

Negotovosti zaradi modeliranja pri ocenjevanju kvarljivosti komponente

Modeling Uncertainties when Estimating Component Reliability

Romana Jordan-Cizelj - Ivan Vrbanić

Široka uporaba verjetnostnih varnostnih analiz (VVA) za različne namene zahteva natančen študij negotovosti, vgrajenih v verjetnostne modele. Kvantitativna ocena je navadno usmerjena v analizo negotovosti za vhodne parametre modelov, kakršni so pogostosti začetnih dogodkov, verjetnosti človeških napak, parametri modelov zanesljivosti komponent in nekateri drugi posebni parametri. V tem prispevku so opisane negotovosti, ki se vnašajo v modele VVA pri oblikovanju matematičnih modelov za zanesljivost komponent. Vhodni parametri modelov za zanesljivost komponent so lahko ocenjeni z različnimi pristopi. V tem prispevku je opisana ocena tako imenovanih negotovosti pri modeliranju, ki se pojavijo zaradi različnih matematičnih in računskih pristopov za izračun parametrov modelov za oceno zanesljivosti komponent.

Študija negotovosti je prikazana na primeru, v katerem je ocenjena zanesljivost črpalke. T.i. pas negotovosti je definiran za oceno negotovosti pri izračunu parametra (kvarljivost črpalke) zaradi uporabe različnih matematičnih pristopov. Ob določenem naboru podatkov je bil kot najprimernejši postopek za oceno kvarljivosti komponente izbran Bayesov postopek s preslikavo tabelarične diskretne porazdelitve v analitično podano verjetnostno porazdelitev.

© 2003 Strojniški vestnik. Vse pravice pridržane.

(Ključne besede: modeli VVA, analize verjetnosti, analize varnosti, analize negotovosti, modeliranje)

The extensive use of probabilistic safety assessment (PSA) methods for various risk-informed applications requires a thorough assessment of the uncertainties introduced with PSA models. Quantitative assessment is usually focused on an uncertainty analysis of the PSA's input parameters, such as initiating-event frequencies, human-error probabilities, parameters of component-reliability models and some other special parameters. In this paper uncertainties that arise in PSA when building component-reliability models are described. Different approaches can be selected for estimating the input parameters of component-reliability models. Focus is given to the assessment of the so-called modeling uncertainties that arise when different mathematical and calculation-based approaches are used for the parameter of component-reliability model estimation.

The assessment of uncertainties is presented using an example of a pump-reliability estimation. The so-called uncertainty bound is defined to assess uncertainties in the parameter estimation due to the use of different mathematical approaches for the parameter calculation. To minimize the modeling uncertainties for the component failure-rate estimation, the numerical calculation of the Bayesian updating procedure and the transformation of the resulting tabular discrete distribution into an analytical distribution seems to be most suitable.

© 2003 Journal of Mechanical Engineering. All rights reserved.

(Keywords: probabilistic safety assessment PSA, assessment of uncertainties, modeling)

0 UVOD

Verjetnostna varnostna analiza (VVA) je matematično orodje, ki ga lahko uporabimo za sistematično oceno nerazpoložljivosti kompleksnih sistemov, kamor sodijo tudi jedrske elektrarne. Matematični modeli so razviti v skladu s pravili Booleve algebre, ovrednotimo pa jih z uporabo verjetnostne

0 INTRODUCTION

Probabilistic safety assessment (PSA) is a mathematical tool that can be used for a systematic assessment of the unavailability of complex systems, including nuclear power plants. The mathematical models are developed using Boolean algebra, and the mathematical evaluation is based on probability

teorije in statistične teorije. Glavna prednost VVA je, da omogoča sistematično obdelavo velike količine informacij. Vendar pa natančnih informacij, potrebnih za modeliranje, pogosto primanjkuje ali pa jih sploh ni. Modeli, ki so le približki resničnih dogodkov (in nepopolnih informacij), vnašajo v analizo negotovosti. Zatorej je analiza negotovosti pomemben del VVA, ki se uporablja kot dodatno orodje pri usmerjanju obratovanja sistema.

