad rezultatas pasieks arba viršys tam tikrą reikšmę.

Jautrumo analizės tikslas – išryškinti svarbiausius veiksnius (“kritinius” kintamuosius), galinčius turėti modeliui daugiausiai įtakos, ir patikrinti kiekvieno jų įtaką modelio rezultatams. Jautrumo analizė, kaip viena iš kiekybinės analizės formų, atliekama, remiantis jau prieš tai atliktais kokybinės analizės rezultatais (13, 27).

Neapibrėžtumo ir jautrumo analizei atlikti bei gautiems rezultatams palyginti naudojamos dvi programinės priemonės. Viena jų yra GRS kompanijos programa SUSA (angl. System for Uncertainty and Sensitivity Analysis). Ši programa skirta atlikti modelio neapibrėžtumo ir jautrumo analizę imties metodais (17). Kitas populiarus programų paketas yra SIMLAB (29). Šis paketas skirtas atlikti modelio neapibrėžtumo ir jautrumo analizę imties ir dispersijos išskaidymo metodais.



## 1. BENDROJI DALIS

### 1.1. RYŠYS TARP RIZIKOS IR NEAPIBRĖŽTUMO

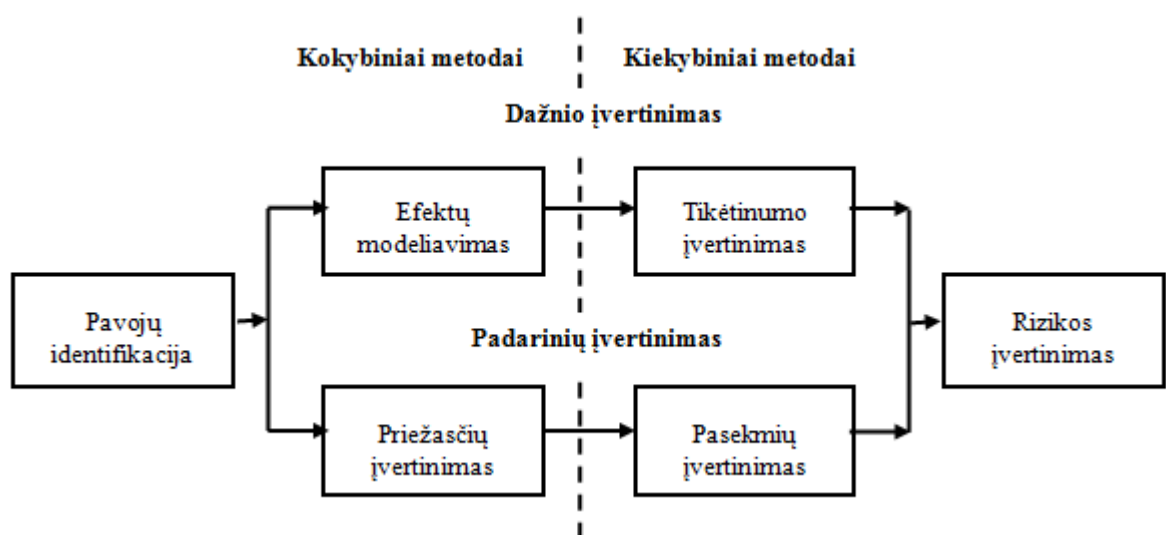
Gyvename dažnai neramioje ir nenuspėjamoje aplinkoje, todėl pasaulio mokslininkai gali padėti rizikos valdymo institucijoms, kurios nagrinėja technines ir socialines problemas, susijusias su patirtomis nelaimėmis, priimti sprendimus. Katastrofiniai reiškiniai sutinkami fizikinėse, technologinėse, biologinėse, ekonominėse sistemose. Norint šiuos reiškinius vertinti, būtina žinoti sąlygas, kuriomis jie įvyksta, parametrų vertes, prie kurių įvyksta katastrofos.

Rizikos įvertinimo metodai pradėti taikyti dar septintajame dešimtmetyje, o 1980-1990 metais stebimas ženklus šuolis tiek metodų išvystymo, tiek ir taikymų srityse. Taigi rizikos įvertinimo problematika tapo atskira mokslo šaka, vadinama rizikos analize arba rizikos įvertinimu, kuri susieja tikimybių teoriją, matematinę statistiką ir technologijos mokslus (4).

Neapibrėžtumas yra netiksli ir neišsami informacija apie sistemos funkcionavimo sąlygas, o dėl to galinčios atsirasti nepalankios situacijos ir pasekmės nusakomos rizikos sąvoka. Rizika apibrėžiama kaip potenciali, kiekybiškai įvertinama įvykių tikimybė ir praradimų galimybė.

Rizikos analizę galima būtų skaidyti į dvi vieną kitą papildančias grupes:

- kokybinė analizė, atliekama įvairiais ekspertiniais metodais. Jos metu identifikuojami visi rizikos ir neapibrėžtumo veiksniai bei jų reikšmingumas modeliui.
- kiekybinės analizės užduotis – rizikingų veiksnių pokyčių įtakos modelio efektyvumui kiekybinis vertinimas. Kiekybinė analizė dažniausiai atliekama remiantis šiais metodais: jautrumo analize, scenarijų analize ir imitaciniu rizikų modeliavimu pagal Monte Karlo metodą.



1.1 pav. Rizikos vertinimo schema

Rizikos analizės procesas, aprėpiantis kokybinį ir kiekybinį rizikos vertinimą, schematiškai pavaizduotas paveiksle (žr. 1.1 pav.).

Kiekybine prasme, fundamentalūs rizikos analizės klausimai yra šie:

- Kas turi atsitikti, kad įvyktų pavojingas įvykis?
- Kaip dažnai tai gali atsitikti?
- Kokios pasekmės yra numatomos, įvykiui atsitikus?

Atsakant į pirmą klausimą, nustatomi įvykiai ar jų grupės (scenarijai), sąlygojantys pavojingą įvykį. Toliau, pagal antrą klausimą, įvertinamos šių scenarijų tikimybės arba dažniai ir galimos pasekmės (trečias klausimas).

1.1 lentelė

## Scenarijų sąrašas

Scenarijus	Tikimybė	Pasekmė
$s_1$	$p_1$	$c_1$
$s_2$	$p_2$	$c_2$
...	...	...
$s_N$	$p_N$	$c_N$

Vienas dažniausių literatūroje pateikiamų rizikos apibrėžimų yra šių trinarių aibė (21):

$$R = \langle s_i, p_i, c_i \rangle, \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad (1.1)$$

čia  $s_i$  – įvykių scenarijus, sukeliantis pavojų,

$p_i$  – scenarijaus  $i$  tikimybė,

$c_i$  – scenarijaus  $i$  pasekmė, (pvz., praradimų kiekybinis įvertinimas),

$N$  – scenarijų skaičius.

Scenarijai parodo, kas gali atsitikti su nagrinėjamu objektu, o jų tikimybės įvertina, kaip dažnai gali toks scenarijus įvykti. Scenarijų pasekmės gali būti išreiškiamos labai įvairiai, pvz., žuvusių žmonių skaičiumi, praradimais, kurie gali būti įvertinti pinigais, aplinkos užterštumu, įmonės prestižu ir pan:

Kad paaiškintume riziką, reikalinga atskirti apibūdinimus, pabrėžiant tam tikrus skirtumus tarp susijusių žodžių reikšmių. Rizikos apibrėžimas apima ir neapibrėžtumą, ir tam tikrą praradimą ar žalą, kuri galėtų būti padaryta (Kaplan ir Garrick, 1981). Simboliškai šis išskyrimas gali būti išreikštas lygybe:

$$Rizika = Neapibrėžtumas + Žala. \quad (1.2)$$

Rizikos apibūdinimas tampa dar aiškesnis, kai kiekybinis rizikos apibrėžimas yra pateiktas sąryšyje su tikimybe. Kadangi rizika priklauso nuo to, koks įvykis įvyksta, kas yra žinoma ir nėra žinoma, tai gali privesti prie kiekybinę rizikos apžvalgos susijusios su neapibrėžtumu.

Kaip jau buvo anksčiau minėta pats plačiausias ir populiariausias rizikos apibrėžimas susideda iš trijų narių: įvykio scenarijaus  $s_i$ , scenarijaus tikimybės  $p_i$  ir scenarijaus pasekmės  $c_i$ . Šį kartą tarkim, jog nėra tiksliai žinomas scenarijų pasirodymo dažnis  $f_i$ . Šis dažnis gali būti išreikštas tikimybe  $p_i(f_i)$ , kiekvieno  $i$  – tojo scenarijaus dažniui  $f_i$  naudojant tikimybės tankio funkciją. Taigi rizikos apibrėžimas gali būti išreikštas trinarių aibe:

$$R = \{ \langle s_i, p_i(f_i), c_i \rangle \}, i = 1, 2, \dots, N. \quad (1.3)$$

Kai rizika išreiškiama trim nariais, pateiktas (1.3) formulėje, tuomet į riziką įeina ir dažnio neapibrėžtumas. Tuomet yra galimybė apskaičiuoti riziką, kaupiant dažnį. Paprastai, jei praradimuose taip pat egzistuoja neapibrėžtumas, tai naudojama tokia rizikos išraiška:

$$R = \{ \langle s_i, p_i(f_i), u(c_i) \rangle \} \quad \text{arba} \quad R = \{ \langle s_i, p_i(f_i, c_i) \rangle \}, i = 1, 2, \dots, N. \quad (1.4)$$

Neapibrėžtumas gali būti pateiktas trimis skirtingomis rizikos analizės stadijomis: identifikavimo stadija, tikimybės ir dažnio įvertinimas bei pasekmės įvertinimas.

Rizikos įvertinimo uždavinių grupė gali būti susijusi su techninėmis sistemomis, sudarytomis iš daugelio elementų, kurių kiekvieno patikimumo charakteristikos gali būti apskaičiuotos. Tokių sistemų pavyzdžiais galėtų būti branduolinio reaktoriaus aušinimo, elektros tiekimo, procesų valdymo, mechaninės ar kitokios sistemos. Sistemų rizikos analizė yra pagrįsta Markovo modeliais, kurių prigimtis atitinka techninės sistemos elgesį, t. y. ateities gedimai nepriklauso nuo praeities. Daugelio techninių sistemų darbas visiškai atitinka šią Markovo modelių prielaidą. Sudėtingų techninių sistemų rizikai įvertinti dažniausiai praktikoje taikomas metodas yra tikimybinė saugos analizė, pagrįsta gedimų ir įvykių medžių analize. Šis metodas gali būti analizuojamas kaip tam tikras Markovo modelių atvejis.

## 1.2. KIEKYBINIS DUJOTIEKIO SPROGIMO RIZIKOS ĮVERTINIMAS

Rizika gali būti apibūdinta keliais būdais: individuali rizika, socialinė rizika, maksimali individuali rizika, vidutinė neapsaugotų gyventojų individuali rizika, vidutinė visų gyventojų individuali rizika ir vidutinis mirtingumo rodiklis. Individuali rizika (angl. sutr. *IR* – individual risk) ir socialinė rizika (angl. sutr. *SR* – societal risk) yra vieni iš populiariausių matų (34).

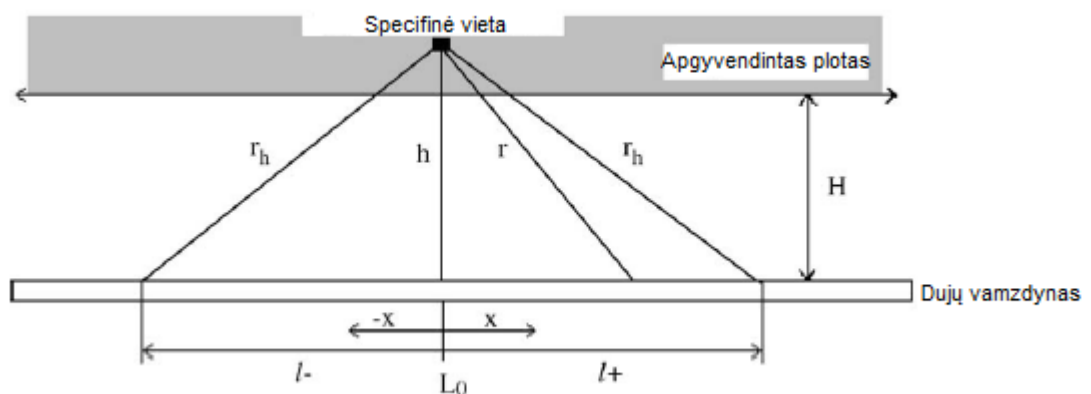
Paprastai individuali rizika demonstruojama kontūriniame grafike, o socialinė rizika vaizduojama kreive, kuri apibūdina dažnio priklausomybę nuo tam tikro mirčių skaičiaus. Individuali rizika yra apibrėžiama kaip tikimybė mirti specifinėje vietoje dėl nepageidaujamų įvykių. Tai gali būti išreiškiama kaip specifinėje vietoje esančių žmonių, tampančių nukentėjusiais, tikimybė per metus. Su rizika susijusių daugybinių mirtinų įvykių, socialinė rizika yra apibrėžiama kaip santykis tarp incidento dažnio ir nukentėjusiųjų skaičiaus. Tai paprastai išreiškiama grafiškai: sukaupto dažnio  $F$  priklausomybė nuo  $N$  ar daugiau nukentėjusiųjų skaičiaus (14). Vamzdynų, perduodančių gamtines dujas, individuali rizika ir socialinė rizika bus aptarti smulkiau kituose skyriuose.

### 1.2.1. INDIVIDUALI RIZIKA

Individualios rizikos vertinimas specifinėje vietoje aplink vamzdyną yra sudėtingas todėl, kad avarijos vieta nėra žinoma, ir avarijos parametrai gali kisti priklausomai nuo avarijos vietos. Tai gali būti įvertinama integruojant nelaimingo įvykio tikimybę visame vamzdyne, padaugintą iš tikimybės mirti specifinėje vietoje pagal visus nelaimingų įvykių scenarijus. Visa tai užrašoma lygybe:

$$IR = \sum_i \int_{L_-}^{L_+} \varphi_i P_i dL, \quad (1.5)$$

čia indeksas  $i$  reiškia nelaimingų įvykių scenarijus,  $\varphi_i$  avaringumo dažnis per vienetinį vamzdyno ilgį, susietas su nelaimingo įvykio scenarijumi  $i$ ,  $L$  yra vamzdyno ilgis,  $P_i$  mirtingumas, susietas su nelaimingo įvykio scenarijumi  $i$ , ir  $L_{\pm}$  apibūdina dujas perduodančios atkarpos vamzdyno galus, kuriame įvyko vamzdyno avarija.



1.2 pav. Geometrinis kintamųjų ryšys

Sprogimu bendrai apibūdinamos visos cheminės reakcijos, kurios gali sukelti nemažą slėgio padidėjimą supančioje aplinkoje. Slėgio padidėjimas susidaro dėl kietų medžiagų, skysčio, garo ar dujų smūginės ir galbūt ją lydinės apkrovos, ugnies ir karščio. Pagal degimo pobūdį sproginimas gali būti skirtingos prigimties. Gali būti deflagracija, sukianti vidutinį slėgį, karštį ar gaisrą, arba detonacija (kuomet reakcijos frontas juda viršgarsiniu greičiu), kuri gretimoje aplinkoje sukelia labai didelį slėgį ir pasipriešinimo apkrovą. Paprastai šiluminis poveikis sproginimo metu pasireiškia tik susidarius tam tikriems degalų ir oro mišiniams. Ar tam tikrų cheminių garų ar dujų degimas ore vyks kaip deflagracija, ar kaip detonacija, visų pirma priklauso nuo esamų cheminių garų ar dujų koncentracijos. Dujotiekio avarijos viena iš pagrindinių priežasčių gali būti vamzdyno trūkis ir dujų ištekėjimas. Pavojų keliantis atstumas yra susietas tiesiogiai su gamtinių dujų ištekėjimo srautu, ir šiam santykiui išreikšti buvo pasiūlyta lygybė (16):

$$r_h = 10,285 \sqrt{Q_{eff}}, \quad (1.6)$$

čia  $Q_{eff}$  yra efektinis dujų srautas iš vamzdyno trūkio vietos, išskiriančios gamtines dujas.

Aukščiau paminėta lygybė yra gauta nustatant pavojų keliantį atstumą, kuriame yra daugiau kaip vieno procento mirtingumo galimybė dėl išspinduliuotos liepsnos karščio iš vamzdyno trūkio. Perduodanti dujas vamzdyno linijos atkarpa, atskirta  $h$  nuotoliu nuo tam tikros specifinės vietos, yra įvertinama remiantis Pitagoro teorema.

$$l_{\pm} = \pm \sqrt{106Q_{eff} - h^2} \quad (1.7)$$

Paveiksle (žr. 1.2 pav.) yra pademonstruoti geometriniai ryšiai tarp kintamųjų naudojamų šiame darbe. Atkarpa, perduodanti dujas skaičiuota pagal formulę (1.7) būtų gana konservatyvus įvertinimas. Kitaip tariant, gautūsi gana ilga atkarpa, dėl blogiausio įvykio scenarijaus prielaidos, tokio kaip horizontalios liepsnos, visiško sudegimo ir intensyvumo sumažėjimo ignoravimo, besibaigiančiu anglies dvideginiu ir šūvio į orą.

Vamzdyno avaringumo dažnis kinta priklausomai nuo skirtingų vamzdyno eksploatavimo sąlygų, tokių kaip: esamo dirvožemio ir paviršiaus dangos rūšies, projektavimo ypatybių ar vamzdyno amžius. Dujotiekis turi būti padalytas į atkarpas, nepriklausomai nuo to, kada tos sąlygos žymiai pakis. Priimant pastovų avaringumo dažnį, individuali rizika gali būti įvertinta pagal šią formulę:

$$IR = \sum_i \varphi_i \int_{L_i}^{L_{\pm}} P_i dL. \quad (1.8)$$

Mirtingumo tikimybės integravimas priklauso nuo darbinio slėgio, vamzdžio skersmens, atstumo nuo specifinės vietos iki dujotiekio ir vamzdyno nuotolio nuo dujų aprūpinimo ar spaudimo reguliavimo stoties iki avarijos vietos. Apibrėžkime mirtingumo atstumą kaip integruojamą vertę formulėje (1.8), lygybė gali būti išreikšta taip:

$$IR = \sum_i L_{FL,i} \varphi_i, \quad (1.9)$$

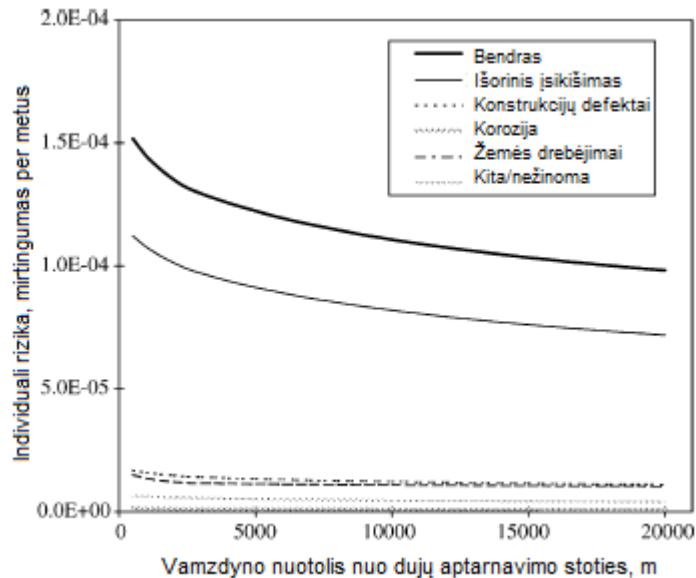
čia  $L_{FL,i}$  mirtingumo atstumas, susietas su įvykio scenarijumi  $i$ . Mirtingumo atstumas reiškia vamzdyno ilgį, kuriame nelaimingas įvykis baigiasi mirtimi specifinėje vietoje.

1.2 lentelė

Avarijos dažniai pagal priežastis ir angos dydžius

Avarijos priežastis	Avarijos dažnis, 1/metai km	Bendras procentinis avaringumo įvertis, %	Procentinis angų pasiskirstymas, %		
			Mažos	Vidutinės	Didelės
Išorinis įsikišimas	$3,0 \cdot 10^{-4}$	51	25	56	19
Konstrukcijos defektai	$1,1 \cdot 10^{-4}$	19	69	25	6
Korozija	$8,1 \cdot 10^{-5}$	14	97	3	<1
Žemės drebėjimai	$3,6 \cdot 10^{-5}$	6	29	31	40
Kita/nežinoma	$5,4 \cdot 10^{-5}$	10	74	25	<1
Bebdras avaringumo įvertis	$5,75 \cdot 10^{-4}$	100	48	39	13

Paprastai, rizikos analizėje vamzdyno avaringumo dažnis yra įvertinamas tiesiog iš kai kurių kintamųjų pagal istorinius duomenis. Vakarų Europos pakrantėje gamtinių dujų vamzdynų avaringumo dažnį skelbia Europos dujotiekio incidento duomenų grupė (European Gas Pipeline Incident Data Group). Tai pagrįsta 1,5 milijonų dujotiekių kilometrų per metus patirtimi aštuoniose Vakarų Europos šalyse. Kaip pateikta lentelėje (žr. 1.2 lentelę), pašalinių asmenų išorinis įsikišimas yra pagrindinė avarių priežastis siejanti vidutines ar dideles trūkių angas.



1.3 pav. Individualios rizikos kitimas pagal vamzdyno nuotolį

Paveiksle (žr. 1.3 pav.) pateiktas grafikas apibūdina individualios rizikos kitimą pagal įvairias avarių priežastis. Šis rizikos vertinimas buvo atliktas remiantis pateiktais metodais mokslinėje publikacijoje (15).

## 1.2.2. SOCIALINĖ RIZIKA

Pavojingiems vamzdynams, kurie turi potencialą sukelti daugybės mirtis, socialinė rizika paprastai laikoma svarbesne negu individuali rizika. Socialinė rizika yra apibrėžta socialiniu požiūriu. Tai išreiškiama sukauptu dažniu ir tikėtiniu mirčių skaičiumi, įvykus avarijai. Tikėtinas mirčių skaičius nuo hipotetinio nelaimingo įvykio gali būti apskaičiuotas integruojant sandaugą, susidedančią iš mirtingumo ir populiacijos tankio pavojingoje zonoje.

$$N_i = \int_{A_i} \rho_P P_i dA_i, \quad (1.10)$$

čia  $A_i$  yra plotas, susietas su pavojinga sritimi, susieto su incidento scenarijumi  $i$ , o  $\rho_P$  yra populiacijos tankis.

Kad apsvarstytume atskirus pavojaus šaltinius, vamzdynas turi būti padalytas į mažas atkarpas. Jos turi būti gana trumpos, kad netūrėtų įtakos apskaičiuotiems rezultatams. Visiems avarijos scenarijams, sukauptas dažnis su  $N$  ar daugiau mirčių yra nustatomas sumuojant kitų dviejų verčių

sandaugas, t.y.: nelaimingo įvykio scenarijaus avaringumo įverčio ir trumpo atstumo atkarpos, kurioje avarija sukėlė  $N$  ar daugiau mirčių.

$$F = \sum_i \int_0^L \varphi_i u(N_i \geq N) dL \quad (1.11)$$

čia  $u(N_i \geq N)$  yra vienetinė funkcija, ji lygi vienetui, jei argumentas yra teisingas, arba nuliui, jei argumentas neteisingas.

### 1.3. DUJOTIEKIO AVARIJOS PADARINIAI

Įvykusių gamtinių dujotiekių avarių tyrimai rodo, kad avarių pasekmes apsprendžia tai ar dėl avarijos įvyko sproginimas ar susidarė srautinė ugnis. Didelio sproginimo ar ugnies tikimybė yra labai maža dėl natūraliai kylančių dujų, kas apskritai trukdo dujų debesies susidarymui dujotiekių lygyje. Didžiulis metano dujų debesies sproginimas su liepsna sukelia viršslėgį atsirandantį dujų ir oro susimaišymo metu. Jei dujotiekis trūksta šalia pastato, pasklidusios dujos gali pakliūti į tą pastatą ir ten susikaupusios taip pat sukelti sproginimą su liepsna.

Dominuojantys gamtinių dujotiekių avarių pavojai yra sproginimas ir šiluminė srautinės ugnies spinduliuotė. Kadangi abu įvykiai gali įvykti tuo pačiu metu, tai tikimybė mirti turi būti vertinama, atsižvelgiant į abiejų įvykių atsiradimo galimybę. Analizuojant dujų srauto sklidimą, srautinę ugnį ir šiluminę spinduliuotę, galiausiai gali būti įvertintas srautinės ugnies poveikis ir pavojingas atstumas nuo sproginimo centro. Pavojingas atstumas dėl sproginimo yra mažesnis, nei dėl srautinės ugnies (16). Todėl vertinimas tikimybės mirti dėl srautinės ugnies pasekmių turi apimti ir tai, kas seka dėl sproginimo. Tikimybė mirti dėl dujotiekių avarijos specifinėje vietoje gali būti įvertinta nagrinėjant šiluminės liepsnos spinduliuotės pasekmes.

#### 1.3.1. ŠILUMINIS LIEPSNOS INTENSYVUMO EFEKTAS

Tikimybė mirti įvykus dujotiekių avarijai gali būti apibrėžta tokia funkcija (8, 33):

$$P = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\text{Pr}-5} e^{-s^2/2} ds \quad (1.12)$$

Šios funkcijos argumentas yra tikimybė  $\text{Pr}$ , charakterizuojanti žalos kiekio efekto santykį tarp kiekio konkrečios žalos, tokios kaip slėgis, karštis ar nuodingumas ir žalos kategorijos, tokios kaip mirtis ar sužalojimai.

$$\text{Pr} = a + b \ln \left( \frac{I^{4/3}}{10^4} \right) \quad (1.13)$$

čia  $a$  ir  $b$  yra empirinės konstantos, kurios atspindi nagrinėjamos žalos pavojingumo ypatybes ir žalos gavėjų jautrumą atskiroms žalos kategorijoms.