Osnovni element modela VVA je tako imenovan osnovni dogodek. Največkrat predstavlja osnovni dogodek človeško napako ali nezmožnost komponente, da bi pravilno opravila določeno delo. Slednje popisujemo z dvema pojmom, nezanesljivostjo in nerazpoložljivostjo komponente, ki sta definirani z nasprotnima pojmom, namreč z zanesljivostjo in razpoložljivostjo. Zanesljivost je zmožnost komponente, da deluje v načrtovanih obratovalnih razmerah v načrtovanem obratovalnem času ali v načrtovanem številu ponovitev. Razpoložljivost je zmožnost komponente, da deluje pravilno v določenem časovnem trenutku. Pojem zanesljivost se uporablja za nepopravljive komponente, medtem ko se pojem razpoložljivost uporablja za komponente, ki se lahko popravijo, testirajo ali vzdržujejo. V tem prispevku se oba pojma, zanesljivost in razpoložljivost, uporabljata kot kvantitativni merili za vrednotenje verjetnosti [1].

V nadaljevanju prispevka so opisane negotovosti, ki se vnašajo v verjetnostne varnostne analize pri oblikovanju matematičnih modelov za zanesljivost komponent.

1 ANALIZA NEGOTOVOSTI

Negotovosti lahko razporedimo glede na izvor v tri skupine: negotovost, odvisna od stopnje celovitosti analize, negotovosti pri modeliranju in negotovosti pri določanju vrednosti vstopnih parametrov [2].

Negotovosti, odvisne od stopnje celovitosti analize, nastanejo zaradi dejstva, da lahko dejanske strukture ali naprave modeliramo le do določene stopnje natančnosti. Zaradi neustrezne globine analize se lahko na primer zgodi, da pri razvoju modela niso obravnavani pomembni fizikalni pojavi in določena pomembna nezgodna zaporedja dogodkov niso upoštevana. Pri analizi negotovosti, odvisnih od stopnje celovitosti modeliranja komponent, moramo preveriti, ali so bili vsi pomembni prispevki upoštevani: nerazpoložljivost komponente zaradi testiranja, vzdrževanja, popravila in tudi nerazpoložljivost zaradi okvar komponente.

Negotovosti pri modeliranju se vnašajo zaradi relativne nezadostnosti shematičnih modelov, matematičnih modelov, numeričnih približkov in računalniških omejitev [3]. Analiza negotovosti pri modeliranju daje odgovore na vprašanja, kot npr. ali verjetnostni modeli v zadostni meri predstavljajo

theory and the theory of statistics. The main advantage of PSA is that it enables us to process large amounts of information. However, precise information, necessary for modeling, is often limited or even missing. Models that are approximations of a real event (and incomplete information) introduce uncertainties into the analysis. Thus, uncertainty analysis is an essential part of a PSA, which is meant to be used as an additional tool to assist facility operation.

The basic element of a PSA model is the so called basic event. In most cases a basic event represents human error or the failure of a component to perform its function properly. The latter is related to both component unreliability and unavailability, which are defined in opposite terms, namely reliability and availability. Component reliability is the ability of a component to operate under designated operating conditions for a designated period of time or number of cycles. Component availability is the ability of a component to function properly at a specified point in time. Reliability is applicable to non-repairable components, whereas availability is connected to components that can be repaired, tested or maintained. In this paper both terms, reliability and availability, are used as numerical measures, i.e. as probabilities [1].

In this paper the uncertainties that arise in a PSA when building component-reliability models are described.

1 UNCERTAINTY ANALYSIS

Uncertainties may be classified into three groups according to their sources: uncertainties in the degree of completeness, uncertainties in modeling, and uncertainties in estimated parameter values [2].

Uncertainties in the degree of completeness are caused by the fact that real structures or facilities can be modeled only to some degree of exactness. For example, during the development of the model some important physical processes have not been treated and some important accident sequences have not been considered. When analyzing uncertainties in the degree of completeness of component models one has to check whether all the significant contributions have been taken into account: unavailability due to component testing, maintenance, and repair as well as unavailability due to component failures.

Uncertainties in modeling are introduced by the relative inadequacy of the conceptual models, the mathematical models, the numerical approximations and the computational limits [3]. Uncertainty analysis in modeling provides answers to questions, as for example: do probabilistic models adequately represent the states of a component, are

stanja komponente, ali so izbrani modeli komponent in parametrov primerni?

Negotovosti pri določanju vrednosti vstopnih parametrov v modelih so odvisne od variabilnosti podatkov (neločljiva karakteristika), kakovosti surovih podatkov, primerne razlage in uporabe surovih podatkov, in podobno. Pojem "surovi podatki" je v tem prispevku uporabljen za vse podatke, ki so neposredno zbrani za določeno komponento in nato uporabljeni za oceno nerazpoložljivosti ali nezanesljivosti komponente.

Po novejših razvrstitvah se delijo negotovosti v dve skupini: naključne in izkustvene negotovosti [4]. Naključne negotovosti so lastnost sistema in jih povzroča naključna variabilnost določenega parametra ali merljive veličine. Izkustvene negotovosti so lastnost analitika, ki izvaja študijo, povzroča jih nenatančno znanje analitika o modelih, njihovih parametrih ali njihovih predikcijah.

Negotovosti, ki nastanejo zaradi naključnih pojavov oz. dogodkov, so modelirane s teorijo verjetnosti in statistično teorijo. Zaradi razvite matematične teorije je kolikostna analiza razmeroma preprosta ([5] in [6]). Nasprotno pa se izkustvene negotovosti analizirajo z uporabo različnih kolikostnih in kakovostnih postopkov, na primer: nadaljnji študij dogodkov, ki bistveno prispevajo k rezultatom analize in niso raziskani v zadostni meri; kakovostna ocena prispevkov nenatančnih modelov k celotni negotovosti; primerjava različnih hipotez za modeliranje izbranih dogodkov ([7] in [8]).

1.1 Negotovosti pri modeliranju

Pri modeliranju okvar opreme med obratovanjem, je splošno vzeta predpostavka v VVA ta, da so okvare enakomerno in naključno razporejene v času z določeno nespremenljivo intenzivnostjo [1]. V tem primeru sledi število okvar komponente v določenem časovnem obdobju Poissonovo porazdelitev:

$$\Pr(N = n) = \frac{(\lambda \cdot T)^n}{n!} \cdot e^{-\lambda T} \quad (1),$$

kjer so: N naključna spremenljivka, ki ponazarja število okvar komponente v časovnem obdobju T , T obratovalni čas, λ intenzivnost pojavljanja napak ali tako imenovana kvarljivost in $\Pr(N=n)$ verjetnost za pojav n napak v obratovalnem času t pri kvarljivosti λ .

Parameter λ je lastnost opazovane skupine komponent in ni natančno poznan. Za oceno λ se lahko uporabita dva načelno različna postopka:

- Klasični postopek z definicijo verjetnosti kot relativne frekvence. V tem primeru se λ razume kot nespremenljiva vrednost in spremenljivka.
- Bayesov postopek z definicijo verjetnosti kot pristransko stopnjo zaupanja. V tem primeru se λ

the selected component and parameter models appropriate?

Uncertainties in estimated parameter values depend on the variability of data (inherent characteristics), the quality of the raw data, the appropriate interpretation and use of the raw data, etc. The term "raw data" is used here for all data relating to a considered component that were directly collected and then used for an estimation of a component's unavailability or unreliability.

Recently, uncertainties have been divided into two groups: aleatory uncertainties and epistemic uncertainties [4]. Aleatory uncertainty is a property of a system and is caused by the random variability of some parameter or measurable quantity. Epistemic uncertainty is a property of the analysts performing the study and is caused by imprecision in the analysts' knowledge of the models, their parameters or their predictions.

Aleatory uncertainties, which are caused by the stochastic nature of events, are modeled using probability theory and the theory of statistics. The quantitative analysis can be considered straightforward, because of the developed mathematical theory ([5] and [6]). In contrast, epistemic uncertainties are analyzed using various quantitative and qualitative approaches, for example: a further study of events that substantially contribute to the analysis results and are not sufficiently investigated; a qualitative evaluation of the contributions of approximative models to the overall uncertainties; a comparison of different hypotheses for the modeling of selected events ([7] and [8]).

1.1 Uncertainties in modeling

When modeling the failures that occur while equipment is in operation, a general assumption used in PSA is that failures are evenly dispersed at random in time with some constant intensity [1]. In this case the number of component failures in a given time interval follows the Poisson distribution:

where N is the random variable denoting the number of component failures in time interval T , T is the operating time, λ is the intensity of the occurrence of failures (or the so-called failure rate), and $\Pr(N=n)$ is the probability of having n failures in an operating time t , given a failure rate of λ .