Asmens mirtingumo tikimybė priklausomai nuo liepsnos intensyvumo gali būti išreiškiama tokia lygybe (8):

$$\text{Pr} = -14,9 + 2,56 \ln \left( \frac{tI^{4/3}}{10^4} \right) \quad (1.14)$$

Liepsna gali būti modeliuojama, kaip eilė taškinių šilumos šaltinių, išsidėsčiusių išilgai liepsnos krypties. Padarius prielaidą, kad kiekvienas taškinis šaltinis išspinduliuoja vienodą visos liepsnos spinduliuotės  $I$  dalį  $I_i$ , ją galima išreikšti formule (31):

$$I_i = \frac{\eta X_g Q_{eff} H_c}{4n_p \pi x_i^2} \quad (1.15)$$

čia  $H_c$  – degant išsiskirianti šiluma (konstanta priklausanti nuo degančio kuro), J/kg;

$\eta$  – išspinduliuojama degimo metu išsiskyrusios šilumos dalis;

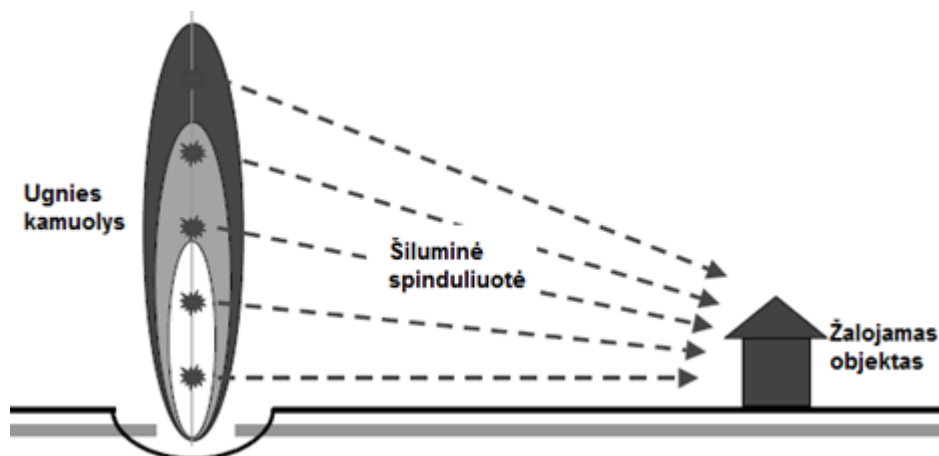
$X_g$  – atmosferinio pralaidumo konstanta (ja įvertinama kokia dalis spinduliuotės liks nesugerta sklisdama oru);

$n_p$  – taškinių šaltinių skaičius;

$Q_{eff}$  – efektinis dujų srautas, kg/s;

$x_i$  – radialinis atstumas nuo taškinio šaltinio iki taško, kuriam vertinamas srauto dydis, m.

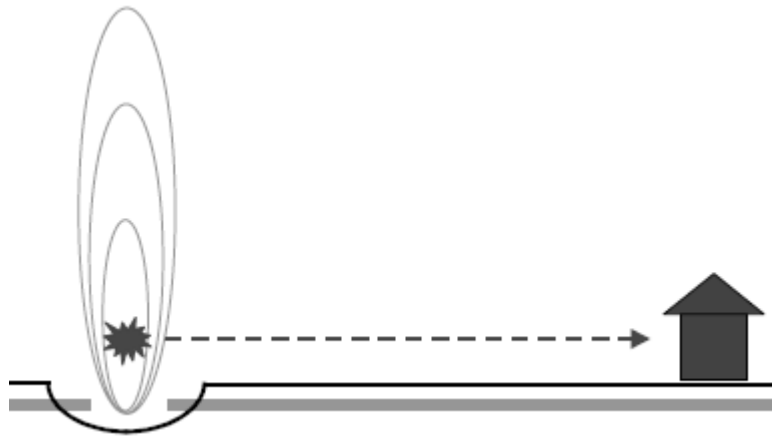
Pilnas visos liepsnos šilumos srautas pasirinktame taške gaunamas susumavus iš visų taškinių šaltinių sklindančią spinduliuotę.



**1.4 pav. Konceptualus ugnies pavojaus modelis**

Uždavinio supaprastinimui galima padaryti konservatyvią prielaidą (žemės lygyje esančių taškų atžvilgiu), kad visi taškiniai šaltiniai yra viename taške esančiame žemės lygyje.





**1.5 pav. Supaprastintas ugnies pavojaus modelis**

Tada atstumu  $r$  nuo liepsnos centro esantį tašką pasieks spinduliuotės srautas

$$I = \frac{\eta X_g Q_{\text{eff}} H_c}{4\pi r^2} \quad (1.16)$$

Kadangi šiuo atveju srauto intensyvumas priklausys tik nuo atstumo iki vamzdžio trūkio taško, liepsnos šiluminės spinduliuotės pavojaus zonos bus koncentriniai apskritimai, kurių centras – vamzdžio trūkio taškas.

### 1.3.2. DUJŲ IŠTEKĖJIMO ĮVERTIS

Pradinis dujų srautas iš vieno vamzdžio galo gali būti įvertintas naudojantis Crane šaltinyje (9) pateikta dujų ištekėjimo lygtimi:

$$Q = \frac{\pi C_d d^2 p}{4} \sqrt{\frac{m \left( \frac{2}{\gamma + 1} \right)^{\frac{\gamma+1}{\gamma-1}}}{RT}} \quad (1.17)$$

čia  $C_d$  – ištekėjimo koeficientas;

$d$  – efektinis angos skersmuo, giljotininio trūkio atveju vamzdžio skersmuo, m;

$p$  – slėgių skirtumas, Pa;

$\gamma$  – dujų savitųjų šilumų santykis metanui;

$T$  – dujų temperatūra, K;

$R$  – universalioji dujų konstanta, 8,31 J/(K mol) ir  $m$  – molinė dujų masė, metanui 16,042 g/mol.

Kadangi pats srautas kis laike, vadinasi liepsnos dydis ir intensyvumas irgi kis laike, ir maksimalus šiluminio spinduliavimo intensyvumas priklausys nuo to, kokiam laiko tarpui praėjus po vamzdžio trūkio dujos užsidegs. Šiame modelyje norint aproksimuoti tokius procesus, dujų ištekėjimas aprašomas laike nekintančiu „efektniu“ dujų ištekėjimo srautu, kuris yra apibrėžiamas kaip dalis maksimalaus (pradinio) srauto.

Giljotininio vamzdžio trūkio atveju toks efektingas dujų srautas būtų:

$$Q_{eff} = 2\lambda Q \quad (1.18)$$

čia  $\lambda$  yra srauto sumažėjimo koeficientas, o konstanta 2 reikalinga, nes dujos išteka iš abiejų vamzdžio galų ties trūkiu.

Srauto sumažėjimo koeficientas priklausys nuo vamzdžio skersmens, slėgio jame trūkio metu, dujų užsidegimo laiko ir nuo laiko periodo, reikalingo sukelti praradimams ar sužaloti žmones. Kadangi net ir betarpiško užsidegimo atveju reikia kelių sekundžių susidaryti taip apibrėžtai spinduliuotei ir kadangi mirtiną šiluminės spinduliuotės dozę galima gauti greičiau nei per minutę, koeficiento vertė tarp 0,2 ir 0,5 pakankamai reprezentatyviai atspindi tipiško dujotiekio dujų ištekėjimo srautą (30).

#### 1.4. NEAPIBRĖŽTUMO ANALIZĖS METODIKA

Kadangi, įvertinant modelį, dažniausiai susiduriama su galimu begaliniu scenarijų skaičiumi, modelio rizikai įvertinti pasitelkiamas imitacinis modeliavimas. Neapibrėžtumas nusakomas veiksniais, kuriems egzistuojant rezultatai yra sunkiai nusakomi, o šių veiksnių galimos įtakos laipsnis nežinomas. Šio metodo pagrindą sudaro tikimybinis įvairių aplinkybių atsiradimo įvertinimas.

Paprastai matematiniai modeliai yra aprašomi diferencialinių lygčių sistemomis su įvairiomis kraštinėmis sąlygomis. Realių sudėtingų fizikinių procesų atveju tokių lygčių sistemų sprendinius galima gauti tik skaitiniais metodais. Tam tikslui yra kuriami specialūs programų paketai, leidžiantys analizuoti fizikinius procesus konkrečių sąlygų ar konkrečios vartotojo analizuojamos techninės sistemos atveju. Tačiau matematinių modelių ir kompiuterinių paketų taikymas iškelia ir naujų problemų bei uždavinių. Vienas tokių uždavinių yra efektyvus modelio rezultatų neapibrėžtumo įvertinimas bei parametrų jautrumo analizė (18).

Neapibrėžtumas yra būdingas visiems pavojų ir rizikos vertinimams, kuriuose matematiniai modeliai naudojami apibūdinant netiesiogiai stebėtą informaciją. Šis uždavinys kyla todėl, kad sudaromi modeliai nepilnai atspindi realybę, neįmanoma visiškai tiksliai nustatyti pradinių modelio parametrų reikšmių ir realiose situacijose jos gali būti skirtingos, nei naudojamos modelyje. Net jei parametras turi pakankamai tiksliai nustatytas reikšmes, žinių trūkumas apie reikšmes sąlygoja įvertintos reikšmės išsibarstimą. Neapibrėžtumas gali būti sumažintas, sužinojus daugiau apie to parametro reikšmes (13).

Bendrai paėmus, matematinį modelį galima aprašyti kaip funkciją:

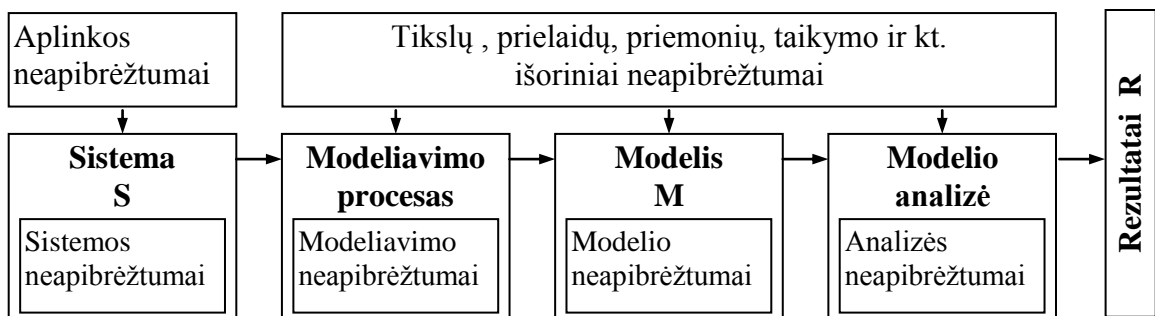
$$y = F(x_1, x_2, \dots, x_N) \quad (1.19)$$

čia  $x_1, x_2, \dots, x_N$  – modelio parametrai,  $N$  – parametrų kiekis,  $y$  – modelio rezultatas,  $F(\cdot)$  – funkcija siejanti modelio parametrus ir rezultatus. Modelio rezultato neapibrėžtumo problema kyla dėl to, kad

modelio parametrai  $x_1, x_2, \dots, x_N$  nėra tiksliai žinomi arba gali keistis realios aplinkos sąlygomis. Modelio funkcija  $F(\cdot)$ , siejanti modelio parametrus su rezultatu  $y$ , bendruoju atveju yra sudėtinga ir dažnai netiesinė funkcija, kurios analitinė išraiška retai žinoma. Nagrinėjant sudėtingus modelius, kai naudojami specializuoti programų paketai, funkciją  $F(\cdot)$  galime laikyti programų paketo skaičiavimus aprašančia funkcija (18).

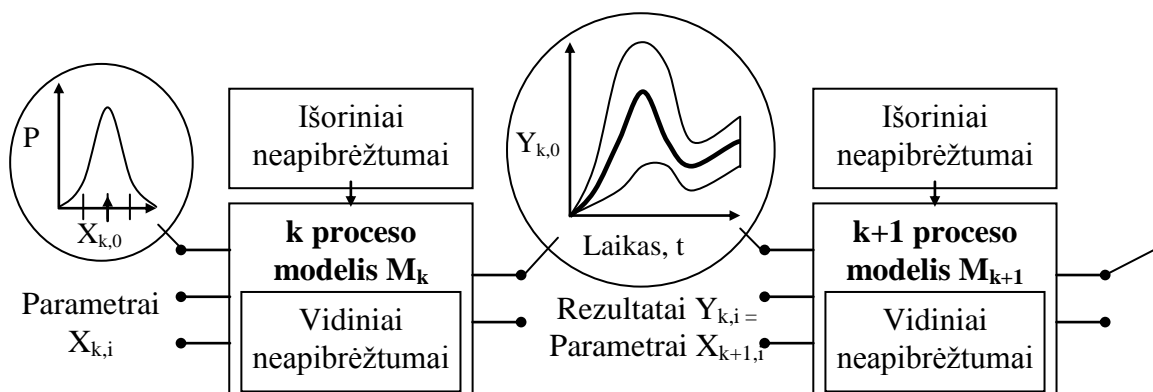
Siekiant atlikti neapibrėžtumų analizę reikalingas neapibrėžtumų šaltinių identifikavimas ir jų apibūdinimas. Šiam tikslui palengvinti siūloma atsižvelgti į neapibrėžtumų klasifikavimą pagal jų atsiradimo priežastis ir potencialias pasekmes. Neapibrėžtumų kilmė gali būti siejama su sistemos modelio parametru matavimo paklaidomis bei informacijos trūkumu arba natūraliu, bet nevaldomu parametru kitimu.

Nagrinėjant sistemos modelio analizės rezultatų neapibrėžtumus siūloma atsižvelgti į visą rezultatų atsiradimą sąlygojančią seką (žr. 1.6 pav.), kurią sudaro sistema, modeliavimo procesas, modelis ir modelio analizė.



1.6 pav. Sistemos modelio rezultatų neapibrėžtumus įtakojanti seka

Atsižvelgus į neapibrėžtumų valdymo galimybes, išskiriami išoriniai ir vidiniai neapibrėžtumų šaltiniai bei atitinkami modelio parametrai. Kuo mažesnės neapibrėžtumų šaltinių (kraštinių sąlygų, parametru ir kt.) valdymo galimybės, tuo labiau jie laikomi išoriniais. Potencialios neapibrėžtumų pasekmės siejamos su rezultatų jautrumo analize bei rezultatams ir modelio parametrams taikomais priimtumo kriterijais.



1.7 pav. Sistemos procesų parametru tikimybiu pasiskirstymu įvertinimas

Sistemos ir jos aplinkos parametrų bei su modeliu susijusių vidinių parametrų neapibrėžtumo įtaka rezultatui gali būti įvertinta kiekybiškai. Siūlomas įvertinimo būdas yra pagrįstas sistemos modelio parametrų (kraštinių sąlygų ir kt.) vertinimu, naudojant subjektyvius tikimybinis skirstinius, bei šių skirstinių taikymu modeliuojant (žr. 1.7 pav.) ir modeliavimo rezultatų reikšmių statistiniu apdorojimu.

Naudojant Monte Karlo tipo metodus gali būti gaunama modelio rezultatų pasiskirstymo funkcija, kuri įgalina įvertinti vidurkį, medianą, kvantilius ir kt. įverčius bei pasikliautinumo intervalus. Tuo pačiu metu gauti parametrų ir rezultatų koreliacijos bei regresijos koeficientai įgalina atlikti modelio rezultatų jautrumo analizę (1).

### 1.4.1. MONTE KARLO METODO TAIKYMAS

Bendra neapibrėžtumo analizės metodika jau aptarta šiame darbe. Modelio parametrus  $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)$  galima interpretuoti kaip bendrai nepriklausomus atsitiktinius kintamuosius su didėjančia pasiskirstymo funkcija (angl. sutr. CDF – cumulative distribution function)  $F_i(x_i)$  ir tikimybine tankio funkcija (angl. sutr. PDF – probability density function)  $f_i(x_i)$   $i = \overline{(1, n)}$ . Sistemos modelis  $g(x)$  atvaizduoja modelio parametrus  $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)$  į rezultatus  $y = g(x)$ .

Siekiant sudaryti rezultatų  $y$  tikimybinę tankio funkciją gali būti naudojami analitiniai metodai. Tačiau šie metodai yra sudėtingi ar net nepanaudojami, jei nagrinėjama sudėtingos sistemos elgsena. Tuo tarpu, imitaciniai metodai gali būti naudojami, net ir tada, kai analitiniai metodai nėra panaudojami praktikoje.

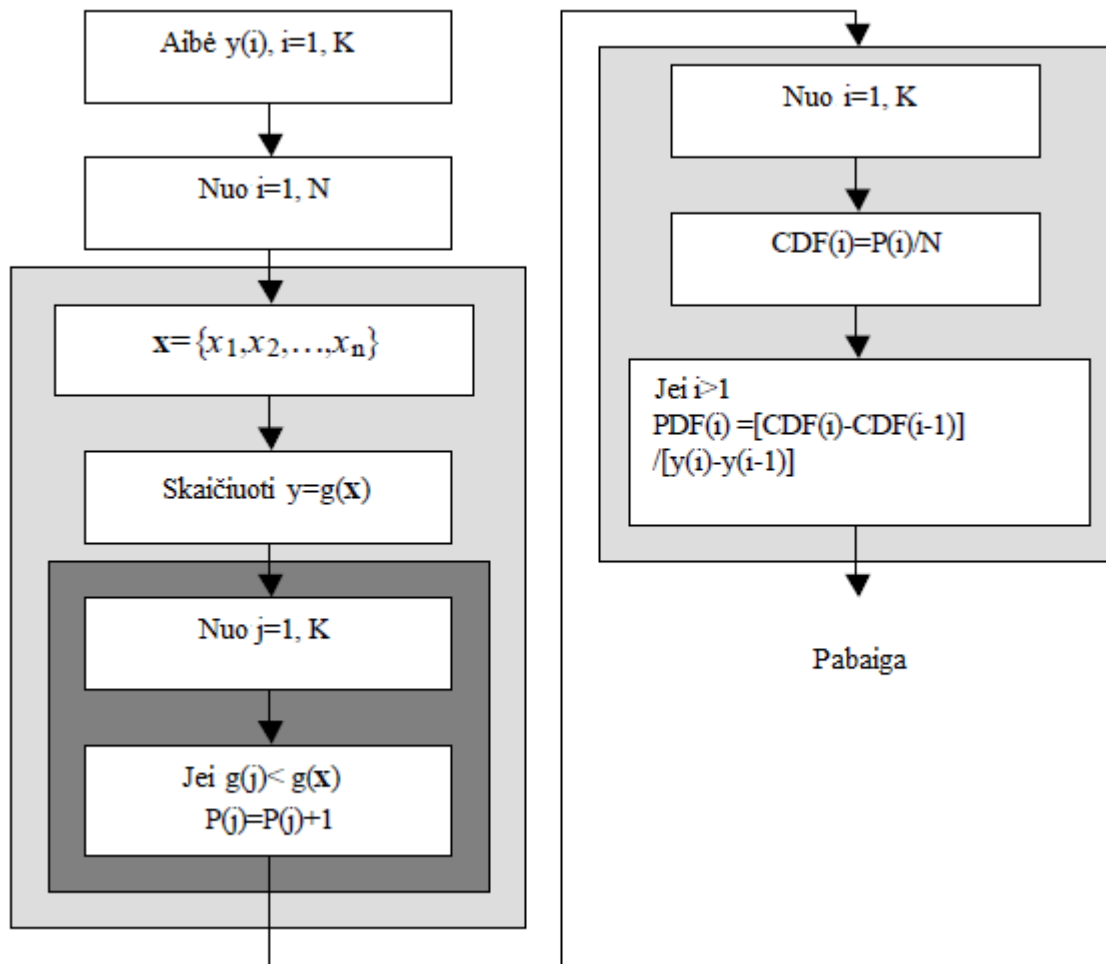
Monte Karlo metodas – tai skaičiavimo algoritmas, pagrįstas statistiniu modeliavimu ir gautų rezultatų apdorojimu statistiniais metodais. Pasiskirstymo funkcija CDF priklausanti nuo  $y_i$   $i = \overline{(1, K)}$  yra apibūžta tokiu būdu:

$$F_y(y_i) = P\{y < y_i\} = P\{g(x) < y_i\}. \quad (1.20)$$

Monte Karlo metodo realizavimas yra pavaizduotas paveiksle (žr. 1.8 pav.). Taikant šį metodą, duomenys, parametrai ar kintamieji  $x$  yra generuojami atsižvelgiant į jų tikimybinę pasiskirstymo funkcijas  $F_i(x_i)$   $i = \overline{(1, n)}$  ar jų tikimybinėmis funkcijomis  $f_i(x_i)$ . Modelio rezultatas  $y$  yra įvertinamas kiekvienam sugeneruotam  $x$  aibės atveju. Pasiskirstymo funkcija CDF priklausanti nuo  $y_i$   $i = \overline{(1, K)}$  įvertinama  $y$  aibės narių mažesnių už  $y_i$  dažniu:

$$F_y(y_i) = \frac{\text{Narių sk., kai } y < y_i}{N}, \quad (1.21)$$

čia  $N$  – visų imitacinių modeliavimų skaičius.



**1.8 pav. Monte Karlo metodo realizavimo schema**

y tikimybinė tankio funkcija priklausanti nuo  $y_i$  gali būti įvertinta išdiferencijavus pasiskirstymo funkciją, kuomet taikoma tokia aproksimacija:

$$f_y(y_i) = \frac{F_y(y_i) - F_y(y_{i-1})}{y_i - y_{i-1}}. \quad (1.22)$$

Monte Karlo metodo taikymas yra tinkamas bet kokiems duomenų pasiskirstymo tipams ir bet kokiam sugeneruotam  $x$  aibės atvejui. Dažnai šio metodo pagrindu gaunami ir priimami sprendimai yra su gana dideliu tikslumu. Palyginus su kitais skaitiniais metodais, šis metodas turi išskirtinę ypatybę: jo tikslumas priklauso nuo imitacinių modeliavimų skaičiaus, bet nepriklauso nuo atsitiktinių įvesties duomenų, parametrų ar kintamųjų mastelio, t.y. nagrinėjamų reikšmių dydžio (37).

#### **1.4.2. TOLERANCIJOS INTERVALAS IR VILKSO FORMULĖ**

Įvertinant galimą modeliavimo rezultatų neapibrėžtumą, paprastai yra apskaičiuojamas statistinės tolerancijos intervalas  $(\alpha, \beta)$  ar vienusė tolerancijos riba (13). Čia  $\beta$  yra pasiklovimo lygmuo, kad modelio rezultato reikšmės su tikimybe  $\alpha$  pateks į atitinkamą intervalą ar neviršys ribos (jei nagrinėjamas vienusis apribojimas). Pagal klasikinę statistikos metodiką, pasikliautinumo intervalų

konstravimas įvertina galimą įtaką to, kad yra atliekamas tik ribotas skaičius eksperimentų. Pavyzdžiui, pagal Vilkso formulę, 93 eksperimentų pakanka norint gauti (0,95; 0,95) statistinės tolerancijos intervalą (žr. 1.3 lent.). Bendruoju atveju, būtinas eksperimentų skaičius  $n_1$ , norint gauti tolerancijos ribą, ir eksperimentų skaičius  $n_2$ , norint gauti tolerancijos intervalą, gali būti išreikšti taip:

$$n_1 \geq \frac{\ln(1-\beta)}{\ln(\alpha)} \quad (1.23)$$

$$n_2 \geq \frac{\ln(1-\beta) - \ln\left(\frac{n_2}{\alpha} + 1 - n_2\right)}{\ln(\alpha)} \quad (1.24)$$

Matome, kad mažiausias eksperimentų skaičius nepriklauso nuo neapibrėžtų parametrų ir priklauso tik nuo anksčiau pateiktų dydžių  $\alpha$  ir  $\beta$  (1).

1.3 lentelė

**Minimalus modelio skaičiavimų kiekis**

$(\alpha, \beta)$ – tolerancijos intervalui				$(\alpha, \beta)$ – tolerancijos ribai			
$\beta \backslash \alpha$	0,90	0,95	0,99	$\beta \backslash \alpha$	0,90	0,95	0,99
0,90	38	77	388	0,90	22	45	230
0,95	46	93	473	0,95	29	59	299
0,99	64	130	662	0,99	44	130	459

Jei reikia vertinti ne visą intervalą, o tik viršutinę arba apatinę ribą, tai naudojama  $(\alpha, \beta)$ -tolerancijos riba: čia  $\alpha$  –  $\alpha$ -ribos parametras, o  $\beta$  – pasiklivimo lygmuo. Vertinant viršutinę tolerancijos ribą, surandama maksimali apskaičiuota modelio rezultato reikšmė, o vertinant apatinę tolerancijos ribą – minimali apskaičiuota modelio rezultato reikšmė. Reikiamas skaičiavimų skaičius vienos ribos atveju yra vienodas (žr. 1.3 lent.), nepaisant to, ar skaičiuojama viršutinė, ar apatinė tolerancijos ribos. Tolerancijos ribos interpretacija yra analogiška tolerancijos intervalo interpretacijai, tik intervalas tarp skirstinio kvantilių keičiamas vienu kvantiliu, t. y. su ne mažesne tikimybe nei  $\beta$ , modelio rezultatas iš ne mažiau kaip 100%  $\alpha$  visų skaičiavimų bus ne mažesnis (/ne didesnis), nei apskaičiuota apatinė (/viršutinė)  $(\alpha, \beta)$  – tolerancijos riba. Vilkso metodas numato, kad  $(\alpha, \beta)$ -tolerancijos intervalui apskaičiuoti reikalingas minimalus modelio skaičiavimų skaičius  $n$  turi tenkinti (1.25) nelygybę,  $(\alpha, \beta)$ -tolerancijos ribos atveju – (1.26) nelygybę:

$$1 - \alpha^n - n(1 - \alpha)\alpha^{n-1} \geq \beta \quad (1.25)$$

$$1 - \alpha^n \geq \beta \quad (1.26)$$

Praktiniuose skaičiavimuose dažniausiai taikomas (0,95; 0,95) - tolerancijos intervalas yra priimtinas kompromisas tarp tikslumo ir reikalingų modeliavimų skaičiaus.