The parameter λ is a property of the group of components observed and is not exactly known. Two conceptually different approaches can be used for the estimation of λ :

- A classical approach using a relative-frequency definition of probability, where λ is interpreted as a fixed value, or
- A Bayesian approach using a subjective degree-of-belief definition of probability, where λ is

razume kot naključna spremenljivka zaradi izkustvenih negotovosti ([2] in [9]).

V tem prispevku so negotovosti pri modeliranju analizirane s primerjavo kolikostnih rezultatov, ki jih dobimo, če za oceno kvarljivosti uporabimo različne modele.

V Sloveniji so dejavnosti na področju varnega obratovanja jedrskih elektrarn močno povezane z izkušnjami, priporočili in navodili Zvezne jedrske upravne komisije ZDA in Mednarodne agencije za atomsko energijo (MAAE). To je tudi temelj za izbiro glavnih postopkov ter posledično sklicev pri raziskavi, ki jo predstavljamo v tem prispevku.

Zvezna jedrska upravna komisija ZDA je izdala osnovna navodila za izvajanje analiz VVA za ameriške elektrarne v dveh dokumentih, NUREG/CR-2300 in NUREG/CR-2815 ([2] in [10]). Poleg preostalih pomembnih tem je v dokumentih obravnavano zbiranje podatkov, obdelava podatkov za oceno zanesljivosti in razpoložljivosti komponent, ocena parametrov in analiza negotovosti.

V dokumentu NUREG/CR-2300 priporočajo za oceno kvarljivosti oba načelno različna postopka: običajna ocena in Bayesova ocena [2].

Z običajnim postopkom se kvarljivost komponente oceni po naslednji enačbi:

$$\hat{\lambda} = \frac{n}{T} \quad (2),$$

kjer sta $\hat{\lambda}$ ocenjena vrednost kvarljivosti in n število okvar v časovnem intervalu T .

Parameter (kvarljivost) se obravnava kot stalnica in ne kot naključna spremenljivka. Natančnost ocene parametra je odvisna od količine podatkov, ki se nanašajo na parameter, in se lahko popiše s tako imenovano standardno napako ali statističnim območjem zaupanja.

Standardna napaka pri oceni kvarljivosti $se(\lambda)$, zgornja $\lambda_U(1-\alpha)$ in spodnja $\lambda_L(1-\alpha)$ meja zaupanja $(1-2\cdot\alpha)$ -odstotnega območja zaupanja se ocenita takole:

$$se(\lambda) = \sqrt{\frac{\lambda}{T}} \quad (3)$$

$$\lambda_U(1-\alpha) = \frac{\chi^2(2n+2; 1-\alpha)}{2 \cdot T} \quad (4)$$

$$\lambda_L(1-\alpha) = \frac{\chi^2(2n; \alpha)}{2 \cdot T} \quad (5).$$

Pomen simbolov je enak kakor v predhodnih enačbah. $\chi^2(b;c)$ ponazarja $(100\cdot c)$ -odstotek hi-kvadrat porazdelitve s prostostno stopnjo b .

V dokumentu NUREG/CR-2300 je obširen opis ocene kvarljivosti z Bayesovim postopkom. Osnovni obrazec za izračun parametra je:

$$f(\lambda|E) = \frac{l(E|\lambda) \cdot h(\lambda)}{\int_0^\infty l(E|\lambda) \cdot h(\lambda) \cdot d\lambda} \quad (6),$$

interpreted as a random variable due to epistemic uncertainties ([2] and [9]).

In this paper the modeling uncertainties are analyzed by comparing quantitative results, if different models for the component failure-rate estimation are used.

Slovenian activities in the field of the safe operation of nuclear power plants are strongly connected to the US NRC (United States Nuclear Regulatory Commission) and IAEA (International Atomic Energy Agency) practices, recommendations and guidelines. Consequently, our main references originate from these two sources.

Two US NRC documents provide the basic guidance for US nuclear power plants on how to perform a PSA analysis: NUREG/CR-2300 and NUREG/CR-2815 ([2] and [10]). Along with other relevant issues they consider data collection, reliability data assessment and parameter estimation, and uncertainty analysis.

In NUREG/CR-2300 both conceptually different methods for the failure-rate estimation are recommended: the classical and the Bayesian estimation [2].

Using the classical approach for failure-rate determination, a point estimator can be calculated:

where $\hat{\lambda}$ is the estimate of the failure rate and n is the number of failures applicable or counted in the time period T .

The parameter is treated as a constant rather than a random value. The accuracy of the estimation depends on the amount of information pertaining to a parameter of interest and can be described by the so-called standard error or statistical confidence interval.

The standard error of a failure rate $se(\lambda)$, its upper $\lambda_U(1-\alpha)$ and lower $\lambda_L(1-\alpha)$ confidence limits of the $(1-2\cdot\alpha)$ -percent confidence interval are estimated as follows:

The $\chi^2(b;c)$ denotes the $(100\cdot c)$ -percentile of the chi-squared distribution with b degrees of freedom, and the meaning of the other symbols is the same as in the previous equations.

NUREG/CR-2300 provides an extensive description of the Bayesian estimation of component failure rate. The basic formula for the parameter calculation is:

kjer je $h(\lambda)$ predpostavljena gostota porazdelitve parametra λ , $l(E/\lambda)$ je pogojna verjetnost za specifične podatke ali t.i. evidenco E ob določeni vrednosti parametra λ , in $f(\lambda/E)$ je posledična gostota porazdelitve parametra λ ob določeni evidenci E .

Kakor je bilo že omenjeno, je funkcija $l(E/\lambda)$ verjetnost, da dobimo evidenco E ob določeni vrednosti parametra λ . V našem primeru pomeni ta funkcija verjetnost za n napak ob intenzivnosti okvar λ . Zato je za funkcijo $l(E/\lambda)$ uporabljena Poissonova porazdelitev, podana z enačbo (1).

Predpostavljena gostota porazdelitve $h(\lambda)$ vsebuje podatke o parametru λ , ki so poznani, še preden so o komponenti zbrani kakršnikoli specifični podatki. Tako imenovana informativna predpostavljena porazdelitev odseva strokovnjakovo zaupanje o vrednosti parametra λ . Kadar je strokovnjakovo vedenje o parametru nejasno ali pomanjkljivo in ko imamo relativno veliko količino specifičnih podatkov za oblikovanje funkcije $l(E/\lambda)$, lahko uporabimo t.i. neinformativno predpostavljeno porazdelitev [11]. Predpostavljene porazdelitve se pogosto izberejo iz t.i. generičnih baz podatkov, ki vsebujejo podatke o kvarljivostih za skupine podobnih komponent ([12] do [14]).

Analitična rešitev enačbe (6) je razmeroma preprosta, če uporabimo t.i. naravno konjugirano predpostavljeno porazdelitev. Le-ta ima lastnost, da sta ob določeni funkciji $l(E/\lambda)$, predpostavljena in posledična porazdelitev iz iste družine porazdelitev.

Če za funkcijo $l(E/\lambda)$ uporabimo Poissonovo porazdelitev, je naravno konjugirana predpostavljena porazdelitev gamma porazdelitev z gostoto verjetnosti $g(\lambda)$:

$$g(\lambda) = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \cdot \lambda^{\alpha-1} \cdot e^{-\beta \cdot \lambda} \quad (7),$$

kjer so α oblikovni parameter, β skalarni parameter in $\Gamma(\alpha)$ t.i. funkcija gamma.

Če ima predpostavljena porazdelitev gamma parametra $\alpha = \alpha_0$ in $\beta = \beta_0$, potem ima posledična porazdelitev parametra $\alpha = \alpha_1$ in $\beta = \beta_1$, kakor ju prikazuje enačba (8), kjer sta n število okvar komponente in T obratovalni čas komponente:

$$\begin{aligned} \alpha_1 &= \alpha_0 + n \\ \beta_1 &= \beta_0 + T \end{aligned} \quad (8).$$

Naravno konjugirane predpostavljene porazdelitve se lahko uporabljajo samo za določene družine verjetnostnih porazdelitev, ki niso vedno uporabne za modeliranje resničnih dogodkov [9].

Če analitična rešitev enačbe (6) ni mogoča, je potreben numerični izračun.

V dokumentu NUREG/CR-2815 se priporoča uporaba Bayesovega postopka z neinformativno predpostavljeno porazdelitvijo ([2], [9] in [10]):

$$\begin{aligned} h(\lambda) &= \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \cdot \lambda^{\alpha-1} \cdot e^{-\beta \cdot \lambda} \\ \alpha &\Rightarrow 0, \quad \beta \Rightarrow 0 \end{aligned} \quad (9).$$

where $h(\lambda)$ is the prior probability density function of λ , $l(E/\lambda)$ is the likelihood function based on evidence E and $f(\lambda/E)$ is the posterior probability density function of λ , given the specific data or the so-called evidence E .