## 1.5. JAUTRUMO ANALIZĖS METODIKA

Modelio parametrų jautrumo analizę tikslinga atlikti, kad ištirtume labiausiai modelio rezultato neapibrėžtumą sąlygojančius veiksniai. Tipiškas jautrumo analizės rezultatas yra svarbiausių modelio parametrų sąrašas, parametrų svarbą vertinant kiekybiniais dydžiais. Kadangi žinomas ne vienas jautrumo analizės statistinis metodas, dažnai naudinga ne tik teisingai pasirinkti konkretų metodą, bet ir palyginti gautus rezultatus su kitais metodais gautais rezultatais (18).

Jautrumo analizė gali teikti dvejopą informaciją:

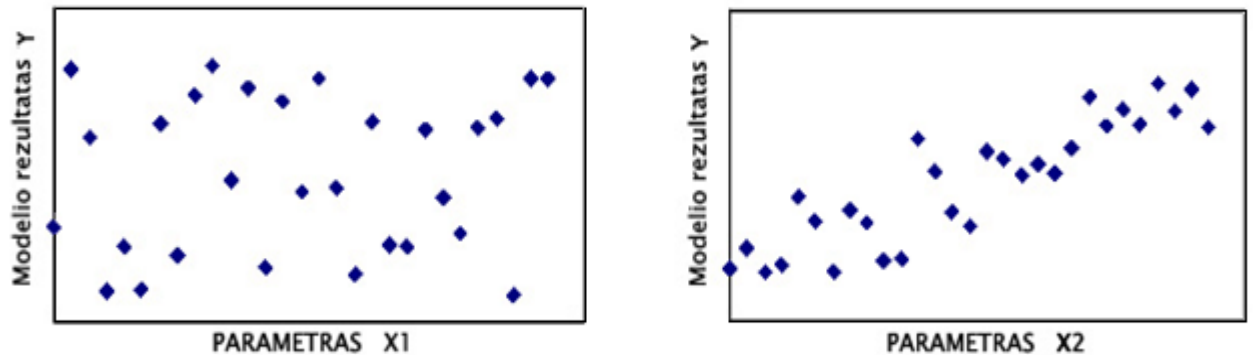
- tai rezultatai, kurie padeda tyrėjui tobulinti modelių struktūrą ir parinkti modelių parametrus;
- taikant modelių rezultatus praktikoje – surandami išorės kintamieji ar sistemos parametrai, kurių mažiausi pokyčiai leistų pasiekti geriausių rezultatų (13).

Vienas pagrindinių jautrumo analizės tikslų yra modelio rezultatų kitimo įvertinimas, kai keičiami modelio parametrai. Toks vertinimas yra svarbus siekiant:

- įvertinti modelio taikymo galimybes;
- nustatyti tuos parametrus, kurie yra reikšmingiausi norint gauti kuo tikslesnius modelio rezultatus;
- suprasti pagrindines modeliuojamos sistemos funkcionavimo priklausomybes.

Pagal jautrumo analizės rezultatus galime nustatyti, kurių modelio parametrų tikslesnis įvertinimas leistų ženkliai sumažinti modelio rezultato neapibrėžtumus ir kurių parametrų tolesnis tikslinimas nėra prasmingas dėl jų mažos įtakos rezultatui. Kadangi parametrų įvertinimas dažnai susijęs su turimomis žiniomis apie tam tikrus fizikinius dydžius ar reiškinius, parametrai tiksliau įvertinti gali tekti atlikti papildomus eksperimentinius tyrimus. Todėl jautrumo analizė gali padėti numatyti prioritetinius eksperimentinius tyrimus ir objektyviai spręsti optimalaus lėšų paskirstymo brangiems tyrimams klausimą (1).

Vienas paprasčiausių jautrumo analizės metodų yra sklaidos grafikų analizė. Paprastai rekomenduojama atlikti tokią grafinę analizę jautrumo analizės pradiniam etape, kuris leistų nesunkiai pastebėti esamus tiesioginius sąryšius tarp modelio parametrų ir rezultato. Sklaidos grafikams gauti naudojama ta pati parametrų ir modelio rezultatų imtis, kaip ir neapibrėžtumo analizei atlikti. Sklaidos grafiko pavyzdžiai pateikti paveiksluose (žr. 1.9 pav.). Pavyzdžiuose matyti, kad parametro  $X_1$  reikšmės nėra tiesiškai susijusios su modelio rezultato  $Y$  reikšmėmis, tačiau parametro  $X_2$  atveju tokia priklausomybė egzistuoja. Kuo parametro  $X_2$  reikšmės yra mažesnės, tuo mažesnės ir modelio rezultato reikšmės, o kuo parametro  $X_2$  reikšmės didesnės – tuo ir didesnės rezultato reikšmės. Toliau pateiksime metodus, leidžiančius kiekybiškai įvertinti šią priklausomybę.



1.9 pav. Sklaidos grafiko pavyzdžiai

Jautrumo analizėje yra naudojamos tokios jautrumo priemonės, kaip standartiniai regresijos koeficientai bei koreliacijos koeficientai (10), kurie leidžia klasifikuoti parametų neapibrėžtumo įtaką rezultatui. Jeigu priklausomybė tarp neapibrėžtų parametų yra nepastebima, tai standartinės daugiamatės tiesinės regresijos visiems neapibrėžtiems parametrams koeficiento kvadratas turi tą pačią reikšmę kaip ir koreliacijos koeficiento kvadratas.

Standartinių regresijos ir dalinės koreliacijos koeficientų rezultatai yra paremti modelio tiesiškumo hipoteze. Norint patvirtinti šią hipotezę, yra svarbu apskaičiuoti vadinamąjį tiesinio regresijos modelio determinacijos koeficientą  $R^2$ , kuris parodo, kaip tiksliai tiesinės regresijos modelis nusako tikrojo rezultato  $Y$  reikšmes:

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^N \left( \hat{y}_i - \bar{y} \right)^2}{\sum_{i=1}^p \left( y_i - \bar{y} \right)^2} \quad (1.27)$$

čia  $\hat{y}_i$  – rezultato reikšmės  $y_i$  įvertis iš regresijos modelio.

Kuo  $R^2$  yra arčiau 1, tuo minėtų jautrumo įverčių tikslumas yra didesnis. Kitaip tariant, jei, pavyzdžiui,  $R^2 < 0,5$ , tai tokie jautrumo įverčiai, kaip koreliacijos koeficientas ar standartinis regresijos koeficientas, paaiškina santykinai mažą rezultato  $Y$  reikšmių imties dalį ir išvados apie rezultato jautrumą parametrams gali būti nekorektiškos.

Vienas paprasčiausių apskaičiuojamų parametų jautrumo indeksų yra koreliacijos koeficientas. Praktikoje skaičiuojami tiek Pirsono koreliacijos koeficientas, tiek ir ranginis Spirmeno koreliacijos koeficientas (10). Parametro  $x_i$  koreliacijos koeficientas nusako tiesinę priklausomybę tarp parametro ir modelio rezultato. Kuo absoliutiniu dydžiu koreliacijos reikšmė arčiau vieneto, tuo parametro  $x_i$  įtaka modelio rezultatui didesnė. Tokiu būdu galima reitinguoti modelio parametrus pagal jų įtaką modelio rezultatui.



$$R_i = \frac{1/n \sum_j (x_{i,j} - Ex_i)(y_j - Ey)}{\sqrt{\left( n \sum_j x_{i,j}^2 - \left( \sum_j x_{i,j} \right)^2 \right) \left( n \sum_j y_j^2 - \left( \sum_j y_j \right)^2 \right)}}, \quad (1.28)$$

čia  $x_{i,j}$  žymi  $i$ -ąją sistemos parametro reikšmę atliekant  $j$ -ąją modeliavimą;  $Ex_i$  -  $x_i$  parametro vidurkis;  $Ey$  - modelio vidurkis;  $i = 1, 2, \dots, k$ ;  $j = 1, 2, \dots, n$ ;  $k$  - parametų kiekis,  $n$  - imties tūris.

Dalinė koreliacija atskleidžia rezultato  $y$  priklausomybę nuo vieno kintamojo, kai eliminuojama likusių kintamųjų įtaka. Jis yra apibūdinamas kaip koreliacijos koeficientas tarp  $y - \hat{y}$  ir  $x_i - \hat{x}_i$ ,  $i = 1, 2, \dots, k$ , čia  $\hat{y}$  ir  $\hat{x}_i$  išreiškiami regresijos lygtimis:  $\hat{y} = b_0 + \sum_{j \neq i} b_j x_j$  ir  $\hat{x}_i = c_0 + \sum_{j \neq i} c_j x_j$

Vienas populiariausių imties metodų jautrumo analizėje yra standartizuota tiesinė regresija. Šiuo atveju matematinis modelis (1.29) išreiškiamas daugialype tiesine parametų funkcija:

$$y = F(x_1, x_2, \dots, x_N) = a + b_1 \cdot x_1 + \dots + b_N \cdot x_N \quad (1.29)$$

Daugialypės regresijos koeficientai  $b_i$  apskaičiuojami mažiausių kvadratų metodu, tačiau jie negali būti jautrumo indeksais, kadangi dėl skirtingų parametų matavimo vienetų parametų išsibarstymo ribos gali būti labai įvairios. Parametų jautrumą galima palyginti tik tada, kai yra lyginami vienodai galintys kisti dydžiai, todėl atliekamas parametų ir rezultatų sunormavimas:

$$\begin{aligned} \hat{x}_{i,k} &= \frac{x_{i,k} - Ex_i}{\sigma x_i}, \quad i = 1, 2, \dots, N; k = 1, 2, \dots, M \\ \hat{y}_k &= \frac{y_k - Ey}{\sigma y} \end{aligned} \quad (1.30)$$

Čia  $Ex_i$  -  $x_i$  parametro vidurkis;

$Ey$  - modelio rezultato vidurkis;

$\sigma x_i$  -  $x_i$  parametro standartinis nuokrypis;

$\sigma y$  - modelio rezultato standartinis nuokrypis;

$M$  - parametų atsitiktinės imties dydis;

$N$  - parametų skaičius.

Tuomet regresijos koeficientai  $\beta_i$  standartizuotiems dydžiams vadinami standartizuotais regresijos koeficientais (SRK) ir yra dažnai naudojami parametų jautrumo indeksai:

$$\hat{y} = \alpha + \beta_1 \cdot \hat{x}_1 + \dots + \beta_N \cdot \hat{x}_N \quad (1.31)$$

Viena iš svarbiausių prielaidų, kuomet SRK turi jautrumo indekso prasmę, yra prielaida, kad tiesinio modelio (1.29), (1.31) determinacijos koeficientas  $R^2$  artimas vienetui. Jautrumo analizėje determinacijos koeficiento reikšmė nurodo tą tiesinio modelio rezultato neapibrėžtumo dalį, kurią

galima paaiškinti modelio parametrų neapibrėžtumu. Likusi nepaaiškinama modelio rezultato neapibrėžtumo dalis susijusi su modelio parametrų tarpusavio sąveikos įtaka rezultatui ir ji gali būti analizuojama dispersijos išskaidymo metodais (18). Praktikoje dažnai reikalaujama, kad tiesinio modelio determinacijos koeficientas būtų ne mažesnis, nei 0,6, t.y. parametrų neapibrėžtumai paaiškintų ne mažiau, nei 60% modelio rezultato neapibrėžtumo. Jei  $R^2$  yra mažesnis, tuomet SRK pateikiamas parametrų jautrumo reitingavimas gali būti klaidingas. Esant mažam  $R^2$ , koreliacijos koeficientai taip pat negali būti parametrų jautrumo indeksais.

## 1.6. DISPERSIJOS IŠSKAIDYMO METODIKA

Dispersija pagrįsti metodai yra tikimybinių metodų klasė, kurie kiekybiškai įvertina duomenų ir rezultatų neapibrėžtumą kaip tikimybinius pasiskirstymus, ir išskaido rezultato dispersiją į dalis, priskiriant įvesties kintamuosius ir kintamųjų kombinacijas. Rezultato jautrumas įvesties kintamajam yra nustatomas pagal rezultato dispersijos kiekį, kurį sukėlė įvesties parametras.

Dispersija pagrįsti metodai jautrumo analizėje iš pradžių buvo naudoti chemikų 1970-ųjų pradžioje (Cukier ir kt., 1973). Cukier ir kolegos ne tik pasiūlė sąlygines dispersijas jautrumo analizei, pagrįstai pirmos eilės efektais, bet jau žinojo kaip elgiasi aukštesnių eilių nariai ir pagrindines dispersijos išskaidymo teoremas. Jų naudojamas metodas, žinomas kaip FAST (angl. Fourier Amplitude Sensitivity Test) metodas. Šis metodas naudojamas modelio parametrų tarpusavio priklausomybės įtakai nustatyti.

FAST technika pateikia statistinio vidurkio vertes ir standartinius nuokrypius modelio rezultatams, bet reikalauja labai didelio kiekio skaičiavimų (nepaisant jo akronimo, tai nėra greita (angl. fast) technika) (27).

Ideali FAST analizė turi pateikti  $2^n$  jautrumo indeksus ( $n$  – parametrų skaičius). Jei bendras efektas yra gerokai didesnis, nei pirmos eilės efektas, tai tuomet rezultato neapibrėžtumas yra labai veikiamas šio parametro tarpusavio priklausomybės su kitais parametrais. FAST yra vienas geriausių ir labiausiai vertinamų jautrumo analizės metodų, leidžiančių analizuoti tiek tiesinius, tiek netiesinius modelius, tačiau pagrindinis jo trūkumas yra tai, kad reikalingas didelis įvesties duomenų rinkinių skaičius tokiems skaičiavimams atlikti ir rinkinių skaičius priklauso nuo parametrų skaičiaus. Sudėtingų modelių atveju ir esant dideliame parametrų skaičiui šis FAST trūkumas gali būti pagrindine taikymo kliūtimi.

FAST metodo prigimtis remiasi funkcijos išdėstymo Furje integralais teorija, kuri kompiuterinio modelio parametrų jautrumo analizės atveju reiškia, kad modelio rezultato dispersiją galima užrašyti kaip sumą, pateiktą formulėje (1.32).

Rusų matematikas I. M. Sobolis, pratęsdamas Cukier darbą, tai apibendrina, suteikdamas įprastam Monte Karlo metodo realizavimui skaičiuoti jautrumo matus sutartinėms faktorių grupėms.

Turimam modeliui  $y = f(x_1, x_2, \dots, x_N)$  su vienas nuo kito nepriklausomais parametrais  $x_1, x_2, \dots, x_N$ .

Rezultato  $y$  dispersija yra:

$$V(y) = \sum_{j=1}^N V_j + \sum_{j=1}^N \sum_{k=j+1}^N V_{jk} + \dots + V_{12\dots N}. \quad (1.32)$$

1993 metais Sobolis pasiūlė pirmos eilės (angl. first-order) jautrumo matą, kuris yra:

$$S_i = \frac{V_{x_i}(E_{x_i}(y|x_i))}{V(y)} \quad (1.33)$$

čia  $V_{x_i}(E_{x_i}(y|x_i))$  vadinamas sąlyginės tikimybės dispersija pagal visų parametru matricą ir  $x_i$ .  $V_{x_i}(E_{x_i}(y|x_i))$  nustato parametro  $x_i$  pirmos eilės efektą modelio rezultatams.

Kadangi pirmos eilės jautrumo indeksai įvertina tikrai atskirtą kiekvieno kintamojo įtaką, todėl yra būtinas aukštesnių eilių apjungimo pratęsimas. Šiuo tikslu bendro efekto jautrumo indeksai buvo įvesti Homma ir Saltelli (1996). Bendras efektas aprašomas šia lygybe:

$$S_{Ti} = 1 - \frac{V_{x_{\sim i}}(E_{x_i}(y|x_{\sim i}))}{V(y)} \quad (1.34)$$

čia  $V_{x_{\sim i}}(E_{x_i}(y|x_{\sim i}))$  nustato parametro  $x_{\sim i}$  bendros eilės efektą modelio rezultatui, kuris neturi jokio efekto, atitinkančio  $x_i$  (6).

## 1.7. PROGRAMINĖ ĮRANGA NEAPIBRĖŽTUMO IR JAUTRUMO ANALIZEI

### 1.7.1. PROGRAMINĖ PRIEMONĖ SUSĀ

SUSA - programinės įrangos sistema neapibrėžtumo ir jautrumo analizei, pagaminta GRS. GRS kompanijos programinė įranga SUSA pateikia kiekybinį metodą, kuris yra naudojamas statistiniams neapibrėžtumo ir jautrumo analizės metodams.

Įsijungus SUSA yra sukuriamas naujas projektas. Vartotojas sukuria sąrašą visų neapibrėžtų parametru ir įveda visą būtiną informaciją apie juos. Vartotojas gali įvesti ar pašalinti neapibrėžtus parametrus bet kuriu metu.

Galima pasirinkti, kokią informaciją norime paskirti kiekvienam parametru:

- Nukopijuoti informaciją apie parametru, kad apibūdintume parametru ir padarytumėte pakeitimus ten, kur tai reikalinga;
- Nurodyti, kad vartotojas nori pateikti priklausomybės informaciją (sąlyginį skirstinį) todėl, kad esančio parametro pasiskirstymas priklauso nuo informacijos apie kitą parametru;
- Įvesti informaciją apie intervalą ir kitas pasiskirstymo savybes (kaip pasiskirstymo tipas, parametrai ir kvantiliai).

Po to vartotojas gali sugeneruoti aibę. Tam yra du skirtingi būdai. Vartotojas gali išsirinkti:

- Paprastą atsitiktinę generaciją;
- Lotynų hiperkubo generaciją (galima pasirinkti tarp sąlyginės medianos ir atsitiktinės vertės iš kiekvieno subintervalo pasirinkimo).

SUSA leidžia atlikti neapibrėžtumo analizę keliais būdais: vartotojas gali pažymėti, kad programinė įranga apskaičiuotų empirines vertes ir tolerancijos ribas, Liliforso ir Kolmogorovo-Smirnovio kriterijus. SUSA taip pat pateikia grafikus. Grafikai vaizduoja empirinę pasiskirstymo funkciją su tolerancijos ribomis (jei tai yra būtina), ar pasirinktą parametrinį pasiskirstymą (jei tai yra būtina). Galima padaryti apytikrį tiesinį modelį, kuris būtų susietas su neapibrėžtais parametrais.

SUSA pateikia keturias koreliacijos koeficientų grupes, susietų su jautrumo koeficientais: Pirsono, Blomkvisto, Kendalo, Spirmeno.

Apskaičiuojama paprasta ir dalinė koreliacija, standartizavimo daliniai regresijos koeficientai ir determinacijos koeficientai kiekvienoje šitų koreliacijos koeficientų grupėje. Be to, vartotojas gali sudaryti jautrumo koeficientus iš proporcijos koreliacijos, 2x2 ypatybės priklausomybės lentelių ir įvertinti regresiją, jautrumo koeficientų grafikus.

SUSA sukuria grafiką iš verčių, kurios yra išsaugotos projekto faile ir/ar modelio rezultatų faile. Pirmiausia SUSA pateikia rezultatų failą, kuriame ši programinė įranga išveda koreliacijos koeficientų vertes. Po to, SUSA parodo visus būtinus grafikus. Taip pat programa parodo ryšį tarp aibės įvertintų parametru verčių (modelio rezultatų) ir aibės verčių įvertintų modelio rezultatų (parametru) (17).

### **1.7.2. PROGRAMINĖ PRIEMONĖ SIMLAB**

SIMLAB yra programinės įrangos sistema neapibrėžtumo ir jautrumo analizei. Vartotojas turi pilnavertišką darbo aplinką, kuri remiasi sudėtinėmis praktinėmis programomis ir sudėtinėmis kalbomis. Vartotojas gali sieti SIMLAB su savo imitaciniais modeliais, koduotais ir C ++, FORTRAN ir MATLAB. SIMLAB yra įdiegtos demo versijos, įvairūs testai, realizuoti skirtingomis kalbomis.

SIMLAB neapibrėžtumo ir jautrumo analizė paremta Monte Karlo metodu. Pseudoatsitiktinio skaičiaus generacijai yra naudojamas Monte Karlo metodas, išryškinantis modeliavimo taškų aibę nuo bendro tikimybinio pasiskirstymo.

Monte Karlo metodu paremta neapibrėžtumo ir jautrumo analizė yra pagrįsta daugialypio modelio įvertinimais su parinktais tikėtiniais modelio įvesties kintamaisiais (ar įvesties faktoriais), ir tada šitie įvertinimų rezultatai naudojami nustatyti:

- 1) modelio neapibrėžtumo prognozę
- 2) įvesties kintamuosius, kurie sukėlė šį neapibrėžtumą.

Neapibrėžtumo analizė, taikant Monte Karlo metodą, apima penkis žingsnius.

- Nustatomas intervalas ir pasiskirstymas kiekvienam įvesties parametrai. Šie nustatymai bus naudojami kituose žingsniuose, generuojant imtį iš įvesties reikšmių. Jei analizė turi iš esmės tiriamąjį pobūdį, tai apytikrės paskirstymo prielaidos gali būti tinkamos.
- Generuojama taškų aibė iš įvesties pasiskirstymo, apibrėžto pirmame žingsnyje. Šio etapo rezultatas yra imties elementų seka.
- Pateikiamas modelis su imties elementais ir parodomas modelio rezultatų rinkinys. Iš esmės, šitie modelio įvertinimai sukuria grafikus iš įvesčių erdvės į rezultatų erdvę. Toks grafikų sudarymas yra pagrindas neapibrėžtumo ir jautrumo analizei.
- Modelio rezultatų vertinimai naudojami kaip pagrindas neapibrėžtumo analizei. Vienas būdas charakterizuoti neapibrėžtumą yra vidurkio vertės ir dispersija. Gali būti numatomos ir kitos modelio rezultatų statistikos.
- Modelio rezultatų vertinimai naudojami kaip pagrindas jautrumo analizei (29).

## 2. TIRIAMOJI DALIS

Šioje darbo dalyje bus tiriama magistralinio dujotiekio sprogo metu susidariusios šiluminės spinduliuotės intensyvumo keliama rizika žmonėms, taikant tikimybinę neapibrėžtumo analizę. Bendrojoje darbo dalyje yra pateiktas liepsnos spinduliuotės modelis, priklausantis nuo neapibrėžtų parametų, kuris bus toliau nagrinėjamas ir plėtojamas.

Pirmas tikimybinės neapibrėžtumo analizės žingsnis yra sistemos duomenų bei parametų neapibrėžtumų identifikavimas. Ištyrus parametų kitimo intervalus ir pasiskirstymus, bus atliekama skaliarinė ir nuo parametro priklausanti neapibrėžtumo analizė modelio rezultatams. Neapibrėžtumo analizės metu gauti šiluminės spinduliuotės intensyvumo rezultatai bus siejami su rizikos vertinimu. Taip pat bus atliekama jautrumo analizė, kurios tikslas išsiaiškinti svarbiausius veiksnius ir įvertinti kiekvieno jų įtaką modelio rezultatams.

### 2.1. RIZIKOS VERTINIMAS

Paprastai šiluminės spinduliuotės žala žmonėms yra įvertinama naudojant modelį, kuris susieja spinduliuotės intensyvumą, poveikio laiką ir galima žalą (žr. 2.1 lentelę)

2.1 lentelė

Šiluminės spinduliuotės žalos žmonėms vertinimas

Šiluminės spinduliuotės intensyvumas ( $W/m^2$ )	Laikas iki nudegimo (minimali vertė), s (12)	Laikas iki nudegimo (maksimali vertė), s (12)	Laikas iki 1% mirtingumo, s (12)	Laikas iki 50% mirtingumo, s (12)	Laikas iki 100% mirtingumo, s (5)
5050	24,4	81,3	123,1	267,1	406,4
6310	18,1	60,4	91,5	198,5	302,1
9460	10,6	35,2	53,4	115,8	176,2
12620	7,2	24,0	36,4	79,0	120,2
15770	5,4	17,9	27,0	58,7	89,3
25240	2,9	9,6	14,5	31,4	47,8
31550	2,1	7,1	10,8	23,3	35,5
37850	1,7	5,6	8,4	18,3	27,9

Padarius prielaidą, kad žmogui prireiks bent 30 s susirasti prieglobsčiui nuo ugnies poveikio, galima susieti intensyvumo intervalus su padariniais žmogaus sveikatai (žr. 2.2 lentelę).

2.2 lentelė

**Spinduliuotės intensyvumo sąryšis su poveikiu žmogaus sveikatai**

Šiluminės spinduliuotės intensyvumo intervalas, W/m <sup>2</sup>	Poveikis sveikatai	Intervalo žymėjimas
35820 - ...	100 % mirtingumas	A
26120 – 35820	50% - 100% mirtingumas	B
14590 – 26120	0% - 50% mirtingumas	C
4320 - 14590	Nudegimai	D
0 – 4320	Jokio poveikio	E

Šiluminės spinduliuotės poveikis pastatams paprastai yra vertinamas atsižvelgiant į tai, per kiek laiko spinduliuotės poveikyje pastatas užsiliepsnotų. Mediniai pastatai veikiami ~ 15000 W/m<sup>2</sup> spinduliuotės užsidega per maždaug 30 s. Kadangi aukščiau pateikti žalos žmogaus sveikatai intervalai buvo apibrėžti taip pat pasiremiant 30 s spinduliuotės poveikio periodu, galime laikyti, kad į A, B ir C intervalus patenkančiose vietose be žalos žmonėms taip pat bus sukelta ir nuostolių mediniams ar kitiems panašaus degumo pastatams.

## 2.2. PARAMETRŲ NEAPIBRĖŽTUMO TYRIMAS

Pirmas tikimybinės neapibrėžtumo analizės žingsnis yra sistemos duomenų bei parametrų neapibrėžtumų identifikavimas. Šiame skyrelyje aprašyti dujotiekio sproginimo modelio parametrai buvo nustatyti pagal statistinius duomenis arba ieškant informacijos visuose prieinamuose šaltiniuose. Kad galėtume įvertinti gautų modelio rezultatų neapibrėžtumą, iš pradžių reikia įvertinti parametrų neapibrėžtumą, nusakant parametro kitimo intervalą ir tikimybinį skirstinį.

Iš atskirų informacijos šaltinių (19, 23, 24) surinkti duomenys (žr. 2.3 lent.) apie didžiausias JAV magistralinio dujotiekio avarijas 1969 – 2010 metais, kuomet kilo gaisras/sprogimas arba ištekėjęsios dujos galėjo sukelti sproginimą. Reikšmės konvertuotos į SI sistemos vienetus.

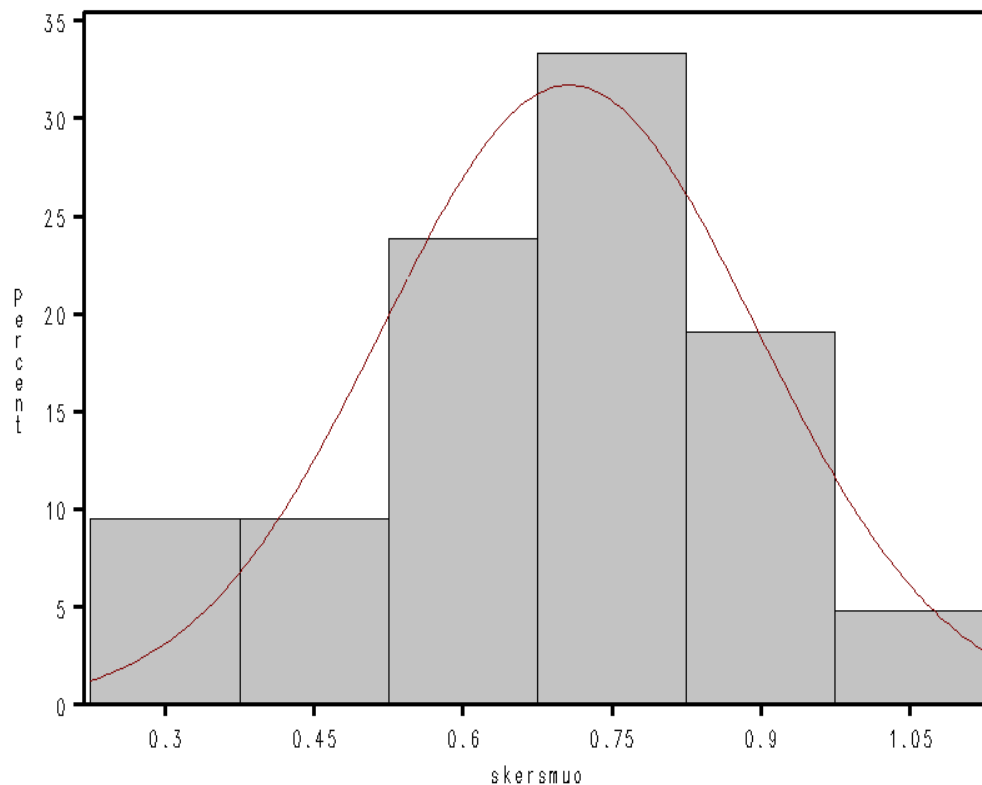
Pasitelkus į pagalbą programinę įrangą SAS, sudarytos skersmens ir slėgio reikšmių histogramos, patikrinta normaliojo skirstinio hipotezė, suskaičiuoti skirstinio parametrai ir kvantiliai.

2.3 lentelė

## Duomenys iš JAV dujotiekių avarių

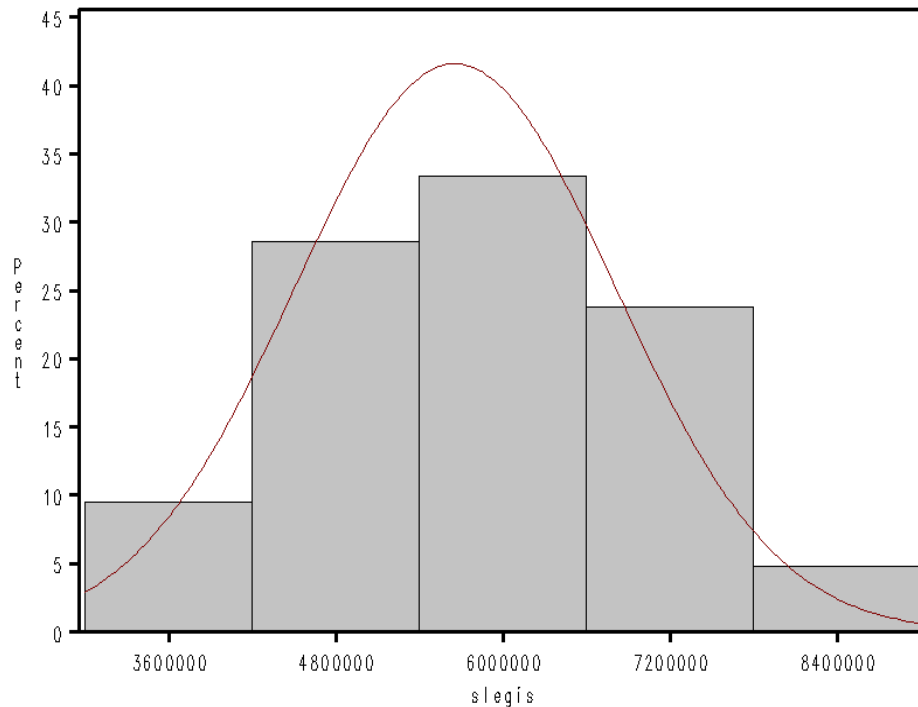
Avarijos data	Skersmuo $d$ , colis	Slėgis $p$ , psi	Skersmuo $d$ , m	Slėgis $p$ , Pa
1969-10-09	14	789	0,3556	5439966
1974-03-15	30	718	0,7620	4950438
1974-06-09	13	497	0,3239	3426696
1976-08-09	20	770	0,5080	5308965
1982-11-04	20	820	0,5080	5653703
1984-11-25	30	1016	0,7620	7005076
1985-04-27	30	990	0,7620	6825812
1986-02-21	30	987	0,7620	6805128
1994-03-23	36	970	0,9144	6687917
2000-08-19	30	675	0,7620	4653963
2001-08-11	24	817	0,6096	5633019
2002-03-15	36	974	0,9144	6715496
2003-12-13	26	647	0,6604	4460910
2005-05-13	36	824	0,9144	5681282
2006-07-22	24	572	0,6096	3943803
2008-09-14	30	799	0,7620	5508913
2009-05-05	24	784	0,6096	5405492
2009-11-05	24	762	0,6096	5253807
2009-09-14	42	1197	1,0668	8253028
2010-06-07	36	950	0,9144	6550022
2010-11-30	30	671	0,7620	4626384

Paveiksluose (žr. 2.1 pav. ir 2.2 pav.) pateiktos skersmens ir slėgio histogramos.



2.1 pav. Skersmens reikšmių histograma





2.2 pav. Slėgio reikšmių histograma

2.4 lentelė

**Normalumo hipotezės tikrinimas**

Parametras	Kolmogorovo - Smirnovo statistika		p reikšmė	
Skersmuo	D	0,18552373	Pr > D	0,058
Slėgis	D	0,15767612	Pr > D	>0,150

Lentelėje (žr. 2.4 lent.) pateiktas normalumo hipotezės tikrinimas. Kadangi  $Pr > D$  reiškia, kad tikrinama hipotezė, teigianti, kad parametro reikšmės yra pasiskirsčiusios pagal normalųjį dėsnį. Abejais atvejais gaunama  $p$  reikšmė yra didesnė už reikšmingumo lygmenį  $\alpha = 0,05$ , todėl hipotezes apie skirstinio normalumą priimame, nes tokiu atveju Kolmogorovo – Smirnovo statistikos reikšmė nepatenka į kritinę sritį.

2.5 lentelė

**Pagrindinės skersmens ir slėgio charakteristikos**

Charakteristika	Skersmuo $d$ , m	Slėgis $p$ , Pa
Vidurkis	0,707271	5655345
Std. nuokrypis	0,188714	1150838
Minimali reikšmė	0,3239	3426696
Maksimali reikšmė	1,0668	8253028

Naudojant programinę įrangą SAS paskaičiuojamos parametru įverčiai ir kvantiliai (žr. 1 priedą). Lentelėje (žr. 2.5 lent.) pateiktos normaliojo skirstinio skersmens ir slėgio parametru įverčiai. Matome, kad dujotiekio efektinis angos skersmuo pasiskirstęs intervale  $[0,3239; 1,0668]$  su vidurkiu 0,707271 ir

standartinio nuokrypiu 0,188714, o slėgių skirtumo parametras pasiskirstęs intervale [3426696; 8253028] su vidurkiu 5655345 ir standartinio nuokrypiu 1150838.

Toliau pažvelgus į formulę (1.17) bus nagrinėjamas dujų ištekėjimo modelio parametras bus ištekėjimo koeficientas  $C_d$ . Jis parodo išsiliejimo masių rodiklių santykį. Kadangi nagrinėjamo dujotiekio vamzdžių skersmenys yra dideli ir jų kitimas vyksta pakankamai dideliame intervale, tai ir ištekėjimo koeficiento  $C_d$  reikšmė nėra pastovi, ji kinta intervale [0,6; 0,64], tačiau šio parametro reikšmės dažniausiai susitelkia ties viduriu tai yra 0,62 (22). Taigi šiam parametru yra konstruojamas normalusis skirstinys su vidurkiu 0,62, o norint, kad į intervalą [0,6; 0,64] patektų 95,45% reikšmių standartinis nuokrypis turi būti 0,0104.

Toliau nagrinėjime savitųjų šilumų santykį  $\gamma$  metanui, nes gamtinės dujos daugiausia sudarytos ir iš metano. Kadangi informacijos apie šio parametro kitimą nėra daug, pavyksta rasti tik tai, kad jis svyruoja tarp 1,304 ir 1,32, tačiau apie pasirodymo dažnumą nieko nesakoma, laikysime, kad jis kinta tolygiai intervale tarp 1,304 ir 1,32.

Dujų ištekėjimo srautui dar įtaką daro ir dujų temperatūra  $T$ . Kadangi magistralinio ir skirstomojo dujotiekio vamzdynas dažniausiai klojamas po žeme ( $>0,8$  m gylyje), dujų temperatūros kitimą po žeme galima sieti su oro temperatūros normaliuoju kitimu. Yra žinoma, kad žemės temperatūra 1 metro gylyje žiemos metu siekia nuo 0 iki 7 °C. Vasaros metu temperatūra pakyla iki 18 °C. Temperatūros kitimą perskaičiavus SI sistemos vienetais Kelvinais gauname, kad temperatūra kinta intervale [273; 291]. Konstruojama normaliojo pasiskirstymo funkcija su vidurkiu 282, o norint, kad į pasiskirstymo intervalą patektų 95,45% reikšmių standartinis nuokrypis turi būti 4,4996.

Srauto sumažėjimo koeficientas  $\lambda$  taip pat daro įtaką efektiniui dujų ištekėjimo srautui, kadangi net ir betarpiško užsidegimo atveju reikia kelių sekundžių susidaryti apibrėžtai spinduliuotei, o mirtiną šiluminės spinduliuotės dozę galima gauti greičiau nei per minutę, koeficiento vertė tarp 0,2 ir 0,5 pakankamai reprezentatyviai atspindi tipiško dujotiekio dujų ištekėjimo srautą. Šio parametro reikšmės dažniausiai susitelkia ties viduriu tai yra 0,35. Taigi šiam parametru yra taip pat konstruojamas normalusis skirstinys su vidurkiu 0,35, o norint, kad į intervalą [0,2; 0,5] patektų 95,45% reikšmių standartinis nuokrypis yra 0,075.

Apie liepsnos spinduliuotės intensyvumo modelio parametrus (žr. (1.16) formulę): degant metanui išsiskiriančią šilumą  $H_c$  ir išspinduliuojamą degimo metu išsiskyrusios šilumos dalį  $\eta$  turime mažai žinių. Žinome, tik minimalias ir maksimalias vertes, kurios pateiktos lentelėje (žr. 2.6 lent.).

2.6 lentelė

**Liepsnos intensyvumo parametrų minimalios ir maksimalios reikšmės**

Parametro simbolis	Parametro pavadinimas	Minimali reikšmė	Maksimali reikšmė
$H_c$	degant metanui išsiskirianti šiluma	$5 \cdot 10^7$ J/kg	$5,55 \cdot 10^7$ J/kg
$\eta$	išspinduliuojama degimo metu išsiskyrusios šilumos dalis	0,13	0,35

Detaliau panagrinėjus liepsnos spinduliuotės intensyvumo  $I$  modelį (žr. (1.16) formulę) buvo pastebėta, kad atmosferinio pralaidumo konstantą  $X_g$  galima apibrėžti kaip sandaugą iš atmosferinio spinduliavimo  $\tau$  ir išsiskyrusios šilumos dalies  $F$ , kuri yra išspinduliuojama. Tada nagrinėjamas srautinės liepsnos modelis atrodytų taip:

$$I = F\tau \frac{\eta Q_{eff} H_c}{4\pi r^2} \quad (2.1)$$

Pagal (20) išspinduliuotos šilumos dalis  $F$  paprastai priklauso nuo kelių faktorių, tokių kaip: sudegimo efektyvumo, suodžių sudarymo ir karščio nuostolių ir pan. Tolesniuose neapibrėžtumo analizės skaičiavimuose bus laikoma, kad šis parametras kinta tolygiai tarp 0,15 ir 0,3.

Atmosferinio spinduliavimo koeficientas  $\tau$  gali būti apskaičiuotas pagal empirinę Wayne koreliaciją (36), kuri galioja stebimai infraraudonajai radiacijai atstumui  $r$  nuo 10 iki 1000 m:

$$\begin{aligned} \tau = & 1,006 - 0,01171 \cdot \log(X_{H_2O}) - 0,02368 \cdot \log^2(X_{H_2O}) - \\ & - 0,03188 \cdot \log(X_{CO_2}) + 0,001164 \cdot \log^2(X_{CO_2}) \end{aligned} \quad (2.2)$$

$$X_{H_2O} = R_H r S_{mm} \left( \frac{288,651}{T} \right) \quad (2.3)$$

$$X_{CO_2} = r \frac{273}{T} \quad (2.4)$$

čia  $R_H$  yra trupmeninis santykinis drėgnumas ir  $S_{mm}$  yra prisotintų vandens garų slėgis atmosferos temperatūroje  $T$ .

Prisotintų garų slėgis  $S_{mm}$  kinta intervale nuo 4,5 iki 15,8. Remiantis prielaida, kad didžiausias reikšmių pasiskirstymas telkiasi ties intervalo viduriu, konstruojamas normalusis skirstinys su vidurkiu 10,15 ir standartiniu nuokrypiu 2,825.

Analogiškai normalusis skirstinys pritaikomas ir trupmeniniui santykiniam drėgnumui, kuris kinta intervale [0; 1].

Aukščiau analizuotų dujotiekio sprogimo metu susidariusios srautinės liepsnos neapibrėžtų parametų kitimai ir jų tikimybiniai skirstiniai su atitinkamais pasiskirstymo parametrais yra aprašyti lentelėje (žr. 2.7 lentelę).

2.7 lentelė

## Liepsnos modelio parametų neapibrėžtumai

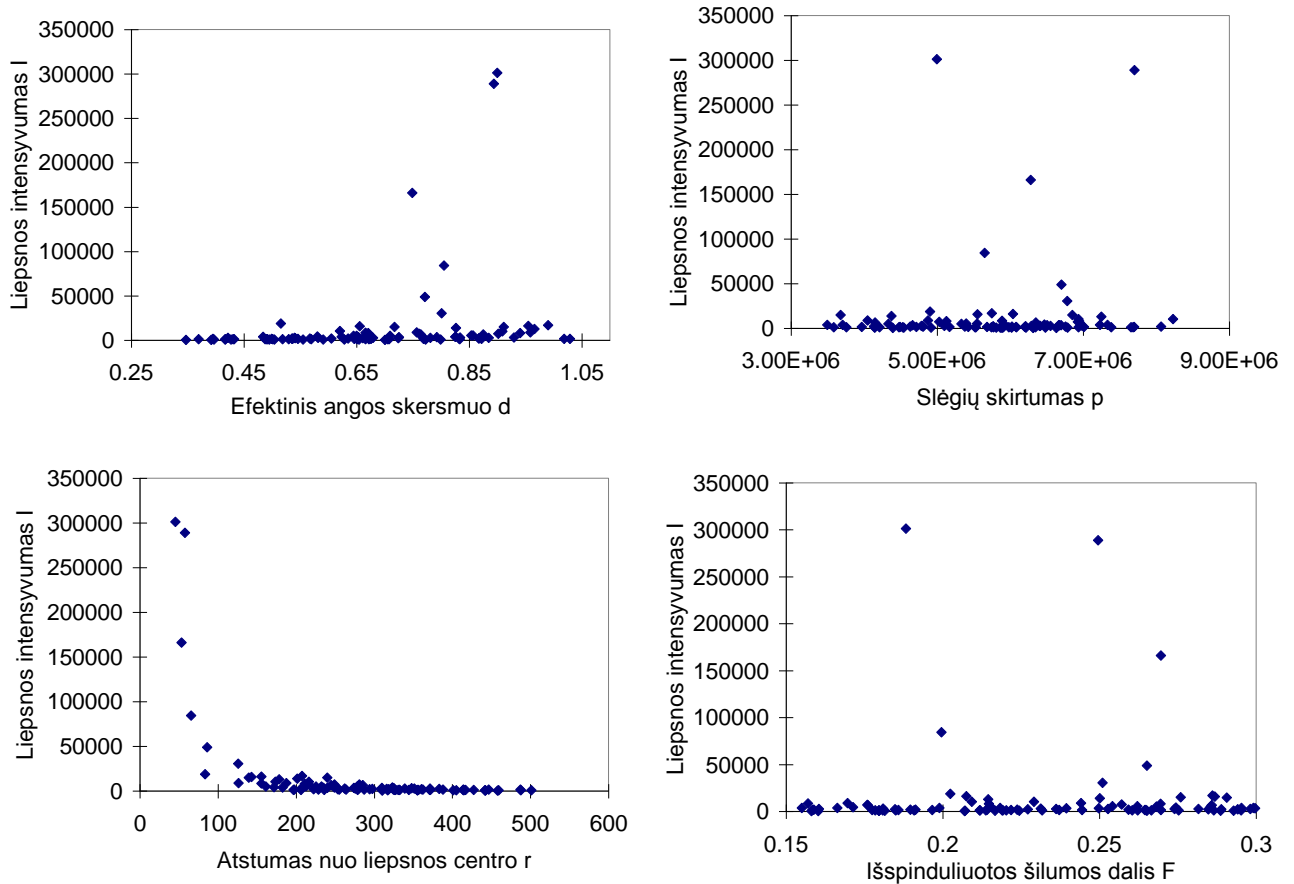
Eil. Nr.	Simbolis, matavimo vienetas	Pilnas parametro pavadinimas	Tolesnis žymėjimas	Pasiskirstymas	Pasiskirstymo parametrai		Minimali reikšmė	Maksimali reikšmė
					$m$	$\sigma$		
1	$C_d$	ištekėjimo koeficientas	Cd	Normalusis	$m = 0,62$	$\sigma = 0,0104$	0,6	0,64
2	$d$ , m	efektinis angos skersmuo	d	Normalusis	$m = 0,70727$	$\sigma = 0,18871$	0,3239	1,0668
3	$p$ , Pa	slėgių skirtumas	p	Normalusis	$m = 5655340$	$\sigma = 1150840$	3426700	8253030
4	$\gamma$	dujų savitųjų šilumų santykis	gamma	Tolygusis	$a = 1,304$	$b = 1,32$	1,304	1,32
5	$T$ , K	dujų temperatūra	T	Normalusis	$m = 282$	$\sigma = 4,4996$	273	291
6	$\lambda$	srauto sumažėjimo koeficientas	lambda	Normalusis	$m = 0,35$	$\sigma = 0,075$	0,2	0,5
7	$r$ , m	atstumas nuo liepsnos centro	r	Normalusis	$m = 268,206$	$\sigma = 121,031$	26,142	510,27
8	$\eta$	išspinduliuojama degimo metu išsiskyrusios šilumos dalis	eta	Tolygusis	$a = 0,13$	$b = 0,35$	0,13	0,35
9	$H_c$ , J/kg	degant išsiskirianti šiluma	Hc	Tolygusis	$a = 5 \cdot 10^7$	$b = 5,55 \cdot 10^7$	$5,55 \cdot 10^7$	$5,55 \cdot 10^7$
10	$F$	išsiskyrusios šilumos dalis	F	Tolygusis	$a = 0,15$	$b = 0,3$	0,15	0,3
11	$R_H$	trupmeninis santykinis drėgnumas	RH	Normalusis	$m = 0,5$	$\sigma = 0,25$	0,0	1,0
12	$S_{mm}$ , mm Hg	prisotintų garų slėgis	Smm	Normalusis	$m = 10,15$	$\sigma = 2,825$	4,5	15,8

## 2.3. MODELIO REZULTATŲ NEAPIBRĖŽTUMO ANALIZĖ

## 2.3.1. SKALIARINĖ NEAPIBRĖŽTUMO ANALIZĖ

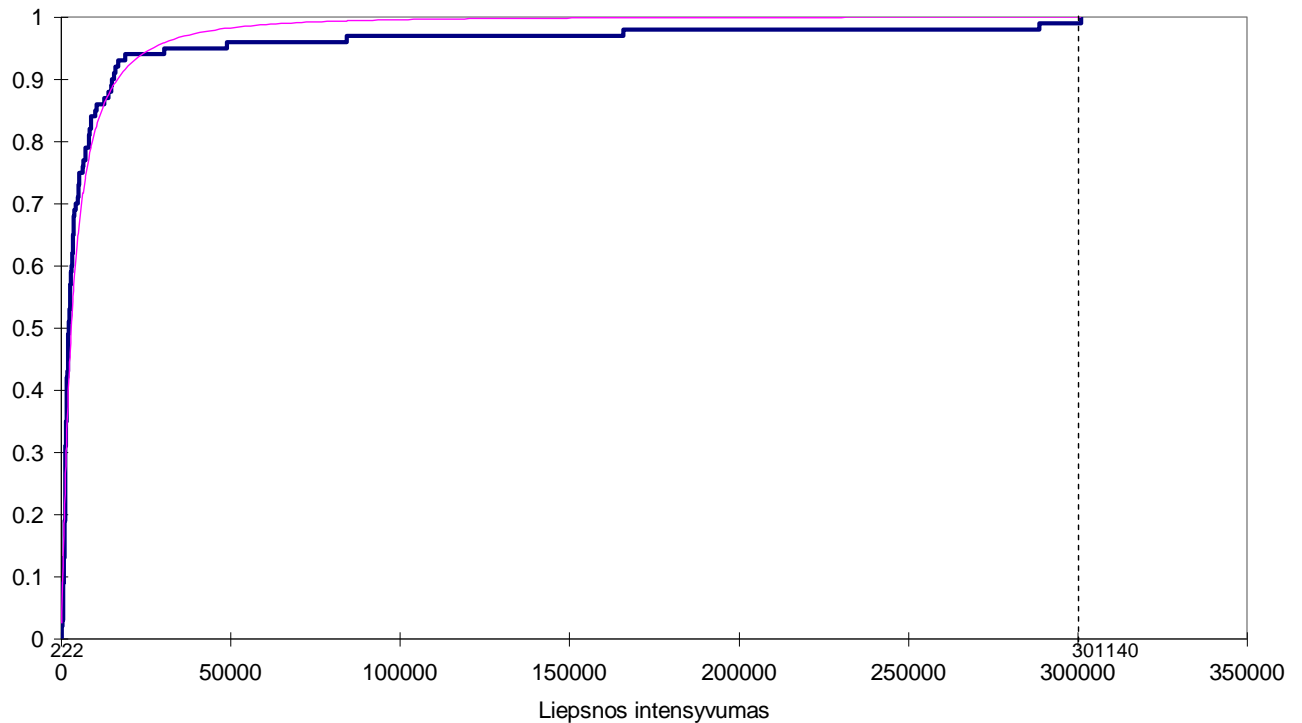
Kadangi dalis gamtinių dujų dujotiekio sprogo modelio parametrai nėra tiksliai žinomi arba skirtingomis aplinkybėmis įgyja skirtingas reikšmes, tai nagrinėjamo modelio rezultatams atliksime neapibrėžtumo analizę. Taikant programinę įrangą SUSAS, toliau pateikta neapibrėžtumo analizė remiasi anksčiau aprašyta metodika ir gerai žinomais tikimybinių skaičiavimų ir statistikos metodais.

Remiantis Vilkso formule ir taikoma neapibrėžtumo analizės metodika, iš viso buvo atlikta 100 skaitinių eksperimentų, imituojančių skirtingus dujotiekio sprogo atvejus. Kiekvieno eksperimento atveju visi dešimt parametų buvo keičiami nepriklausomai vienas nuo kito. Pavyzdžiui dujotiekio sprogo liepsnos intensyvumo rezultatų priklausomybė nuo keletos parametų, tokių kaip efektinio angos skersmens  $d$ , slėgių skirtumo  $p$ , atstumo nuo liepsnos centro  $r$  ir išspinduliuotos šilumos dalies  $F$  pateikta paveiksle (žr. 2.3 pav.).