The likelihood function represents the probability of having evidence E , given the parameter λ . In our case it represents the probability of having n failures, given a failure intensity λ . Thus, for the likelihood function the Poisson distribution, given in Equation (1), is used.

The prior probability density function $h(\lambda)$ contains information about λ before any specific data about the component are collected. The so-called informative prior distribution reflects the analyst's belief about the parameter λ . When the analyst's beliefs are relatively vague and when a relatively large amount of data is available for the likelihood function construction, a noninformative prior distribution can be used [11]. Prior distributions are often selected from the so-called generic databases, which contain data on the failure rate for groups of similar components ([12] to [14]).

A straightforward analytical solution of Equation (6) can be obtained by using the so-called natural conjugate prior distribution. It has the property that for a given likelihood function, the posterior and prior distributions are members of the same family of distributions.

In the case of the Poisson likelihood, the natural conjugate prior distribution is the gamma distribution with the probability density function $g(\lambda)$:

where α is the shape parameter, β the scale parameter, and $\Gamma(\alpha)$ denotes the so-called gamma function.

If the prior gamma distribution has the parameters $\alpha = \alpha_0$ and $\beta = \beta_0$, then the posterior distribution has the parameters $\alpha = \alpha_1$ and $\beta = \beta_1$, as shown in Equation (8), where n is the number of component's failures and T is the component operating time:

The use of natural conjugate prior distributions is limited to some families of probability distributions and is not always applicable for the modeling of real events [9].

If the analytical solution of equation (6) is not possible, numerical techniques are used.

NUREG/CR-2815 recommends applying the Bayesian approach with a noninformative prior distribution ([2], [9] and [10]):

Posledična porazdelitev gamma $g(\lambda)$ ima v tem primeru naslednjo obliko:

This leads to a posterior gamma distribution $g(\lambda)$:

$$g(\lambda) = \frac{T \cdot (\lambda \cdot T)^{n-1} \cdot e^{-\lambda \cdot T}}{(n-1)!} \quad (10).$$

Srednja vrednost λ_{mean} posledične porazdelitve $g(\lambda)$ je enaka vrednosti parametra, ki jo dobimo z uporabo običajnega statističnega postopka:

The mean of the posterior distribution $g(\lambda)$ is equal to the classical point estimate, obtained with classical statistics using the maximum-likelihood method:

$$\lambda_{mean} = \frac{n}{T} \quad (11).$$

Če o komponenti ni zabeleženih napak ($n=0$), priporoča dokument NUREG/CR-2815 uporabo informativne predpostavljene porazdelitve [10]. Priloga dokumenta NUREG/CR-2815 vsebuje generično bazo podatkov, v kateri so predlagane primere predpostavljene porazdelitve za take primere.

If there are no recorded failures of the component ($n=0$), NUREG/CR-2815 recommends using informative prior distribution [10]. In the supplement of NUREG/CR-2815 one finds a generic database, which contains the proposed data that are to be used for the prior distribution selection in such cases.

Priporočila MAAE o razvoju verjetnostnih varnostnih modelov nivoja 1 za jedrske elektrarne so podana v varnostni zbirki MAAE [3]. Podobno kakor ameriška navodila tudi MAAE priporoča izračun srednje vrednosti z enačbama (2) ali (11), torej z uporabo metode največje zanesljivosti ali z Bayesovo metodo in neinformativno predpostavljeno porazdelitvijo. Če se kvarljivost obravnava kot spremenljivka, se lahko izkustvene negotovosti modelirajo z uporabo Bayesovega postopka.

The IAEA recommendations related to PSA level 1 methodology for nuclear power plants are given in the IAEA Safety Series document [3]. Like the US NRC guidelines, the mean value of component failure rate can be calculated as shown in Equations (2) or (11), using the maximum-likelihood method or the Bayesian updating procedure with a noninformative prior distribution. If failure rate is treated as a variable, epistemic uncertainties can be modeled using a Bayesian approach.

Dandanes obsežna uporaba metod PSA v številnih primerih zahteva razvoj zapletenih verjetnostnih modelov ([8] in [15]). Zato je pri uporabi rezultatov verjetnostnih varnostnih analiz odločilna temeljita obravnava negotovosti.