**2.3 pav. Modelio rezultatų reikšmės esant skirtingoms parametru  $d$ ,  $p$ ,  $r$  ir  $F$  reikšmėms**

Tokiu modeliavimo būdu buvo gautas liepsnos intensyvumo kitimas. Paveiksle (žr. 2.3 pav.) galima pastebėti, kad tarp efektinio angos skersmens  $d$  ir modelio rezultatų ir tarp atstumo nuo liepsnos centro  $r$  ir modelio rezultatų galima išvelgti priklausomybę, o štai pavyzdžiui tarp išspinduliuotos šilumos dalies  $F$  ir liepsnos intensyvumo  $I$  jau nusakyti didėjimo ar mažėjimo tendenciją jau sunku. Kodėl gaunasi tokie rezultatai – plačiau atsiskleis jautrumo analizėje.



**2.4 pav. Modelio rezultatų  $I$  [ $\text{W}/\text{m}^2$ ] tikimybinė pasiskirstymo funkcija**

Sudarytos rezultatų imties tūris yra 100, o tokios imties užtenka, kad galėtume įvertinti (0,95; 0,95) tolerancijos intervalą. Pagal gautus modeliavimo rezultatus, liepsnos spinduliuotės minimumą ir maksimumą atitinka reikšmės 222,39 ir 301140, todėl su tikimybe 0,95, 95 procentai visų modeliavimo rezultatų patenka į (222,39; 301140) intervalą (žr. 2.4 pav.).

**2.8 lentelė**

**Liepsnos spinduliuotės intensyvumo empirinės charakteristikos**

Empirinė charakteristika	Reikšmė
Vidurkis	12852
Standartinis nuokrypis	44798
Mediana	2263,8
Moda	515,8
Minimumas	222,39
Maksimumas	301140
(0,95, 0,95) Tolerancijos intervalas	(222,39; 301140)
(0,95, 0,95) Tolerancijos intervalo apatinė riba	307,11
(0,95, 0,95) Tolerancijos intervalo viršutinė riba	288850

Taip pat paskaičiuota (0,95; 0,95) tolerancijos intervalo viršutinė riba rodo, kad su tikimybe 0,95 95 procentai modeliavimo rezultatų neviršys 288850 liepsnos intensyvumo ribos. Šie skaičiavimai rodo, kad įvertinus modeliavimo parametrų ir pradinių duomenų neapibrėžtumus, su tikimybe 0,95

sumodeliuota liepsnos intensyvumo rezultatų tikimybė 95 atvejais iš šimto neviršys 288850 ribos arba pateks į (222,39; 301140) intervalą. Atlikus tyrimą, buvo įvertinta, jog modelio rezultatų  $I$  tikimybinė pasiskirstymo funkcija artima lognormaliajam skirstiniui (žr. 2.4 pav.), nes Kolmogorovo – Smirnovo statistikos reikšmė, kuri yra 0,1635 nepatenka į kritinę sritį. Prieduose (žr. 4 priedą) pateikta daugiau su SUSA gautų rezultatų, svarbiausi pateikti lentelėje (žr. 2.8 lentelę).

Taip pat buvo apskaičiuoti lognormaliuojo pasiskirstymo kvantiliai, kurie yra pateikti žemiau esančioje lentelėje (žr. 2.9 lentelę).

**2.9 lentelė**  
**Liepsnos intensyvumo pasiskirstymo funkcijos kvantiliai**

Procentai, %	Kvantilio reikšmė, W/m <sup>2</sup>
1,00	137,08
5,00	339,22
10,00	549,88
20,00	986,95
50,00	3021,8
80,00	9252,3
90,00	16607
95,00	26919
99,00	66616

Žinant lognormaliojo pasiskirstymo funkciją, kuri aprašyta (2.5) formulėje, ją išdiferencijavus galima gauti tankio funkciją (2.6).

$$F(x, \mu, \sigma) = \frac{1}{2} \operatorname{erfc} \left[ -\frac{\ln x - \mu}{\sigma \sqrt{2}} \right] = \Phi \left( \frac{\ln x - \mu}{\sigma} \right), \quad (2.5)$$

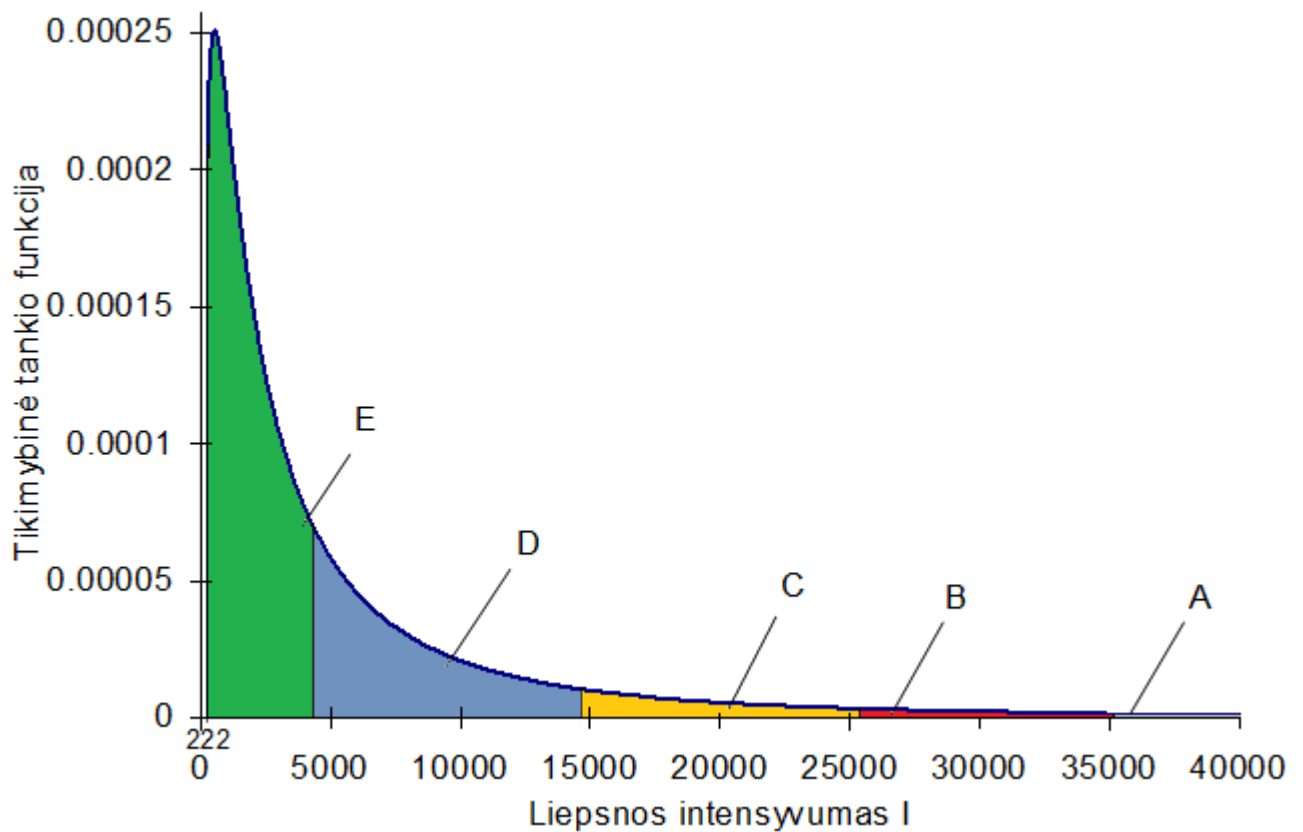
$$f(x, \mu, \sigma) = \frac{1}{x \sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}}, x > 0. \quad (2.6)$$

Atlikus skaičiavimus buvo įvertinti lognormaliojo skirstinio parametrai, kurie geriausiai aproksimuoja liepsnos intensyvumo  $I$  modelio rezultatus, gautus skaliarinėje neapibrėžtumo analizėje. Taigi, šie parametrai yra:

$$\mu = 8,0136;$$

$$\sigma = 1,3296.$$

Remiantis aukščiau aprašytais tyrimais ir gautais pasiskirstymo sumodeliuosime šiluminės spinduliuotės intensyvumo tikimybinio tankio funkciją (žr. 2.5 pav.), kuri bus suskirstyta į pavojaus zonas A, B, C, D ir E (žr. 2.2 lentelę).



**2.5 pav. Šiluminės spinduliuotės intensyvumo  $I$  [ $W/m^2$ ] tikimybės tankio funkcija**

Žemiau esančioje lentelėje yra paskaičiuotos tikimybės patekti į atitinkamas pavojaus zonas A, B, C, D ir E (žr. 2.10 lentelę).

**2.10 lentelė**

**Tikimybės patekti į atitinkamus liepsnos intensyvumo intervalus**

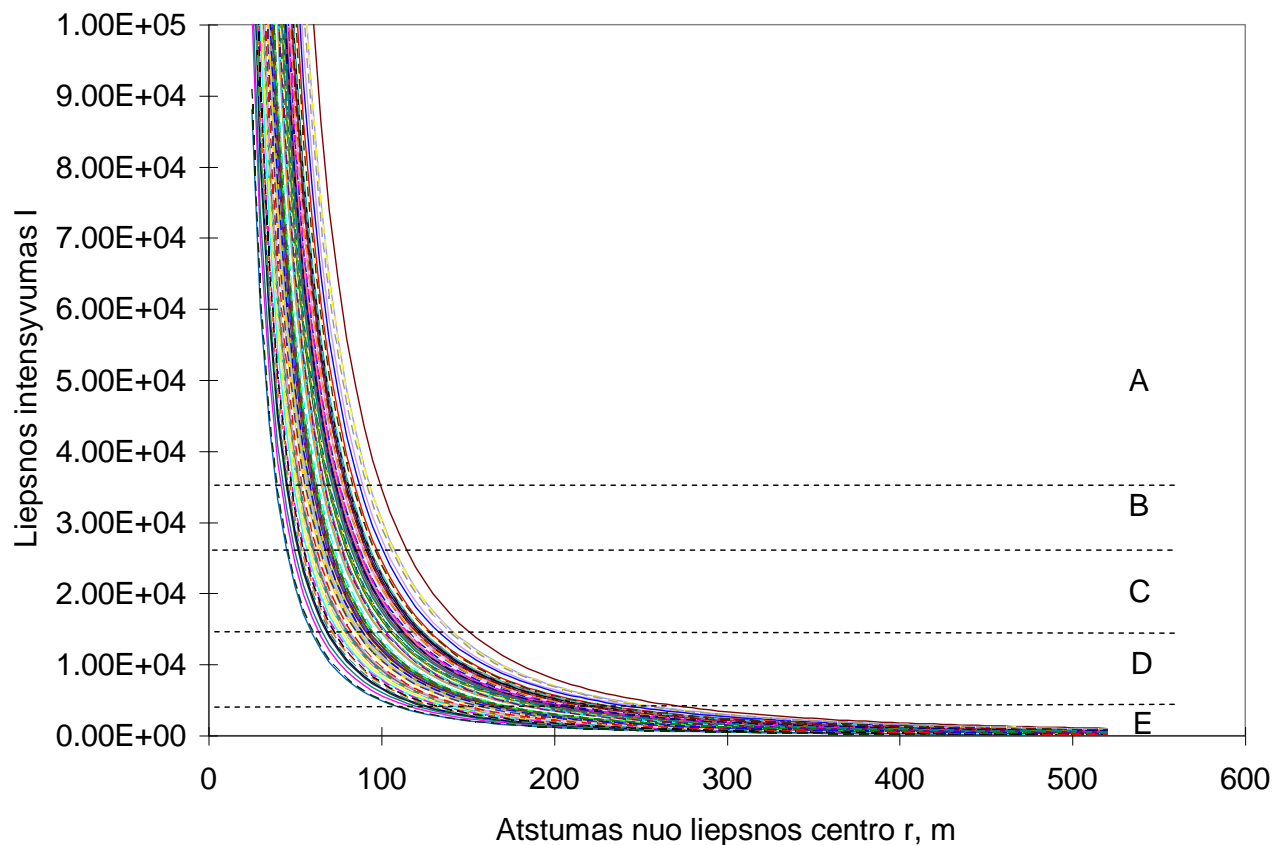
Intervalo žymėjimas	Šiluminės spinduliuotės intensyvumo intervalas, $W/m^2$	Poveikis sveikatai	Tikimybė patekti į intervalą
A	35820 - 301140	100 % mirtingumas	0,031
B	26120 - 35820	50% - 100% mirtingumas	0,021
C	14590 - 26120	0% - 50% mirtingumas	0,066
D	4320 - 14590	Nudegimai	0,276
E	222 - 4320	Jokio poveikio	0,581

Iš gautų skaičiavimų galima padaryti išvadą, kad magistralinis dujotiekis nekelia pavojaus sveikatai su tikimybe 0,581, atsižvelgiant į anksčiau minėtus duomenų neapibrėžtumus (žr. 2.7 lentelę) ir padarius prielaidą, kad žmogui prireiks bent 30 s susirasti prieglobsčiui nuo ugnies poveikio. Tačiau 100 % mirtingumas galimas su tikimybe 0,031,



### 2.3.2. NUO PARAMETRO PRIKLAUSANTI NEAPIBRĖŽTUMO ANALIZĖ

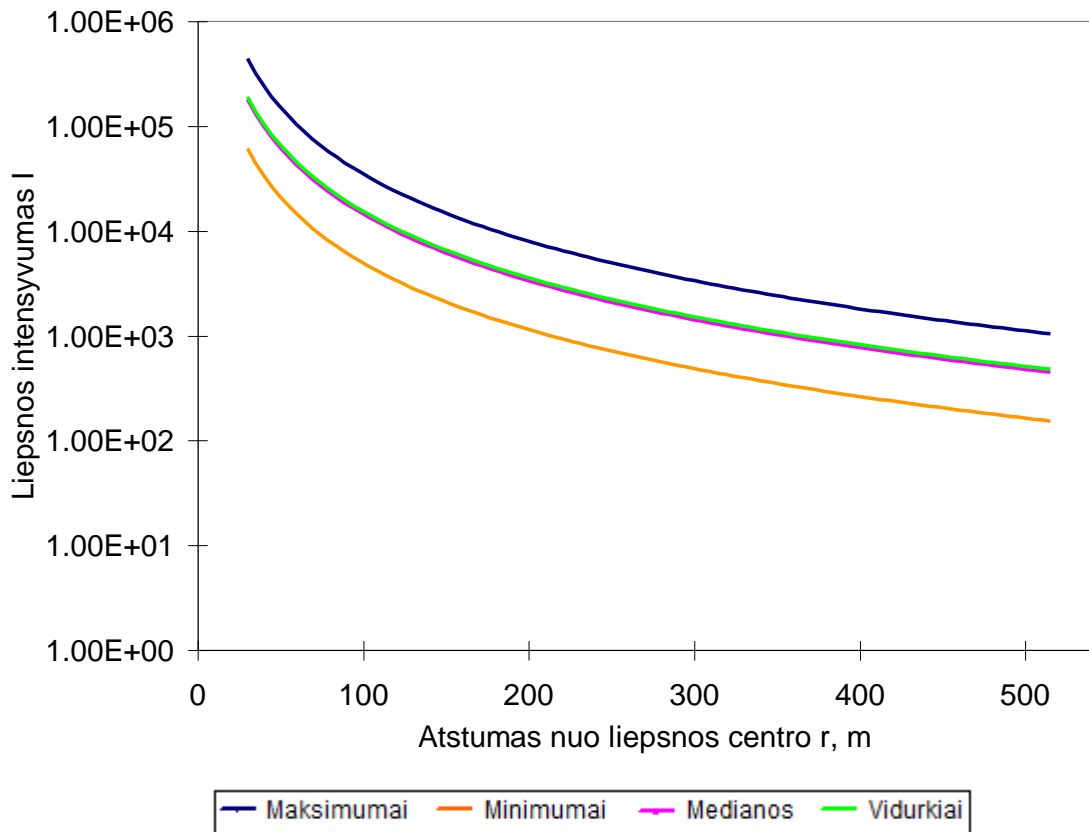
Sudaryto šiluminės spinduliuotės intensyvumo modelio nuo parametro priklausanti neapibrėžtumo analizė buvo atlikta atstumo nuo liepsnos centro atžvilgiu. Žemiau esančiame grafike (žr. 2.6 pav.) yra nubraižyta 100 tikimybinių kreivių su skirtingomis parametru kombinacijomis. Remiantis (1.23) ir (1.24) formulėmis pasirinkta 100 skirtingų parametru kombinacijų, kad rezultato neapibrėžtumą galima būtų įvertinti pasiklojimo lygmeniui esant 0,95. Taigi, minėtame grafike matomos visos 100 rezultatų kreivės, kurios parodo koks gali būti neapibrėžtumas. Be to grafike aiškiai matoma liepsnos intensyvumo kitimo tendencija keičiantis atstumui nuo liepsnos centro.



2.6 pav. Liepsnos spinduliuotės intensyvumo  $I$  [ $\text{W/m}^2$ ] tikimybinių kreivių juosta

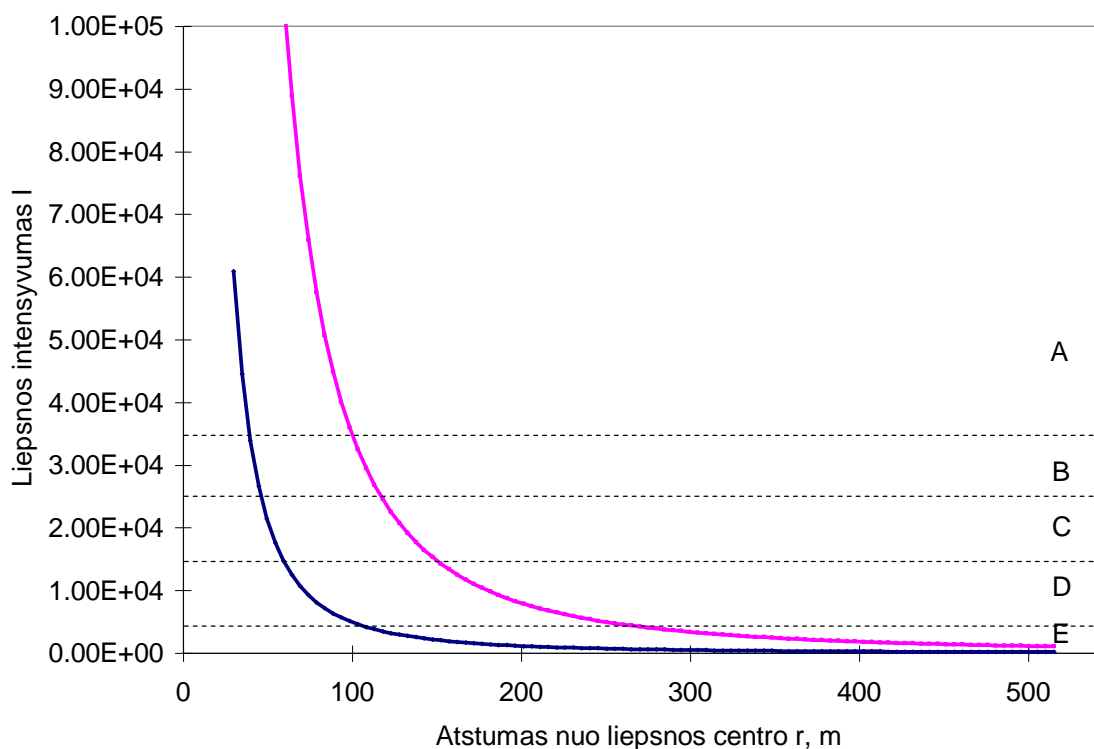
Grafike (žr. 2.6 pav.) taip pat išskirtos ir šiluminės spinduliuotės pavojaus zonos A, B, C, D ir E (žr. 2.10 lentelę), todėl galima matyti, koks poveikis sveikatai pasireikš, esant tam tikram atstumui nuo magistralinio dujotiekio sprogo metu susidariusios ugnies.

Aiškesnis vaizdas susidaro išskyrus tam tikras kreives: maksimalių, minimalių, vidutinių ir dažniausiai pasikartojančių liepsnos intensyvumo kitimo grafikus (žr. 2.7 pav.). Matome, kad esant nedideliame atstumui nuo liepsnos centro galimi šiluminės spinduliuotės intensyvumo intervalas yra gana didelis, tačiau didėjant atstumui nuo liepsnos židinio intervalas sparčiai mažėja.



2.7 pav. Šiluminės spinduliuotės intensyvumo  $I$  [ $W/m^2$ ] ekstremumai, medianos ir vidurkiai

2.8 paveiksle parodytos galimos neapibrėžtumų ribos. Taip yra dėl didelės parametų sklaidos ir mažo informacijos kiekio apie tokius įvykius. Taip pat išskirtos šiluminės spinduliuotės intensyvumo pavojaus zonos A, B, C, D ir E (žr. 2.10 lentelę).



2.8 pav. Šiluminės spinduliuotės intensyvumo  $I$  [ $W/m^2$ ] neapibrėžtumų ribų kitimas

Žemiau esanti lentelė (žr. 2.11 lentelę) yra sudaryta remiantis 2.8 paveiksle parodytomis galimomis neapibrėžtumų tolerancijos ribomis (0,95, 0,95).

2.11 lentelė

**Atstumai nuo liepsnos centro patenkantys į atitinkamus liepsnos intensyvumo intervalus**

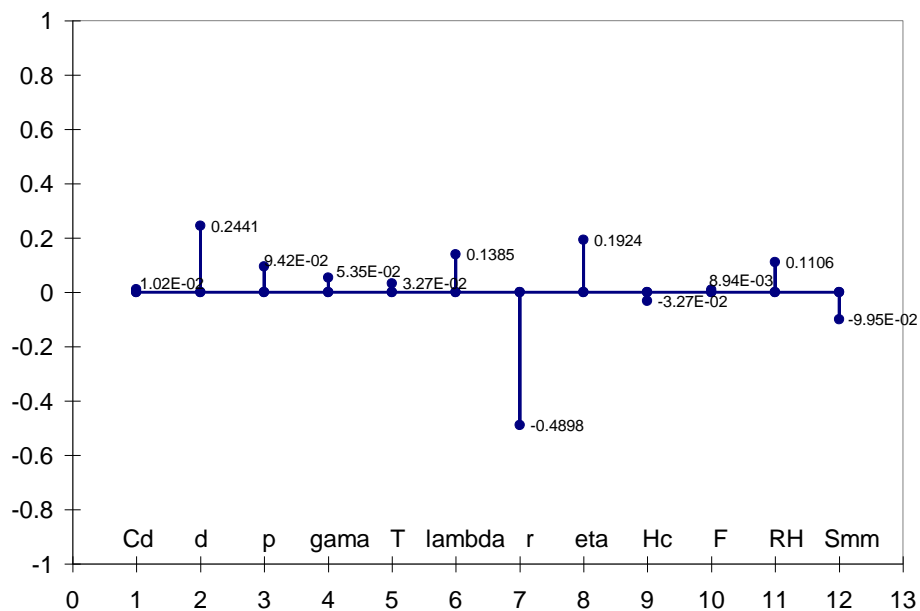
Intervalo žymėjimas	Apatinės tolerancijos ribos (0,95; 0,95) atstumo intervalai, m	Viršutinės tolerancijos ribos (0,95; 0,95) atstumo intervalai, m	Bendras pavojaus atstumas nuo liepsnos centro, m
A	0 – 39,68	0 – 98,77	0 – 98,77
B	39,68 – 45,04	98,77 – 114,70	39,68 – 114,70
C	45,04 – 59,52	114,70 – 150,87	45,04 – 150,87
D	59,52 – 106,53	150,87 – 266,72	59,52 – 266,72
E	106,53 – ...	266,72 – ...	106,53 – ...

Taigi, remiantis duomenų neapibrėžtumais, galima daryti išvadą, kad 100 % mirtingumas įvykis magistralinio dujotiekio avarijai galimas nuo 0 iki 98,77 m atstumu nuo liepsnos centro. Pagal viršutinę tolerancijos ribą pavojaus sveikatai nėra esant toliau nei 266,72 m spinduliu nuo vamzdžio trūkio vietos.

## 2.4. JAUTRUMO ANALIZĖ

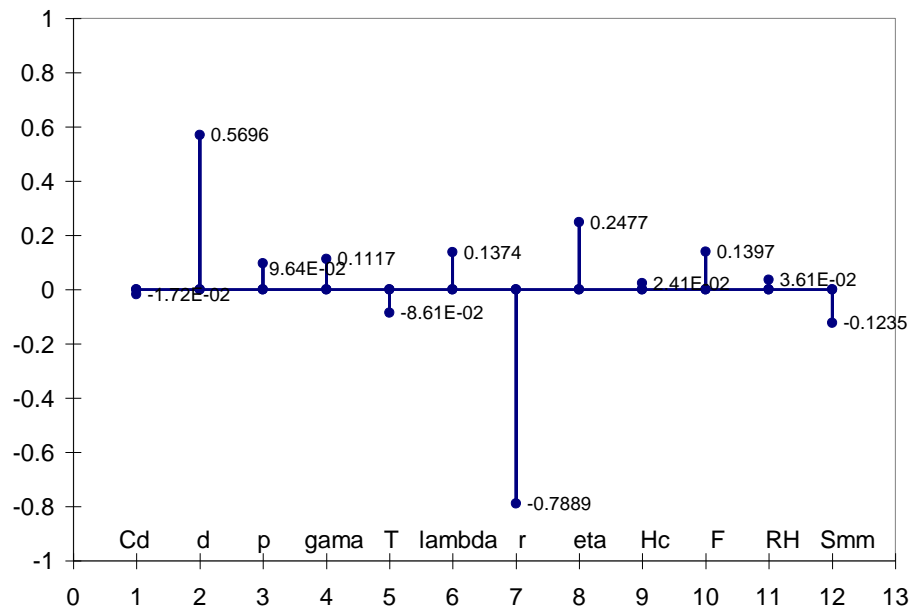
### 2.4.1. SKALIARINĖ JAUTRUMO ANALIZĖ

Norėdami nustatyti reikšmingiausius nagrinėjamo modelio parametrus, atlikome skaliarinę jautrumo analizę, naudojant programinį paketą SUSA. Ji leidžia identifikuoti tuos modelio parametrus, kurių neapibrėžtumo sumažėjimas leistų patikslinti šiluminės spinduliuotės intensyvumo modelį ir tiksliau įvertinti modelio rezultatus.



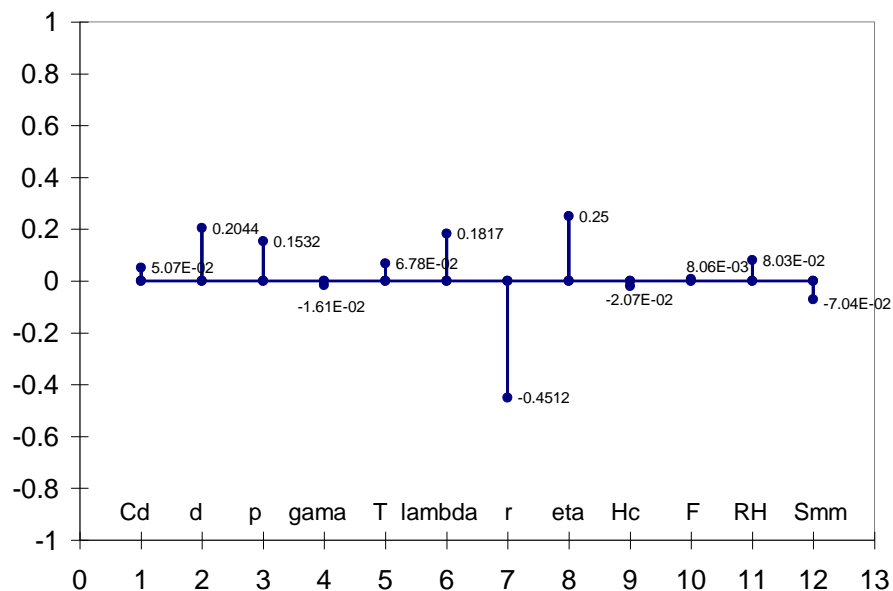
2.9 pav. Pirsono koreliacijos koeficientų reikšmės

Paveiksle (žr. 2.9 pav.) pateikti Pirsono koreliacijos koeficientų reikšmės. Atlikus analizę, paaiškėjo, kad liepsnos spinduliuotės intensyvumui labiausiai įtaką daro atstumas nuo liepsnos centro  $r$  su koreliacijos koeficiento reikšme 0,4898. Taip pat yra silpnas ryšys tarp efektinio dujotiekio angos skersmens  $d$ , kurio Pirsono koreliacijos koeficiento reikšmė yra 0,2441. Taip pat iš paveikslo galime pastebėti, jog daugumos parametrų įtaka modelio rezultatams yra labai silpna, t.y. mažesnė nei 0,2.



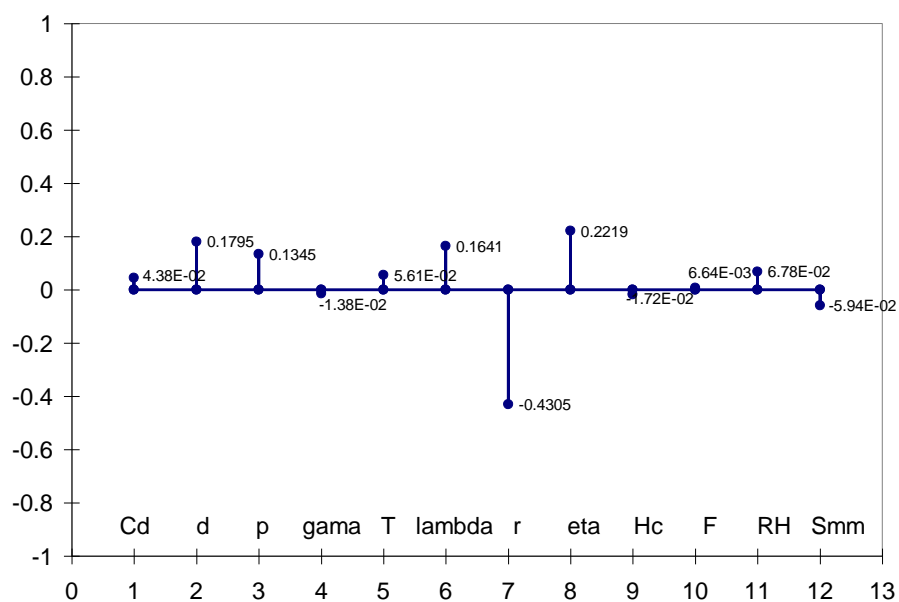
**2.10 pav. Spirmano koreliacijos koeficientai**

Spirmano koreliacijos koeficientų rezultatai (žr. 2.10 pav.) parodė, kad modelio rezultatams didesnės įtakos turėjo, ne tik atstumas nuo liepsnos centro, bet ir efektinis dujotiekio angos skersmuo. Atstumui nuo liepsnos centro koreliacijos koeficientas siekia -0,7889, o efektiniam angos skersmeniui 0,5896. Tarp skersmens ir modelio rezultatų yra tiesioginė priklausomybė, o tarp atstumo ir modelio rezultatų – atvirkštinė.



**2.11 pav. Dalinės koreliacijos koeficientai**

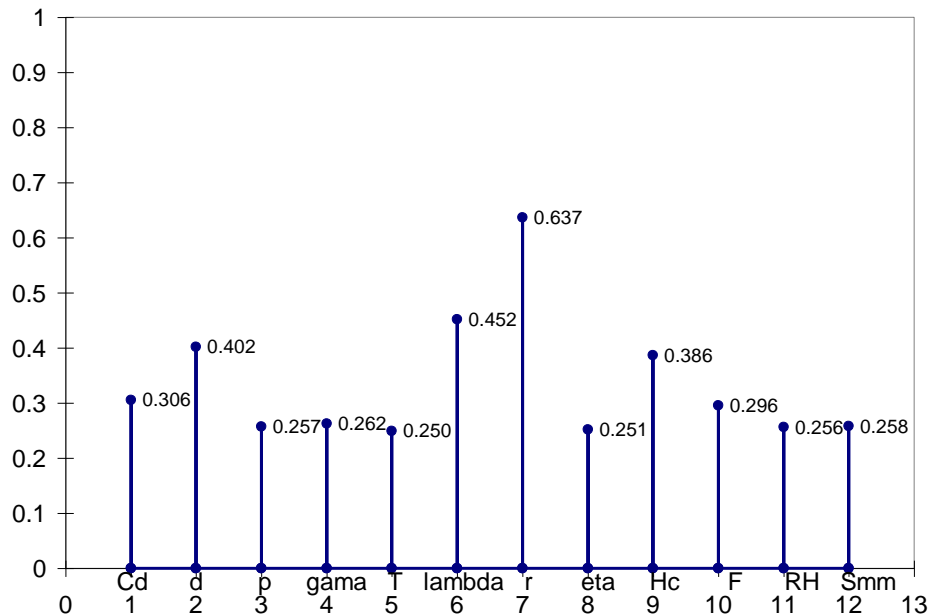
Skaičiuojant koreliacijos reikšmes buvo laikoma, kad visi 2.7 lentelėje pateikti modelio parametrai yra tarpusavyje nepriklausomi, tačiau dėl nepakankamai didelės imties gali atsirasti taip vadinama momentinė koreliacija. Ši koreliacija atsiranda tik dėl to, kad esant mažai imčiai neįmanoma užtikrinti, kad ji tenkintų atsitiktinės imties savybes. Momentinė koreliacija gali iškreipti modelio parametru koreliacijos koeficientus, todėl taip pat paskaičiuojami dalinės koreliacijos koeficientai. Dalinės koreliacijos koeficientas atskleidžia rezultato priklausomybę nuo vieno parametro, kai eliminuojama likusių parametru įtaka. Paskaičiuotos dalinių koreliacijos koeficientu reikšmės yra pavaizduotos paveiksle (žr. 2.11 pav.). Kaip matome, anksčiau išsiskyre parametrai tik patvirtina savo tiesinę įtaką rezultatams. Atstumo nuo liepsnos centro dalinis koreliacijos koeficientas įgijo -0,4512 reikšmę. Kitu koeficientu reikšmes parodo, kad ryšys silpnas.



**2.12 pav. Standartizuoti regresijos koeficientai**

Gautu standartizuotu regresijos koeficientu (SRK) reikšmės pateiktos paveiksle (žr. 2.12 pav.). Kaip matome, standartizuoti regresijos koeficientai patvirtina dalinių koreliacinių koeficientu rezultatus. Atstumo nuo liepsnos centro SRK turi didžiausią reikšmę 0,4305. Tai rodo, kad atstumas nuo liepsnos centro turi didžiausią svarbą modelio rezultato neapibrėžtumui. SRK neigiamas ženklas reiškia, kad didesnė atstumo nuo liepsnos centro reikšmė lemia mažesnę liepsnos spinduliuotės intensyvumą. Todėl tobulinant modelį, būtina tikslinti dujotiekio sprogo pasireiškimo aplinkybes, tiksliau apibrėžti modelio parametru kitimą.

Viena iš svarbiausių prielaidu, kuomet SRK turi jautrumo indekso prasmę, yra prielaida, kad tiesinio modelio determinacijos koeficientas  $R^2$  artimas vienetui, šiuo atveju su programine įranga SUSA jis gautas 0,4792. Jautrumo analizėje determinacijos koeficiento reikšmė nurodo tą tiesinio modelio rezultato neapibrėžtumą, kurią galima paaiškinti modelio parametru neapibrėžtumu.



**2.13 pav. Empiriniai koreliacijos koeficientai**

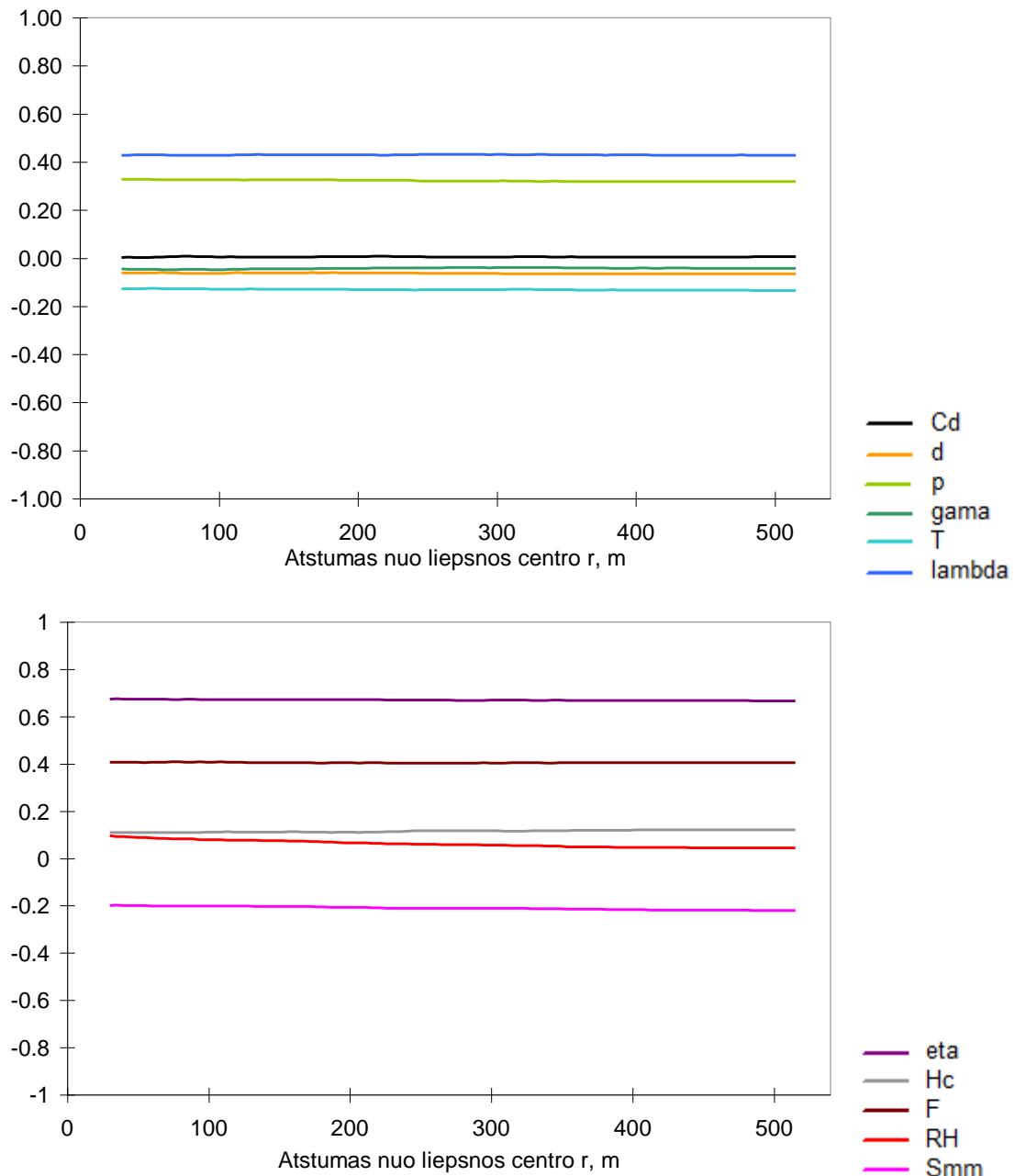
Empiriniai koreliacijos koeficientai tik patvirtina anksčiau pastebėtą informaciją, kad liepsnos intensyvumui labiausiai daro įtaką atstumas nuo liepsnos centro, o kitų parametru reikšmių įtaka gana silpna. Aišku, galima pastebėti, kad dar šiek tiek išsiskiria efektinio angos skersmens  $d$  (0,402) ir srauto sumažėjimo koeficiento  $\lambda$  (0,452) empiriniai koreliacijos koeficientai, tačiau nežymiai.

## 2.4.2. NUO PARAMETRO PRIKLAUSANTI JAUTRUMO ANALIZĖ

Norint išsiaiškinti, kaip kinta įtaka modelio rezultatams didėjant atstumui nuo liepsnos centro, buvo atlikta nuo parametro priklausanti jautrumo analizė. Taikant programinę priemonę SUSA buvo apskaičiuoti Spirmano ranginis koreliacijos koeficientas, standartizuotas regresijos koeficientas ir kiti. Pastebėta, kad nagrinėjamų parametru įtaka modelio rezultatams gana pastovi, t.y. mažai kintanti didėjant atstumui nuo liepsnos centro. Determinuotų modelių parametrams tai nėra būdingas rezultatas. Tokį reiškinį būtų galima paaiškinti tuo, kad liepsnos spinduliuotės intensyvumo modelio prielaidose nebuvo įvertintas tikėtinas parametru kitimas nagrinėjant nuotolį nuo liepsnos centro, ir tuo, kad modelio parametru tarpusavio priklausomybė neturi įtakos modeliavimo rezultatui.

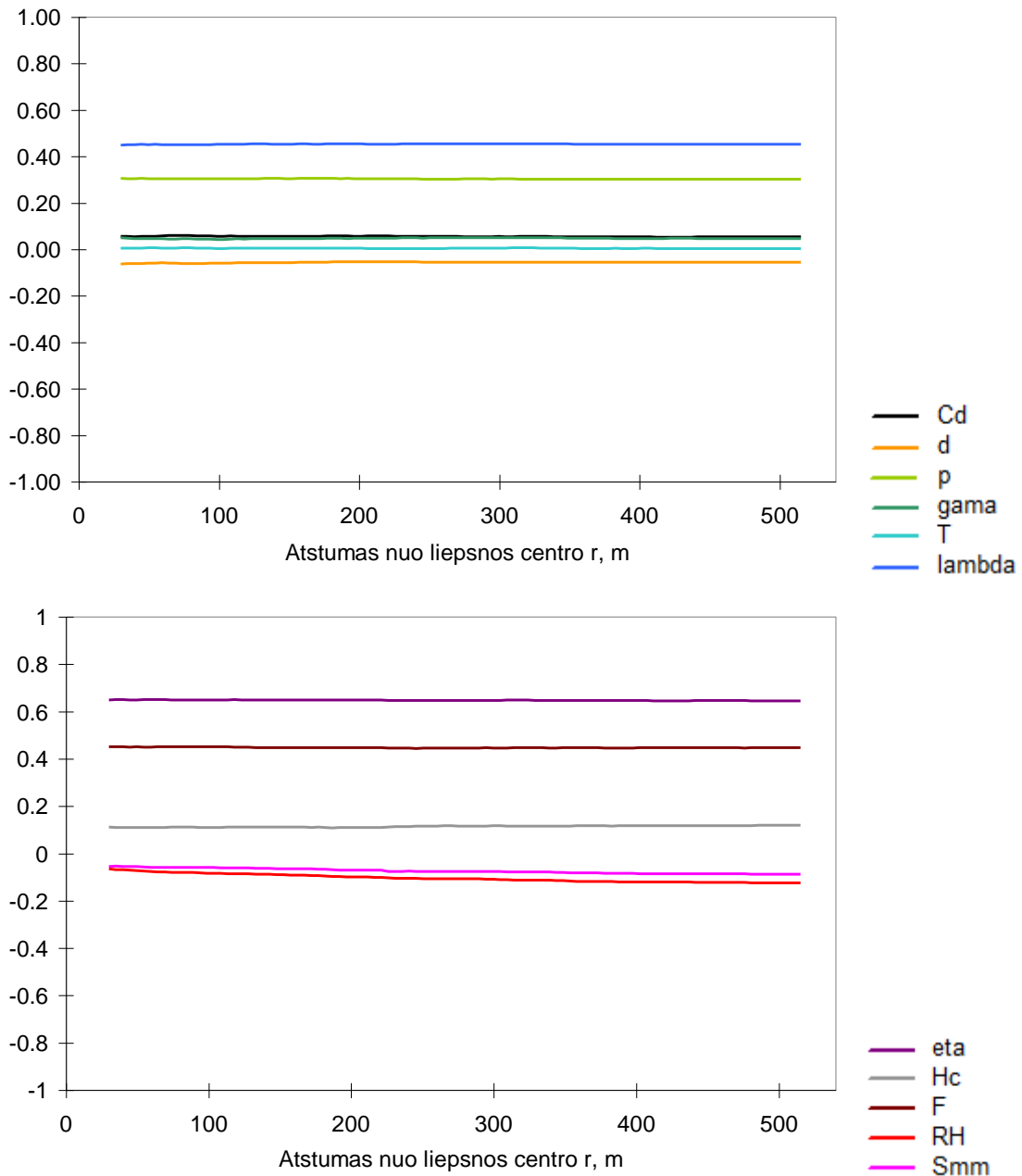
Spirmano ranginis koreliacijos koeficientas parodo, kokią dalį nagrinėjamo rezultato neapibrėžtumo paaiškina kiekvienas iš įvesties parametru. Spirmano ranginiai koreliacijos koeficientu rezultatai priklausantys nuo atstumo nuo liepsnos centro (žr. 2.14 pav.) atskleidė, kad modelio rezultatams didesnės įtakos turėjo išspinduliuojama degimo metu šilumos dalis  $\eta$ , koeficiento reikšmė svyruoja apie 0,67, todėl tai vidutinio stiprumo ryšys. Tarp srauto sumažėjimo koeficiento  $\lambda$ , išsiskyrusios šilumos dalies  $F$ , slėgių skirtumo  $p$ , prisotintų garu slėgio  $S_{mm}$  ir modelio rezultatų gautas silpnas ryšys, jis apibrėžiamas intervale (0,2; 0,5). Kitų parametru reikšmingumas modelio rezultatams

priklausantiems kintant atstumui nuo liepsnos centro yra labai silpnas, koreliacijos koeficientai išsidėstę intervale  $(-0,2; 0,2)$ .



**2.14 pav. Spirmano ranginiai koreliacijos koeficientai priklausantys nuo atstumo**

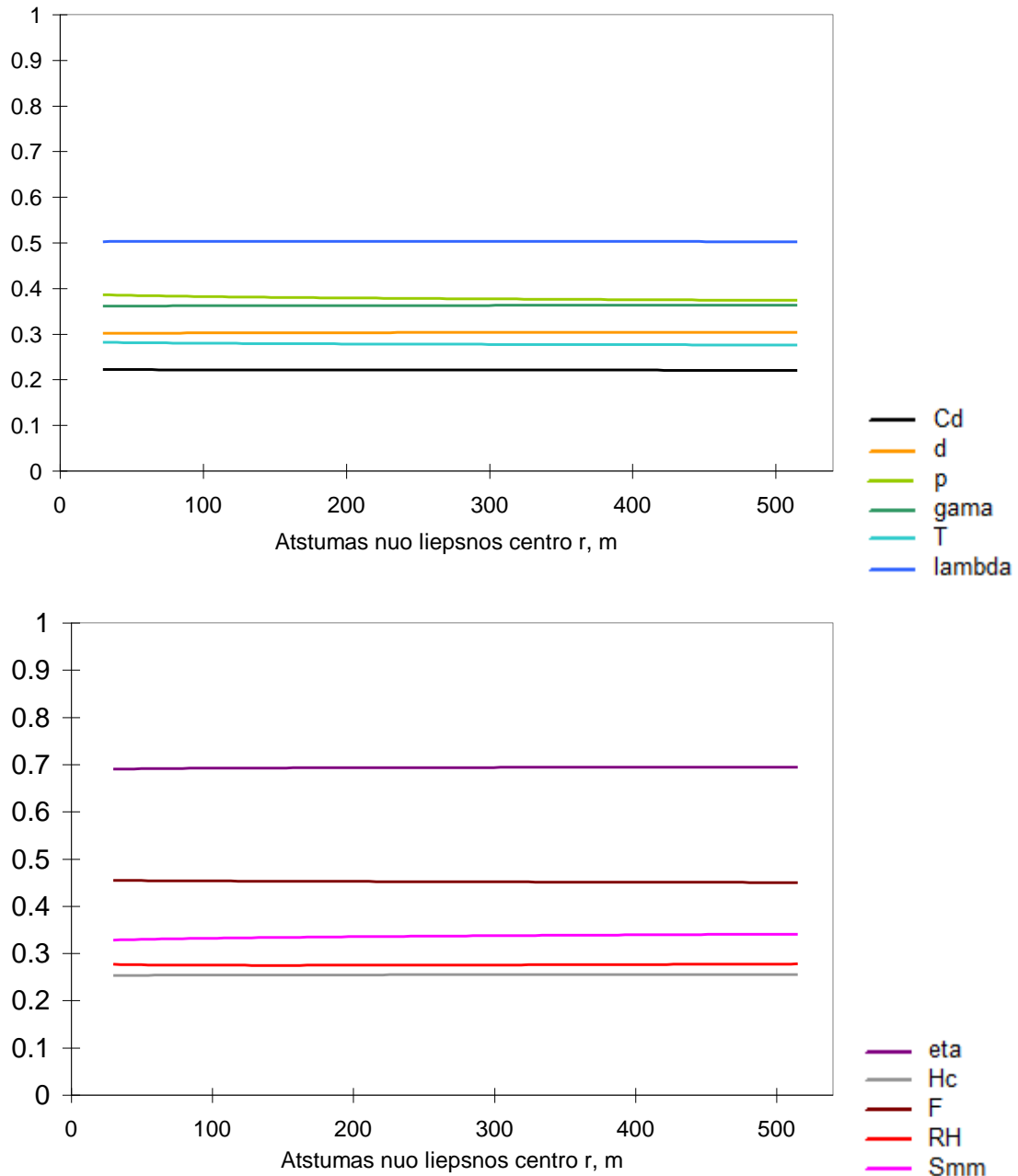
Standartizuoti regresijos koeficientai kintant atstumui nuo liepsnos centro (žr. 2.15 pav.) tik patvirtino Spirmano ranginių koreliacijos koeficientų rezultatus. Vėlgi pasitvirtino, kad modelio rezultatui didžiausią įtaką turėjo išspinduliuojama degimo metu šilumos dalis  $\eta$ . Nustatyta, kad tai vidutinio stiprumo ryšys. Standartizuotų regresijos koeficientų reikšmės šiam parametru svyruoja apie 0,65, kintant atstumui. Tiems parametrams, kuriems anksčiau buvo nustatytas labai silpnas ryšys liepsnos šiluminės spinduliuotės intensyvumui  $I$ , ryšio stiprumo reikšmės šiek tiek pakito, tačiau taip pat ir išliko išsidėstę intervale  $(-0,2; 0,2)$ .



**2.15 pav. Standartizuoti regresijos koeficientai priklausantys nuo atstumo**

Apie galimybę jautrumo analizei naudoti Spirmano ranginį koreliacijos koeficientą arba standartizuotą regresijos koeficientą galima spręsti pagal determinacijos koeficientą  $R^2$ . Determinacijos koeficientas  $R^2$  buvo apskaičiuotas taip pat programų paketo SUSA pagalba ir jis yra pastovus ir lygus  $R^2 = 0,933$ . Reiktų pastebėti, kad reikšmė yra artima vienetui, o tai reiškia, kad tiesinės regresijos modelis yra gerai suderintas su duomenimis ir įvesties parametrų neapibrėžtumas paaiškina didesnę dalį nagrinėjamo rezultato neapibrėžtumo.