Today's extensive use of PSA methods in a variety of applications requires the development of new, complex probability models ([8] and [15]). A thorough assessment of the uncertainties is crucial when using PSA results for various risk-informed applications.

Izbira modela za oceno parametra vnaša torej negotovosti v rezultate analiz VVA. Negotovost se lahko obravnava in omeji s temeljito analizo, ki poteka v dveh glavnih smereh:

The selection of a model for parameter estimation involves some uncertainty in the PSA results. This uncertainty can be assessed and limited by a thorough analysis that is oriented in two main directions:

- Primerjava različnih metod in kakovostna ocena vpliva, ki ga imajo na rezultat negotovosti pri modeliranju.
- Izbira primernega matematičnega modela glede na poznano množico dosegljivih podatkov. Poznana množica dosegljivih podatkov je v tem prispevku definirana kot dosegljivi surovi podatki o obratovanju komponente (na primer podatki o okvarah, popravilih in vzdrževanju komponente) in množica predpostavk, omejitev in zahtev, ki so uporabljene pri razvoju modela (na primer podane verjetnostne porazdelitve, ki se lahko vnašajo v računalniški program za ovrednotenje celotnega modela VVA).

- The comparison of different methods and a qualitative estimation of impact of the modeling uncertainties on the result.
- The selection of an appropriate mathematical model given a known set of available information. A known set of available information is here defined as available raw data on component operation (for example, component failures, repair and maintenance data) and a set of assumptions, limitations and requirements employed while building a model (for example, a limited set of probability density functions that are allowed by a PSA computer code used for analysis).

V naslednjem poglavju je prikazana analiza negotovosti pri modeliranju za primer ocenjevanja zanesljivosti komponente.

The analysis of modeling uncertainties when estimating component reliability is demonstrated with an example in the next section.

1.2 Primer

1.2 Example

V spodnjem primeru je ocenjena nezanesljivost črpalke zaradi naključnih napak. Dosegljivi surovi

In this example the unreliability of a pump due to operating failures is estimated. The available raw

podatki o obratovanju črpalke so [16]:

Evidenca

Število okvar črpalke: 1
Obratovalni čas črpalke: 20.858 ur

Dodatne predpostavke, omejitve in zahteve, ki morajo biti upoštevane pri oblikovanju modela za oceno zanesljivosti, so:

- Sedanja baza podatkov že vsebuje generično porazdelitev za vse parametre, ki so vključeni v model za oceno zanesljivosti komponente [16]. Predpostavili smo, da so te porazdelitve pravilno izbrane. Kvarljivost črpalke je v sedanji bazi podatkov popisana z logaritemsko normalno generično porazdelitvijo z naslednjimi karakterističnimi vrednostmi: *srednja vrednost* = $3,00E-5$ 1/h; *varianca* = $5,48E-9$
- Za modeliranje zanesljivosti komponent se lahko uporabimo le tiste modele, ki so vključeni v računalniški program za izračun modelov VVA. Zato je za modeliranje časa do okvare komponente v tem primeru uporabljena eksponentna porazdelitev.
- Posledična gostota verjetnosti je lahko le iz družine porazdelitev, ki jih vsebuje izbrani računalniški program za izračun modelov VVA. Izbira je torej omejena na naslednje porazdelitve: logaritemska normalna, beta, gamma, normalna, enakomerna, logaritemsko enakomerna in diskretna*.

Upoštevaje našteje omejitve in dosegljive specifične in generične podatke, je bilo opravljenih pet različnih izračunov:

1. Običajna ocena parametra je narejena v skladu z navodili v dokumentu NUREG/CR-2300 [2]. Kvarljivost je izračunana v skladu z enačbo (2), zgornja in spodnja meja zaupanja 90% območja zaupanja sta izračunani z uporabo enačb (4) in (5). V nadaljevanju so rezultati tega izračuna označeni kot *Classical* (na primer rezultati, ki jih prikazujeta preglednica 1 in slika 1). Ker kvarljivost pri takem izračunu ni obravnavana kot naključna spremenljivka, je ne moremo neposredno primerjati z rezultati v nadaljevanju opisanih izračunov. Ta izračun se lahko uporablja kot statistična ocena, katere natančnost je odvisna od količine specifičnih informacij.
2. Kvarljivost komponente je modelirana s porazdelitvijo gamma v skladu z navodili v dokumentu NUREG/CR-2815, glej enačbo (10) [10]. Ta izračun je v nadaljevanju označen kot *Gamma*.
3. Kvarljivost komponente je ocenjena z Bayesovim postopkom, posledična porazdelitev je ocenjena z numeričnim izračunom enačbe (6) [11]. Ta izračun je v nadaljevanju označen kot *B-numer*. Za predpostavljeno gostoto porazdelitve je uporabljena logaritemska normalna porazdelitev, s