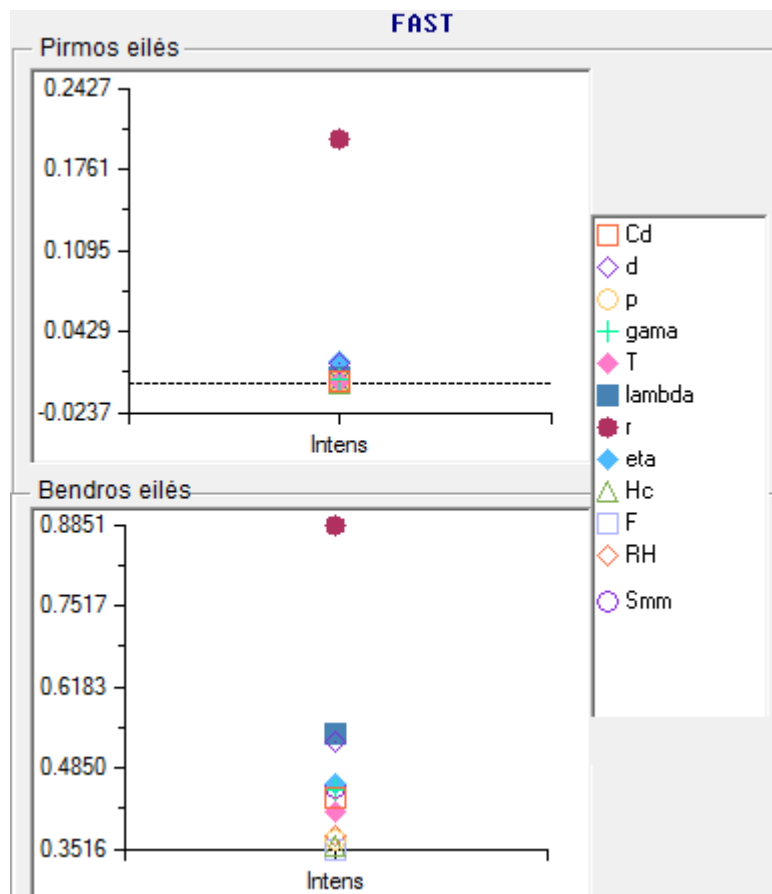
**2.16 pav. Empiriniai koreliacijos koeficientai priklausantys nuo atstumo**

Empirinis koreliacijos koeficientas yra tiesinio ryšio stiprumo tarp nagrinėjamo parametų ir modelio rezultatų matas. Empiriniai koreliacijos koeficientai kintant atstumui nuo liepsnos centro pateikti aukščiau esančiame paveiksle (žr. 2.16 pav.). Dominuojantys parametrai yra išspinduliuojama degimo metu šilumos dalis  $\eta$  (empirinio koreliacijos koeficiento reikšmė svyruoja apie 0,72) ir srauto sumažėjimo koeficiento  $\lambda$  (koeficiento reikšmė svyruoja apie 0,51). Šie parametrai turi didžiausią įtaką analizuojamo modelio rezultatams, t.y. šiluminės spinduliuotės intensyvumui  $I$ . Kitų parametų tiesinis ryšys yra silpnas, kinta intervale (0,2; 0,5).

## 2.5. DISPERSIJOS IŠSKAIDYMO METODAI

### 2.5.1. FAST METODO TAIKYMAS

Naudojant programinę priemonę SIMLAB, buvo realizuotas išplėstinis FAST metodas, paremtas dispersijos išskaidymu. Pirmos eilės efektas parodo santykinę rezultato dispersijos dalį dėl atitinkamo parametro, o bendras efektas parodo parametrų tarpusavio priklausomybės modelyje įtaką rezultato dispersijai. Jei bendras efektas yra gerokai didesnis, nei pirmos eilės efektas, tai tuomet rezultato neapibrėžtumas yra labai veikiamas šio parametro tarpusavio priklausomybės su kitais parametrais.



2.17 pav. FAST metodo rezultatai

Pritaikius išplėstinį FAST metodą šiluminės spinduliuotės intensyvumo  $I$  modelio analizei, gauti rezultatai pateikti aukščiau esančiame paveiksle (žr. 2.17 pav.). Jautrumo indeksai apskaičiuoti naudojant 10000 dydžio statistinę imtį. Atliekant skaliarinę jautrumo analizę, naudojantis SUSA programų paketu, buvo nustatyta, kad determinacijos koeficientas  $R^2 = 0,4798$ . Remiantis tuo, galima paaiškinti, kodėl bendro efekto rezultatai yra gerokai didesni, nei pirmos eilės efekto. Kadangi determinacijos koeficientas žemas ir rodo silpną tiesinę modelio elgseną, todėl rezultato neapibrėžtumas yra labai veikiamas atitinkamo parametro tarpusavio priklausomybės su kitais parametrais.

2.12 lentelė

## FAST metodo rezultatai

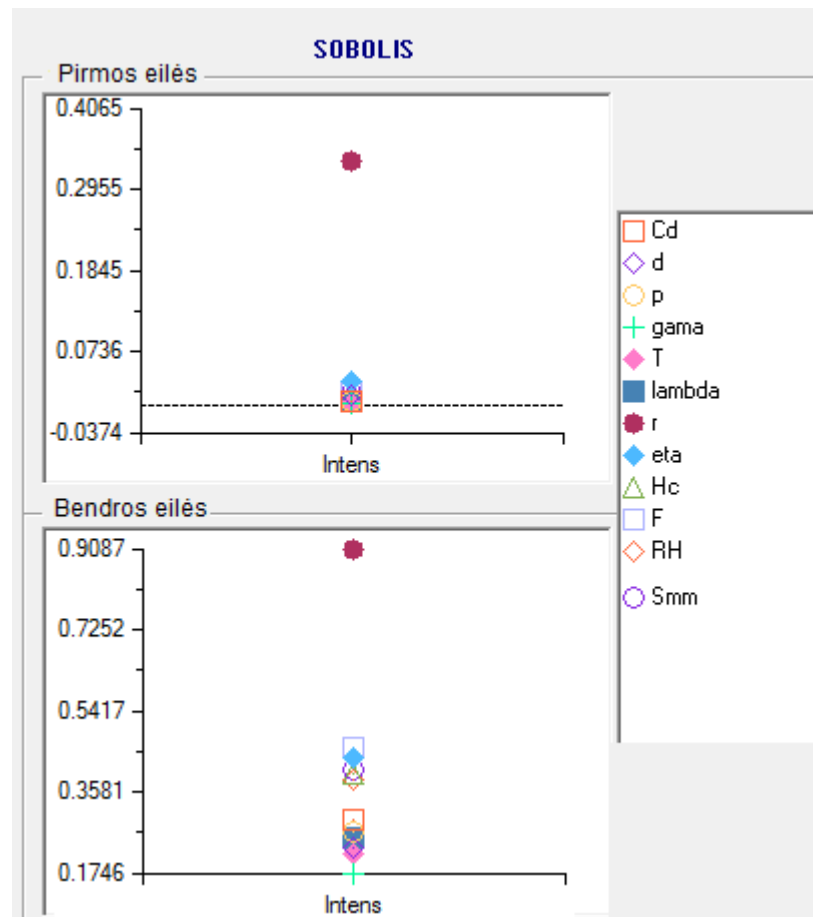
Eil. Nr.	Simbolis	Pilnas parametro pavadinimas	Pirmos eilės efektas	Bendras efektas
1	Cd	ištekėjimo koeficientas	0,0021	0,4349
2	d	efektinis angos skersmuo	0,0174	0,5298
3	p	slėgių skirtumas	0,0021	0,3683
4	gama	dujų savitųjų šilumų santykis	0,0040	0,4505
5	T	dujų temperatūra	0,0030	0,4119
6	lambda	srauto sumažėjimo koeficientas	0,0060	0,5404
7	r	atstumas nuo liepsnos centro	0,2006	0,8851
8	eta	išspinduliuojama degimo metu išsiskyrusios šilumos dalis	0,0188	0,4602
9	Hc	degant išsiskirianti šiluma	0,0010	0,3569
10	F	išsiskyrusios šilumos dalis	0,0028	0,3516
11	RH	trupmeninis santykinis drėgnumas	0,0034	0,3748
12	Smm	prisotintų garų slėgis	0,0006	0,4528

Aukščiau esančioje lentelėje yra pateikti apskaičiuoti visų neapibrėžtų parametrų pirmos eilės ir bendri efektai (žr. 2.12 lentelę). Pastebime, kad atstumas nuo liepsnos centro  $r$  pirmos eilės efektas nagrinėjamo modelio rezultatui yra 0,2006, o visų kitų parametrų efektai yra labai silpni. Didžiausias bendros eilės efektas priklauso atstumui nuo liepsnos centro  $r$ , jis yra 0,8851. Tai parodo šio parametro tarpusavio priklausomybės modelyje įtaką rezultato dispersijai.

### 2.5.2. SOBOLIO METODO TAIKYMAS

Taikant programinę priemonę SIMLAB, taip pat darbe buvo nagrinėjama Sobolio jautrumo analizė, paremta dispersijos išskaidymo metodu. Atliekant Sobolio jautrumo analizę yra svarbu, kad parametrai būtų tarpusavyje nepriklausomi. Analizės metu yra apskaičiuojamas pirmos eilės efektas, kuris yra pagrindinio parametro indėlis į rezultato dispersiją, taigi jis nustato efektą kintant vienam parametrai, bet įvertinant vidurkį apskaičiuojamas per kitų parametrų kitimus. Taip pat buvo nustatytas ir bendras efektas, kuris skaičiuoja efektą į parametro dispersiją, įtraukiant visą dispersiją, sukeltą bet kurios eilės, su bet kurių kitų parametrų kintamųjų sąveika.

Žemiau esančiame paveiksle pavaizduoti grafikai, kurie iliustruoja Sobolio jautrumo analizės rezultatus (žr. 2.18 pav.).



**2.18 pav. Sobolio jautrumo analizė**

Atlikus Sobolio jautrumo analizę, buvo nustatyta, kad didžiausią pirmos eilės efektą nagrinėjamo modelio rezultatui turi atstumas nuo liepsnos centro  $r$ . Tačiau rezultatai šiek tiek pasikeitė apskaičiuavus bendrą efektą. Pastebėta, kad didžiausią bendros eilės efektą turi atstumas nuo liepsnos centro  $r$ , tai pat pasižymėjo ir išsiskyrusios šilumos dalis  $F$ . Kadangi bendras efektas yra gerokai didesnis, nei pirmos eilės efektas, vadinasi rezultato neapibrėžtumas yra labai veikiamas atitinkamo parametro tarpusavio priklausomybės su kitais parametrais. Žemiau esančioje lentelėje yra pateikti apskaičiuoti visų neapibrėžtų parametru pirmos eilės ir bendri efektai (žr. 2.13 lentelę).

2.13 lentelė

## Sobolio metodo rezultatai

Eil. Nr.	Simbolis	Pilnas parametro pavadinimas	Pirmos eilės efektas	Bendras efektas
1	Cd	ištekejimo koeficientas	0,0071	0,2989
2	d	efektyvus angos skersmuo	0,0159	0,2326
3	p	slėgių skirtumas	0,0065	0,2680
4	gamma	dujų savitųjų šilumų santykis	0,0033	0,1745
5	T	dujų temperatūra	0,0040	0,2201
6	lambda	srauto sumažėjimo koeficientas	0,0066	0,2542
7	r	atstumas nuo liepsnos centro	0,3326	0,9087
8	eta	išspinduliuojama degimo metu išsiskyrusios šilumos dalis	0,0340	0,4385
9	Hc	degant išsiskirianti šiluma	0,0110	0,4017
10	F	išsiskyrusios šilumos dalis	0,0205	0,4595
11	RH	trupmeninis santykinis drėgnumas	0,0156	0,3853
12	Smm	prisotintų garų slėgis	0,0173	0,4080

Pastebime, kad atstumas nuo liepsnos centro  $r$  pirmos eilės efektas nagrinėjamo modelio rezultatui yra 0,3326. Didžiausias bendros eilės efektas priklauso atstumui nuo liepsnos centro  $r$ , jis yra 0,9087 (žr. 2.13 lentelę). Aiškiai galima pastebėti, kad Sobolio metodo rezultatai gana tiksliai atspindi išplėstinio FAST metodo rezultatus, tačiau jautrumo indeksai apskaičiuoti naudojant ne 10000 dydžio statistinę imtį, o tik 1664.

## REZULTATAI IR IŠVADOS

1. Atžvelgiant į tai, kad rizikos vertinimas yra svarbus kontroliuojant rizikos lygį, darbe pateiktas kiekybinės rizikos įvertinimo metodas, naudojamas vertinant ir tiriant magistralinio gamtinių dujų vamzdyno sprogo atvejį. Darbe taip pat pristatytas modelis, skirtas dujotiekių avarijos padarinių įvertinimui, t.y. šiluminės spinduliuotės nuo ilgalaikės ugnies pasekmių vertinimui, ir pateikta tam skirta tikimybinės neapibrėžtumo analizės metodika.
2. Išplėtojus dujotiekio sprogo metu susidariusios liepsnos padarinių modelį, buvo nustatyta, kad modelis yra sąlygotas 12-os neapibrėžtų parametrų. Apie juos surinkta visa prieinama informacija ir ištirtas galimas parametrų kitimas, įvertinant jų kitimo intervalus ir pasiskirstymus.
3. Taikant tikimybinę neapibrėžtumo analizę dujotiekio sprogo modeliui, nustatyti dideli rezultatų neapibrėžtumai. Naudojant programinę priemonę SUSA, įvertintas liepsnos spinduliuotės intensyvumo tolerancijos intervalas buvo ( $222,39 \text{ W/m}^2$ ;  $301140 \text{ W/m}^2$ ). Gautų rezultatų pasiskirstymą geriausiai apibūdina lognormalusis skirstinys su tyrimo metu nustatytais parametrais  $\mu = 8,0136$  ir  $\sigma = 1,3296$ .
4. Vertinant riziką ir atsižvelgiant į turimus reikšmių neapibrėžtumus, buvo apskaičiuota, kad su tikimybe 0,031 galimas 100% mirtingumo poveikis žmogaus sveikatai. Taip pat nustatyta, kad su tikimybe 0,581 žmogus nepajus žymaus poveikio sveikatai, padarius prielaidą, kad įvykus dujotiekio avarijai, jis 30 s bėgs kuo toliau nuo nelaimės vietos.
5. Atlikus atskirą nuo parametro priklausančią neapibrėžtumo analizę, buvo nustatytas šiluminės spinduliuotės intensyvumo kitimas priklausomai nuo atstumo iki liepsnos centro ir išskirtos viršutinė ir apatinė tolerancijos riba (0,95; 0,95). Remiantis jomis nustatyta, kad pavojaus sveikatai visai nėra žmogui esant 106,53 – 266,72 m spinduliu nuo vamzdyno trūkio vietos.
6. Atliekant skaliarinę jautrumo analizę, buvo nustatyta, jog liepsnos spinduliuotės intensyvumui labiausiai įtaką darantis parametras yra atstumas iki liepsnos centro  $r$ . Tačiau, pritaikius jautrumo analizę, priklausančią nuo atstumo iki liepsnos centro, buvo įvertinta, kad modelio rezultatui didžiausią įtaką turėjo degimo metu išspinduliuojama šilumos dalis  $\eta$ .
7. Pritaikius dispersijos išskaidymo metodu paremtą jautrumo analizę, paaiškėjo, kad pirmos eilės ir bendros eilės efektą modelio rezultatams turėjo atstumas nuo liepsnos centro  $r$ . Kadangi bendras efektas yra gerokai didesnis, nei pirmos eilės efektas, tai rezultato neapibrėžtumas yra veikiamas šio parametro tarpusavio priklausomybės su kitais parametrais.
8. Atsiradus naujų žinių apie dujotiekio sprogo modelio parametrų neapibrėžtumą ir siekiant taikyti gautus rezultatus, pats modelio rezultatų neapibrėžtumo ir rizikos vertinimas turi būti atnaujintas.

## LITERATŪRA

1. Alzbutas R., Kupčiūnienė K., Adlytė R., Augutis J. Lėktuvo kritimo ant Ignalinos AE tikimybės vertinimas atsižvelgiant į duomenų neapibrėžtumą /Energetika, 2007, 1-9p.
2. Alzbutas R., Povilaitis M., Vitkutė J. Application of probabilistic uncertainty analysis for modeling of gas pipeline explosion / 11th international probabilistic safety assessment and management conference and the annual European safety and reliability conference (PSAM11 ESREL2012), Helsinki Finland, June 25-29, 2012. IAPSAM & ESRA, 2012. ISBN 978-1-62276-436-5, p. 5561-5570.
3. Alzbutas R., Dujų sprogimo pasekmės. Tarpinė ataskaita / Lietuvos energetikos institutas. Kaunas, 2009. 32 p.
4. Augutis J. Ušpuras E. Technologijų rizika / Lietuvos energetikos institutas, 2006, 247 p.
5. Bilo M., Kinsman P. R., Thermal radiation criteria used in pipeline risk assessment / Pipes & pipelines international, 1997 November – December, p 17 – 25.
6. Cacuci D. G., Sensitivity and Uncertainty Analysis theory. Vol. 1. Chapman & Hall / CRC, 2003.
7. CCPS, Guidelines for Chemical Process Quantitative Risk Analysis. Center for Chemical Process Safety, American Institute of Chemical Engineers, New York, 2000.
8. CPQRA, Guideline for Chemical Process Quantitative Risk Analysis, ISBN 0-8169-0402-2, The Center for Chemical Process Safety of American Institute of Chemical Engineers, 1988.
9. Crane Technical Paper No. 410 (TP-410), Flow of Fluids Through Valves, Fittings, and Pipe Crane Company, 2009.
10. Čekanavičius V., Murauskas G. Statistika ir jos taikymai. II. Vilnius: TEV, 2002, 272p.
11. e-Handbook of Statistical Methods, NIST/SEMATECH e-Handbook of Statistical Methods., [interaktyvus]. 2003-06-01[žiūrėta 2013-03-20]. Prieiga per internetą: <http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/>.
12. Hymes, I., The physiological and pathological effects of thermal radiation. Systems reliability directorate, report SRD, R275, Culchec, Warrington, UK, 1983.
13. Hofer E. Sensitivity analysis in the context of uncertainty analysis for computationally intensive models / Computer Physics Communications. Elsevier Science. 1999, p. 21–34.
14. IGE, Steel pipeline for high pressure gas transmission / IGE Code TD/1, fourth ed., Communication, vol. 1670, 2001.
15. Jo Y.-D, Ahn B.J., A method of quantitative risk assessment for transmission pipeline carrying natural gas / Journal of Hazardous Materials A123, 2005 p. 1–12.
16. Jo Y.-D, Ahn B.J., Analysis of hazard area associated with highpressure natural-gas pipeline, J. Loss Prev. Process Ind., 2002.
17. Kloos M., Hofer E., SUSA Version 3.2. User's guide and tutorial, GRS, Garching, 1999.
18. Kopustinskas V., Alzbutas R., Augutis J. Matematinų modelių parametrų jautrumo ir rezultatų neapibrėžtumo statistiniai tyrimo metodai / Energetika, 2007, p. 10–15.
19. Kuprewicz R.B. Preventing Pipeline Releases, Prepared for the Washington City and County Pipeline Safety Consortium (<http://www.mrsc.org/subjects/PubSafe/prevpiprel.pdf>). Accufacts Inc., 2003.
20. Mannan, S., Lees' Loss Prevention in the Process Industries, Butterworth-Heinemann, 2004.
21. Modarres M., Kaminskiy M., Krivtsov V. Reliability Engineering and Risk Analysis; A. Practical Guide, Marcel Dekker, 1999.
22. Orifice, Nozzle and Venturi Flow Rate Meters [interaktyvus]. [žiūrėta 2013-04-20]. Prieiga per internetą:[http://www.engineeringtoolbox.com/orifice-nozzle-venturi-d\\_590.html](http://www.engineeringtoolbox.com/orifice-nozzle-venturi-d_590.html).
23. Pagrindinės vamzdynų avarijos. Vikipedija tinklapis [interaktyvus]. Interneto enciklopedija [žiūrėta 2011-03-20]. Prieiga per internetą: [http://en.wikipedia.org/wiki/List\\_of\\_pipeline\\_accidents](http://en.wikipedia.org/wiki/List_of_pipeline_accidents).
24. Pipeline Failure Investigation Reports, U.S. Department of Transportation, Pipeline & Hazardous Materials Safety Administration, Data & Statistic. [shttp://www.phmsa.dot.gov/pipeline/library](http://www.phmsa.dot.gov/pipeline/library)

25. Richard B. Kuprewicz., Prepard for the Washington City and County Pipeline Safety Consortium. Iš *mrsc* [interaktyvus]. 2003 [žiūrėta 2013-03-20]. Prieiga per internetą: <http://www.mrsc.org/subjects/PubSafe/prevpiprel.pdf>.
26. Rocquigny E., Devictor N., Tarantola S. Uncertainty in Industrial Practice A Guide to Quantitative Uncertainty Management / John Wiley & Sons, 2008, Vol. 1. p. 4–18.
27. Saltelli, A. et. al. Global Sensitivity Analysis: The Primer, John Wiley & Sons, 2008.
28. Saugumo inžinerija. Vikipedija tinklapis [interaktyvus]. Interneto enciklopedija [žiūrėta 2013-04-18]. Prieiga per internetą: [http://en.wikipedia.org/wiki/Safety\\_engineering](http://en.wikipedia.org/wiki/Safety_engineering)
29. SIMLAB 2.2 Reference Manual, European Commission, Institute for Protection and Security of Citizens <http://simlab.jrc.ec.europa.eu/>
30. Stephens, M.J., A model for sizing high consequence areas associated with natural gas pipelines, Topical report, C-FER Technologies, Canada, 2000.
31. Technica, 1988 m., Techniques for Assessing Industrial Hazards: A manual. World bank technical paper nr. 55, The International bank for reconstruction and development, The World Bank, Washington, DC, USA.
32. Tikimybinės rizikos įvertinimas. Vikipedija tinklapis [interaktyvus]. Interneto enciklopedija [žiūrėta 2013-04-18]. Prieiga per internetą: [http://en.wikipedia.org/wiki/Probabilistic\\_risk\\_assessment](http://en.wikipedia.org/wiki/Probabilistic_risk_assessment)
33. TNO Green Book, Methods for the Determination of Possible Damage, The Netherlands, 1989, Chapter 1.
34. TNO Purple Book, Guideline for Quantitative Risk Assessment, Committee for the Prevention of Disasters, The Netherlands, 1999, Chapter 6.
35. Ušpuras E., Rimkevičius S., Povilaitis M., Iešmantas T., Alzbutas R. Hazard analysis and consequences assessment of gas pipeline rupture and natural gas explosion / Management of natural resources, sustainable development and ecological hazards. Ravage of the planet III : third international conference on management of natural resources, sustainable development and ecological hazards / Ed. C.A. Brebbia, S.S. Zubir. Ashurst, Southampton : WIT Press, 2012. ISBN 978-1-84564-532-8, p. 495-504.
36. Wayne, F. D., An economical formula for calculating atmospheric infrared transmissivities / Journal of Loss Prevention in the Process Industries, 4(2), 1991, p. 86–92,
37. Xiaoping Du, Wei Chen. A most probable point based method for uncertainty analysis. IDEAL, Department of Mechanical Engineering, University of Illinois at Chicago, 2001.



# 1 PRIEDAS. PARAMETRŲ $d$ IR $p$ SKIRSTINIŲ ĮVERČIAI IR KVANTILIAI

Normaliojo skirstinio kvantiliai (skersmuo)		
Procentai	Kvantiliai	
	Stebėjimų	Įvertinimų
<b>1</b>	0,3239	0,26826
<b>5</b>	0,3556	0,39687
<b>10</b>	0,508	0,46543
<b>25</b>	0,6096	0,57999
<b>50</b>	0,762	0,70727
<b>75</b>	0,762	0,83456
<b>90</b>	0,9144	0,94912
<b>95</b>	0,9144	1,01768
<b>99</b>	1,0668	1,14628

Normaliojo skirstinio parametrai (skersmuo)		
Parametras	Simbolis	Įvertis
<b>Vidurkis</b>	Mu	0,707271
<b>Std. Nuokr.</b>	Sigma	0,188714

Normaliojo skirstinio kvantiliai (slėgis)		
Procentai	Kvantiliai	
	Stebėjimų	Įvertinimų
<b>1</b>	3426696	2978095
<b>5</b>	3943803	3762384
<b>10</b>	4460910	4180486
<b>25</b>	4950438	4879116
<b>50</b>	5508913	5655345
<b>75</b>	6687917	6431573
<b>90</b>	6825812	7130203
<b>95</b>	7005076	7548305
<b>99</b>	8253028	8332595

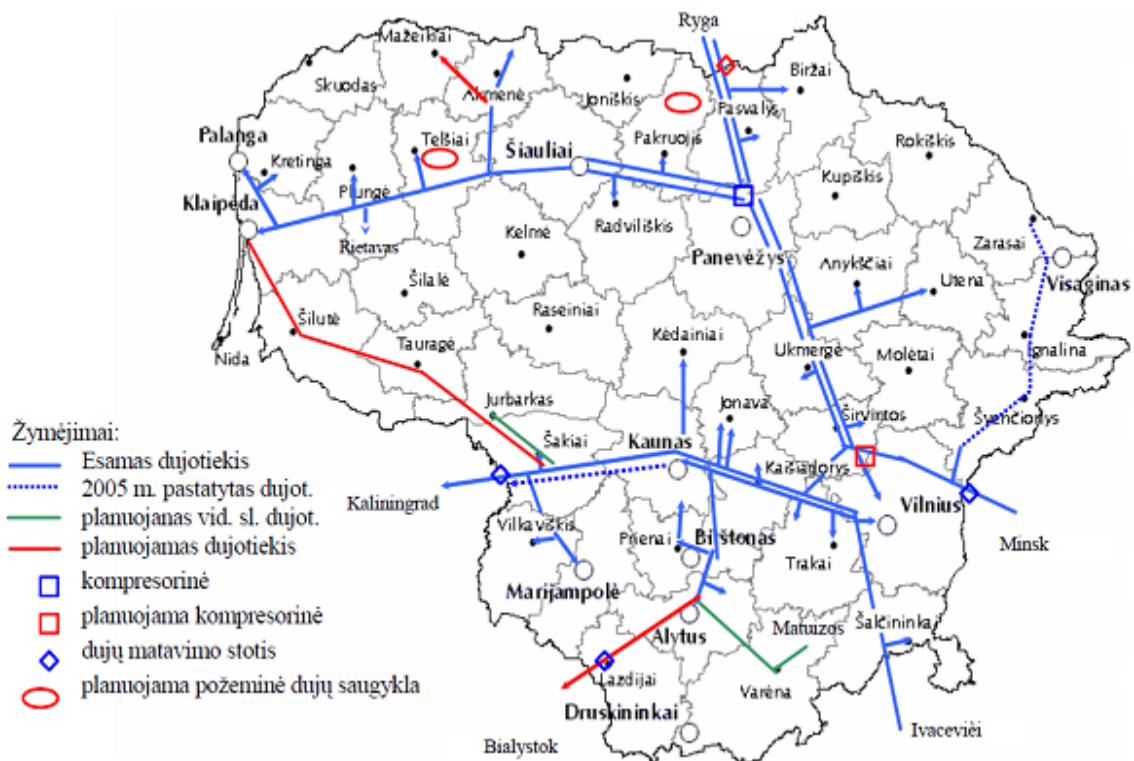
Normaliojo skirstinio parametrai (slėgis)		
Parametras	Simbolis	Įvertis
<b>Vidurkis</b>	Mu	5655345
<b>Std. Nuokr.</b>	Sigma	1150838

## 2 PRIEDAS. LIETUVOS DUJŲ TIEKIMO SISTEMOS TINKLŲ SCHEMA

Atsižvelgiant į esamus ir naujai atsirandančius gamtinių dujų poreikius, nagrinėjamas magistralinis ir skirstomasis dujotiekis yra nuolatos modernizuojamas ir plečiamas (žr. 2.19 pav.).

Bendru atveju dujotiekiu laikoma vamzdžių sistema degiosioms dujoms tiekti. Magistralinį dujotiekį dažniausiai sudaro didelio skersmens (iki 1420 mm) plieniniai vamzdžiai, dujų kompresorinės transportuojamų dujų slėgiui padidinti, dujų talpyklos, kuriose kaupiamos dujos, kai jų suvartojama mažiau (pvz., naktį), dujų skirstyklos, kuriose tikrinami dujų parametrai, sumažinamas slėgis ir jos paskirstomos į skirstomąjį tinklą, ryšių linijos, pagalbinių ir aptarnavimo įrenginiai. Magistraliniu dujotiekiu paprastai tiekiamos iki 5,5-8 MPa suslėgtos dujos.

Skirstomasis dujotiekis būna didelio (0,3-1,2 MPa), vidutinio (0,005-0,3 MPa) ir mažo (<0,005 MPa) slėgio. Dujų slėgį sumažina ir palaiko jį pastovų dujų slėgio reguliavimo punktas. Iš mažo slėgio skirstomojo dujotiekio dujos tiekiamos į gyvenamųjų namų, visuomeninių pastatų, mažų įmonių vidaus dujotiekių tinklus, iš vidutinio ir didelio (paprastai iki 0,6 MPa) slėgio – į pramonės įmonių, katilinių, elektrinių vidaus tinklus



2.19 pav. Lietuvos magistralinis dujotiekis

### 3 PRIEDAS. DUJOTIEKIO AVARIJOS SUKELTŲ PASEKMIŲ VAIZDAI

2010 birželio 7-ąją maždaug 91 cm skersmens dujotiekio sproginimas įvykęs Johnson County, Teksase, JAV, buvo sukeltas darbuotojų, montuojančių stulpus elektros linijoms. Vienas darbuotojas žuvo, ir šeši buvo sužaloti. Čia pateiktos fotografijos iš įvykio vietos.



2.20 pav. Nuotraukos iš avarijos įvykusios Teksase, JAV

### 3 PRIEDAS. SUSA NEAPIBRĒŽTUMO ANALIZĒS ĪVESTIES KODAI

#### Skaliarinē neapibrēžtumo analizē:

STRAIPSNIUI20121121 Source Listing 19-May-2013  
 19:50:59 Compaq Visual Fortran 6.6-1684 Page 1  
 16:00:20 straipsniui20121121.for 19-May-2013

```

1 C
2     PROGRAM straipsniui20121121
3 C
4 C*****
5     IMPLICIT REAL (A-Z)
6     LOGICAL DONE
7 C*****
8 C
9 C     PARFILE: unformatted file with parameter values
10 C    CONPRINT: print file for documentation
11 C    CONFILE: unformatted file with model output values
12 C
13     CHARACTER*255 PARFILE,CONPRINT,CONFILE
14 C*****
15 C    TITLE: title of the application
16 C
17     CHARACTER*255 TITLE
18 C*****
19 C    DATE and TIME values
20 C
21     INTEGER YEAR,MON,DAY,HOUR,MIN,SEC
22 C*****
23 C    I,J: indices
24 C    NPARS: number of parameter values
25 C    NCONS: number of output values
26 C    IER: error indicator
27 C
28     INTEGER I,J,NPARS,NCONS,IER
29     REAL,ALLOCATABLE::PARS(:),CONS(:)
30 C*****
31 C
32 C    Input File
33     OPEN(5,FILE='MODELRUNS.INP')
34 C
35     READ(5,*) TITLE
36     READ(5,*) PARFILE,CONPRINT,CONFILE
37     READ(5,*) NPARS,NCONS
38     CLOSE(5)
39 C
40 C    Documentation File
41     OPEN(6,FILE=CONPRINT)
42 C
43     WRITE(6,'(63A1)') ('-',J=1,63)
44     WRITE(6,'(/A/)') TITLE
45     WRITE(*,'(/2X,A/)') TITLE
46     CALL GETDAT(YEAR,MON,DAY)
47     WRITE(6,'(A,I4,A,I2.2,A,I2.2)')
48     * 'DATE: ',YEAR,'/',MON,'/',DAY
49     CALL GETTIM(HOUR,MIN,SEC,I)
50     WRITE(6,'(A,I2.2,A,I2.2)') 'TIME: ',HOUR,':',MIN
51     WRITE(6,'(63A1)') ('-',J=1,63)
52     WRITE(*,'(63A1)') ('-',J=1,63)
53     WRITE(6,'(A,A)') 'DESIGN READ FROM: ',PARFILE
54     WRITE(6,'(A,A)') 'CONSEQUENCES WRITTEN TO: ',CONFILE
55     WRITE(6,'(A,I4)') 'NUMBER OF PARAMETERS: ',NPARS

```





```

1-00000058 I*4 DAY 1-00000004 R*4 INTENS 1-00000268 CHAR
PARFILE 1-00000368 CHAR TITLE
** L*4 DONE ** I*4 J 1-00000008 R*4 Q
1-00000060 I*4 YEAR
1-0000002C R*4 ETA 1-00000030 R*4 LAMBDA ** R*4 R
1-00000024 R*4 F ** R*4 LC 1-00000020 R*4 RH
1-0000000C R*4 FI ** R*4 LH 1-0000004C I*4 SEC

```

```

STRAIPSNUI20121121 Source Listing 19-May-2013
19:50:59 Compaq Visual Fortran 6.6-1684 Page 4
16:00:20 straiPSniui20121121.for 19-May-2013

```

## ARRAYS

Address	Type	Name	Bytes	Dimensions
2-00000238	R*4	CONS	32	(:)
2-00000258	R*4	PARS	32	(:)

## LABELS

Address	Label	Address	Label
4-00000FA0	10	**	20

```

STRAIPSNUI20121121 Source Listing 19-May-2013
19:50:59 Compaq Visual Fortran 6.6-1684 Page 6
16:00:20 straiPSniui20121121.for 19-May-2013

```

```

/I path : .\,C:\Program Files\Microsoft Visual
Studio\DF98\IMSL\INCLUDE\,C:\Program Files\Microsoft Visual Studio\DF98\...
C:\Program Files\Microsoft Visual Studio\VC98\INCLUDE\
/V filename : straiPSniui20121121.lst
/o filename : C:\Users\Jurate\AppData\Local\Temp\objDFE.tmp
/nobrowser
/Fd filename : none

```

COMPILER: Compaq Visual Fortran 6.6-1684-47B6E

## COMPILATION STATISTICS

```

CPU time: 0.11 seconds
Elapsed time: 0.11 seconds
Pagefaults: 0
I/O Count: 0

```

## Nuo parametro priklausanti neapibrėžtumo analizė:

BANDYMAS0423

Source Listing

20-May-2013

22:06:54 Compaq Visual Fortran 6.6-1684 Page 1

17-May-2013

13:09:42 bandymas0423.for

```

1 C
2     PROGRAM bandymas0423
3 C
4 C*****
5     IMPLICIT REAL (A-Z)
6     LOGICAL DONE
7 C*****
8 C
9 C     PARFILE: unformatted file with parameter values
10 C    CONPRINT: print file for documentation
11 C    CONFILE: unformatted file with model output values
12 C
13     CHARACTER*255 PARFILE,CONPRINT,CONFILE
14 C*****
15 C    TITLE: title of the application
16 C
17     CHARACTER*255 TITLE
18 C*****
19 C    DATE and TIME values
20 C
21     INTEGER YEAR,MON,DAY,HOUR,MIN,SEC
22 C*****
23 C    NI: number of index values
24 C    NPH,K,L1,L2: auxiliary integers for print output
25 C
26     INTEGER NI,NPH,K,L1,L2
27 C*****
28 C    I,J: indices
29 C    NPARS: number of parameter values
30 C    NCONS: number of output values
31 C    IER: error indicator
32 C    CONS(0): time or any other index value
33 C
34     INTEGER I,J,NPARS,NCONS,IER
35     REAL,ALLOCATABLE::PARS(:),CONS(:)
36 C*****
37 C
38 C    Input File
39     OPEN(5,FILE='MODELRUNS.INP')
40 C
41     READ(5,*) TITLE
42     READ(5,*) PARFILE,CONPRINT,CONFILE
43     READ(5,*) NPARS,NCONS
44     CLOSE(5)
45 C
46 C    Documentation File
47     OPEN(6,FILE=CONPRINT)
48 C
49     WRITE(6,'(63A1)') ('-',J=1,63)
50     WRITE(6,'(/A/)') TITLE
51     WRITE(*,'(/2X,A/)') TITLE
52     CALL GETDAT(YEAR,MON,DAY)
53     WRITE(6,'(A,I4,A,I2.2,A,I2.2)')
54     * 'DATE: ',YEAR,'/',MON,'/',DAY
55     CALL GETTIM(HOUR,MIN,SEC,I)
56     WRITE(6,'(A,I2.2,A,I2.2)') 'TIME: ',HOUR,':',MIN
57     WRITE(6,'(63A1)') ('-',J=1,63)

```







BANDYMAS0423 Source Listing  
 22:06:54 Compaq Visual Fortran 6.6-1684 Page 4

20-May-2013

17-May-2013

13:09:42 bandymas0423.for

```

172      REWIND(861)
173      END IF
174      GOTO 30
175  50   CONTINUE
176      ENDDO
177  30   CONTINUE
178 C
179      WRITE(6, '( /A, I4) ') 'NUMBER OF INDEX VALUES:', NI
180 C!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!
181      I= I+1
182      GOTO 20
183  10   DONE=.TRUE.
184  20   CONTINUE
185      ENDDO
186      WRITE(6, '(63A1)') ('-', J=1, 63)
187      STOP
188      END

```

#### PROGRAM SECTIONS

Name	Bytes	Attributes
1 .bss WRT QUAD	1092	NOPIC CON REL LCL NOSHR NOEXE RD
2 .data WRT QUAD	688	NOPIC CON REL LCL NOSHR NOEXE RD
3 .literal NOWRT QUAD	508	PIC CON REL LCL SHR NOEXE RD
4 .text NOWRT QUAD	5079	PIC CON REL LCL SHR EXE NORD
5 .drectve NOWRT QUAD	115	NOPIC CON REL LCL NOSHR NOEXE NORD
Total Space Allocated	7482	

#### ENTRY POINTS

Address	Name
4-00000000	BANDYMAS0423

#### VARIABLES

Address	Type	Name	Address	Type	Name	Address	Type	Name
1-00000040	R*4	A	**	R*4	GAMA	**	R*4	
LAMBDA	1-00000244	CHAR	PARFILE					
**	R*4	CD	**	R*4	HC	**	R*4	LC
1-00000008	R*4	Q						
1-00000044	CHAR	CONFILE	1-00000030	I*4	HOURL	**	R*4	LH
**	R*4	RH						
1-00000144	CHAR	CONPRINT	1-00000024	I*4	I	1-0000002C	I*4	MIN
1-00000028	I*4	SEC						

```

1-00000014 R*4 D          1-00000018 I*4 IER          1-00000038 I*4 MON
**          R*4 SMM
1-00000034 I*4 DAY          1-00000004 R*4 INTENS          1-0000001C I*4
NCONS      **          R*4 T          **          I*4 J          **          I*4 NI
1-00000010 R*4 TAU          **          I*4 K          1-00000020 I*4
**          R*4 ETA          **          I*4 L1          **          I*4 NPH
NPARS      1-00000344 CHAR TITLE          **          I*4 L2          **          R*4 P
**          R*4 F          **          I*4 L2          **          R*4 P
1-0000003C I*4 YEAR
1-0000000C R*4 FI

```

```

BANDYMAS0423                               Source Listing                               20-May-2013
22:06:54 Compaq Visual Fortran 6.6-1684   Page 5
                                           17-May-2013
13:09:42 bandymas0423.for

```

## ARRAYS

Address	Type	Name	Bytes	Dimensions
2-00000270	R*4	CONS	32	(:)
2-00000290	R*4	PARS	32	(:)

## LABELS

Address	Label	Address	Label	Address	Label	Address	Label
Address	Label	Address	Label	Address	Label	Address	Label
4-000012E7	10	**	20	4-00001253	30	4-000011F7	40
**	50	**	100				

```

BANDYMAS0423                               Source Listing                               20-May-2013
22:06:54 Compaq Visual Fortran 6.6-1684   Page 7
                                           17-May-2013
13:09:42 bandymas0423.for

```

```

/I          path      :  .\,C:\Program Files\Microsoft Visual
Studio\DF98\IMSL\INCLUDE\,C:\Program Files\Microsoft Visual Studio\DF98\...
          C:\Program Files\Microsoft Visual Studio\VC98\INCLUDE\
/V          filename  :  bandymas0423.lst
/o          filename  :  C:\Users\Jurate\AppData\Local\Temp\obj2786.tmp
/nobrowser
/Fd         filename  :  none

```

COMPILER: Compaq Visual Fortran 6.6-1684-47B6E

## COMPILATION STATISTICS

```

CPU time:          0.14 seconds
Elapsed time:      0.14 seconds
Pagefaults:        0
I/O Count:         0

```

## 4 PRIEDAS. NEAPIBRĒŽTUMO ANALIZĒS REZULTATAI

Atilikus skaliarinę neapibrēžtumo analizę su SUSAS, buvo gauti tokie rezultatai :

Uncertainty and Sensitivity Analysis

DATE: 2013/05/19

TIME: 19:01

CURRENT SAMPLE SIZE = 100

CURRENT NUMBER OF CONSEQUENCES = 1

NUMBER OF SELECTED CONSEQUENCES :

1

INDICES OF SELECTED CONSEQUENCES :

1

BETA AND GAMMA FOR ONE - S I D E D TOLERANCE LIMITS :

BETA = 0.9500, GAMMA = 0.9500

CORRESP. L O W E R INDEX IN THE ORDERED SAMPLE : 2

CORRESP. U P P E R INDEX IN THE ORDERED SAMPLE : 99

RESULTING EXACT GAMMA VALUE = 0.9629

BETA AND GAMMA FOR T W O - S I D E D TOLERANCE LIMITS :

BETA = 0.9500, GAMMA = 0.9500

CORRESPONDING INDICES IN THE ORDERED SAMPLE : 1 100

RESULTING EXACT GAMMA VALUE = 0.9629

NUMBER OF SELECTED DISTRIBUTIONS TO BE FITTED

1

INDICES OF SELECTED DISTRIBUTIONS :

4 : LOGNORMAL

EMPIRICAL QUANTILES OF CONSEQUENCE NO. 1

\*\*\*\*\*

CURRENT SAMPLE SIZE = 100

MINIMUM = 2.2239E+02

#	INDEX		
1	1	1.00 %-QUANTILE =	2.2239E+02
2	2	2.00 %-QUANTILE =	3.0740E+02
3	3	3.00 %-QUANTILE =	4.9711E+02
4	4	4.00 %-QUANTILE =	6.1669E+02
5	5	5.00 %-QUANTILE =	6.6953E+02
6	6	6.00 %-QUANTILE =	6.7854E+02
7	7	7.00 %-QUANTILE =	6.8232E+02
8	8	8.00 %-QUANTILE =	6.9032E+02
9	9	9.00 %-QUANTILE =	7.0086E+02
10	10	10.00 %-QUANTILE =	8.3561E+02
11	11	11.00 %-QUANTILE =	8.9093E+02
12	12	12.00 %-QUANTILE =	9.0842E+02
13	13	13.00 %-QUANTILE =	9.1874E+02
14	14	14.00 %-QUANTILE =	9.4771E+02
15	15	15.00 %-QUANTILE =	9.9718E+02
16	16	16.00 %-QUANTILE =	1.0028E+03
17	17	17.00 %-QUANTILE =	1.0198E+03
18	18	18.00 %-QUANTILE =	1.0234E+03
19	19	19.00 %-QUANTILE =	1.0651E+03
20	20	20.00 %-QUANTILE =	1.1445E+03
21	21	21.00 %-QUANTILE =	1.1568E+03
22	22	22.00 %-QUANTILE =	1.1733E+03
23	23	23.00 %-QUANTILE =	1.1737E+03
24	24	24.00 %-QUANTILE =	1.1765E+03

25	25	25.00	%-QUANTILE =	1.1862E+03
26	26	26.00	%-QUANTILE =	1.1869E+03
27	27	27.00	%-QUANTILE =	1.2031E+03
28	28	28.00	%-QUANTILE =	1.2317E+03
29	29	29.00	%-QUANTILE =	1.2353E+03
30	30	30.00	%-QUANTILE =	1.2447E+03
31	31	31.00	%-QUANTILE =	1.3197E+03
32	32	32.00	%-QUANTILE =	1.3810E+03
33	33	33.00	%-QUANTILE =	1.4547E+03
34	34	34.00	%-QUANTILE =	1.4670E+03
35	35	35.00	%-QUANTILE =	1.5208E+03
36	36	36.00	%-QUANTILE =	1.5475E+03
37	37	37.00	%-QUANTILE =	1.5765E+03
38	38	38.00	%-QUANTILE =	1.5973E+03
39	39	39.00	%-QUANTILE =	1.6301E+03
40	40	40.00	%-QUANTILE =	1.6323E+03
41	41	41.00	%-QUANTILE =	1.6833E+03
42	42	42.00	%-QUANTILE =	1.6891E+03
43	43	43.00	%-QUANTILE =	1.8601E+03
44	44	44.00	%-QUANTILE =	1.9658E+03
45	45	45.00	%-QUANTILE =	1.9936E+03
46	46	46.00	%-QUANTILE =	1.9971E+03
47	47	47.00	%-QUANTILE =	2.0233E+03
48	48	48.00	%-QUANTILE =	2.0920E+03
49	49	49.00	%-QUANTILE =	2.1383E+03
50	50	50.00	%-QUANTILE =	2.2638E+03
51	51	51.00	%-QUANTILE =	2.2723E+03
52	52	52.00	%-QUANTILE =	2.4068E+03
53	53	53.00	%-QUANTILE =	2.5158E+03
54	54	54.00	%-QUANTILE =	2.5831E+03
55	55	55.00	%-QUANTILE =	2.5977E+03
56	56	56.00	%-QUANTILE =	2.6217E+03
57	57	57.00	%-QUANTILE =	2.6413E+03
58	58	58.00	%-QUANTILE =	2.7849E+03
59	59	59.00	%-QUANTILE =	2.8896E+03
60	60	60.00	%-QUANTILE =	3.1213E+03
61	61	61.00	%-QUANTILE =	3.2705E+03
62	62	62.00	%-QUANTILE =	3.2787E+03
63	63	63.00	%-QUANTILE =	3.4815E+03
64	64	64.00	%-QUANTILE =	3.4907E+03
65	65	65.00	%-QUANTILE =	3.5739E+03
66	66	66.00	%-QUANTILE =	3.6904E+03
67	67	67.00	%-QUANTILE =	3.7546E+03
68	68	68.00	%-QUANTILE =	3.7963E+03
69	69	69.00	%-QUANTILE =	3.9968E+03
70	70	70.00	%-QUANTILE =	4.3389E+03
71	71	71.00	%-QUANTILE =	5.0153E+03
72	72	72.00	%-QUANTILE =	5.0897E+03
73	73	73.00	%-QUANTILE =	5.1242E+03
74	74	74.00	%-QUANTILE =	5.3269E+03
75	75	75.00	%-QUANTILE =	5.3369E+03
76	76	76.00	%-QUANTILE =	6.4637E+03
77	77	77.00	%-QUANTILE =	6.4896E+03
78	78	78.00	%-QUANTILE =	7.1353E+03
79	79	79.00	%-QUANTILE =	7.2329E+03
80	80	80.00	%-QUANTILE =	8.1413E+03
81	81	81.00	%-QUANTILE =	8.1568E+03
82	82	82.00	%-QUANTILE =	8.4997E+03
83	83	83.00	%-QUANTILE =	8.8221E+03
84	84	84.00	%-QUANTILE =	8.9042E+03
85	85	85.00	%-QUANTILE =	1.0143E+04
86	86	86.00	%-QUANTILE =	1.0420E+04
87	87	87.00	%-QUANTILE =	1.2821E+04
88	88	88.00	%-QUANTILE =	1.3898E+04

```

89      89      89.00 %-QUANTILE =    1.4800E+04
90      90      90.00 %-QUANTILE =    1.4907E+04
91      91      91.00 %-QUANTILE =    1.5624E+04
92      92      92.00 %-QUANTILE =    1.5966E+04
93      93      93.00 %-QUANTILE =    1.6786E+04
94      94      94.00 %-QUANTILE =    1.8836E+04
95      95      95.00 %-QUANTILE =    3.0461E+04
96      96      96.00 %-QUANTILE =    4.8920E+04
97      97      97.00 %-QUANTILE =    8.4231E+04
98      98      98.00 %-QUANTILE =    1.6594E+05
99      99      99.00 %-QUANTILE =    2.8885E+05
                          MAXIMUM =    3.0114E+05

```

```

SAMPLE MEAN              =    1.2852E+04
SAMPLE STANDARD DEVIATION =    4.4798E+04

```

```

DISTRIBUTION-FREE TOLERANCE LIMITS FOR CONSEQUENCE NO.    1
*****
CURRENT SAMPLE SIZE =    100

```

```

## O N E - S I D E D TOLERANCE LIMITS FORMED BY
BY SAMPLE EXTREMES ( BETA VALUE GIVEN ) :

```

```

-----
BETA1 = 0.9500
RESULTING GAMMA = 0.9941

```

```

ONE-SIDED U P P E R ( 0.9500 0.9941 )-TOLERANCE LIMIT :
3.0114E+05

```

```

## T W O - S I D E D TOLERANCE LIMITS FORMED
BY SAMPLE EXTREMES ( BETA VALUE GIVEN ) :

```

```

-----
BETA2 = 0.9500
RESULTING GAMMA = 0.9629

```

```

T W O - S I D E D ( 0.9500 0.9629 )-TOLERANCE LIMITS:
2.2239E+02 3.0114E+05

```

```

## O N E - S I D E D TOLERANCE LIMITS FROM ORDERED
SAMPLE ( BETA AND GAMMA VALUES GIVEN ) :

```

```

-----
BETA1 = 0.9500 GAMMA1 = 0.9500

```

```

CORRESPONDING EXACT GAMMA = 0.9629
CORRESPONDING UPPER INDEX =    99

```

```

ONE-SIDED U P P E R ( 0.9500 0.9629 )-TOLERANCE LIMIT :
2.8885E+05

```

```

## T W O - S I D E D TOLERANCE LIMITS FROM ORDERED
SAMPLE ( BETA AND GAMMA VALUES GIVEN ) :

```

```

-----
BETA2 = 0.9500 GAMMA2 = 0.9500

```

```

CORRESPONDING EXACT GAMMA = 0.9629
CORRESPONDING INDICES =    1    100

```

```

T W O - S I D E D ( 0.9500 0.9629 )-TOLERANCE LIMITS:
2.2239E+02 3.0114E+05

```

```

FITTED DISTRIBUTION TO DATA OF CONSEQUENCE NO.    1
*****
L O G N O R M A L DISTRIBUTION
WITH MY = 8.0136E+00, SIGMA = 1.3296E+00

```

( NOT TRUNCATED )

RESULTS OF THE KOLMOGOROV-SMIRNOV-TEST FOR GOODNESS-OF-FIT

-----  
(PARAMETERS ESTIMATED FROM THE SAME SAMPLE !!!)

KOLMOGOROV-SMIRNOV-D-STATISTICS = 1.1188E-01  
CORRESPONDING LEVEL OF SIGNIFICANCE = 1.6353E-01

SELECTED QUANTILES OF THE FITTED DISTRIBUTION

-----  
1.00 %-QUANTILE = 1.3708E+02  
5.00 %-QUANTILE = 3.3922E+02  
10.00 %-QUANTILE = 5.4988E+02  
20.00 %-QUANTILE = 9.8695E+02  
30.00 %-QUANTILE = 1.5048E+03  
40.00 %-QUANTILE = 2.1577E+03  
50.00 %-QUANTILE = 3.0218E+03  
60.00 %-QUANTILE = 4.2322E+03  
70.00 %-QUANTILE = 6.0684E+03  
80.00 %-QUANTILE = 9.2523E+03  
90.00 %-QUANTILE = 1.6607E+04  
95.00 %-QUANTILE = 2.6919E+04  
99.00 %-QUANTILE = 6.6616E+04