* V izbranem računalniškem programu je diskretna porazdelitev definirana z vsaj dvema odstotkoma [17]. Ta definicija se razlikuje od definicije v teoriji verjetnosti, kjer je diskretna porazdelitev verjetnostna porazdelitev diskretne naključne spremenljivke.

data on the pump's operation are [16]:

Evidence

Number of pump failures: 1
Pump operating time: 20.858 [hours]

Additional assumptions, limitations and requirements, which have to be taken into account when building a component reliability model are:

- The existing database already contains a generic uncertainty distribution for each parameter of a component reliability model [16]. The assumption is that these distributions were selected appropriately. For the failure rate of the selected pump, the lognormal generic distribution was defined in the existing database with the following characteristic values: *mean* = $3.00E-5$ [1/h]; *variance* = $5.48E-9$
- Only those component reliability models that are incorporated into the computer code used for PSA model calculation are allowed. Therefore, the time-to-failure of a component is modeled by means of the exponential distribution.
- For the posterior probability density function one of the distributions allowed by the computer code used for the PSA model calculation should be used. Thus, the choice is limited to the following distributions: lognormal, beta, gamma, normal, uniform, log-uniform and discrete*.

Taking into account the above limitations and the available specific and generic data, it was decided to perform five different types of calculation:

1. The classical estimation is performed in accordance with the guidelines in NUREG/CR-2300 [2]. The point estimate is calculated using Equation (2), and the upper and the lower confidence limits of the 90% confidence interval are calculated using Equations (4) and (5). The results of this calculation are labeled *Classical* in the subsequent parts of this paper (for example, in Table 1 and Fig. 1). Because the failure rate in this type of estimation is not treated as a random variable, it cannot be directly compared to the failure rates resulting from other estimations. This calculation can be used as a statistical estimate based on the amount of specific information.
2. The component failure rate is modeled with a gamma distribution according to the NUREG/CR-2815 guidelines, see Equation (10) [10]. This calculation is labeled *Gamma* in the subsequent parts of this paper.
3. The component failure rate is estimated using the Bayesian updating procedure, and the posterior distribution is assessed by a numerical calculation of Equation (6) [11]. This type of calculation is labeled *B-numer*.

For the prior probability density function the generic

* In the selected computer code a discrete distribution is defined by the specification of at least two percentiles [17]. It differs from the definition in probability theory, where the discrete distribution is the probability distribution of a discrete random variable.

parametroma *srednja vrednost* in *varianca*, kakor sta bila podana z vstopnimi podatki (glej uvod k poglavju 1.2). Za funkcijo $l(E/\lambda)$ je bila izbrana Poissonova porazdelitev, ki jo prikazuje enačba (1). Rezultat numeričnega izračuna je posteriorna porazdelitev, ki je podana kot tabelarična diskretna porazdelitev*. Karakteristične vrednosti porazdelitve, kakršne so srednja vrednost, mediana in razreda 5 ter 95 odstotkov, so izračunane numerično.

4. Četrti izračun je v nadaljevanju označen kot *B-In*. Prvi del izračuna je identičen Bayesovemu izračunu, ki je opisan zgoraj in označen z *B-numer*. V nadaljevanju pa se rezultirajoča tabelarična diskretna porazdelitev popiše z logaritemsko porazdelitvijo.
5. Zadnji izračun, označen kot *B-gamma*, je analitični Bayesov izračun z uporabo naravno konjugirane prdpostavljene porazdelitve. Generična logaritemska normalna porazdelitev, s poznanimi parametroma *srednja vrednost* in *varianca*, se preoblikuje v porazdelitev gamma. Parametri posledične gostote verjetnosti so določeni kakor prikazuje enačba (8).

Kvarljivost je izračunana z zgoraj predstavljenimi izračuni. Z izračunanimi vrednostmi kvarljivosti je bila ocenjena nezanesljivost komponente. Razlika v rezultatih pri petih izračunih lahko poda informacijo o negotovostih pri modeliranju.

Rezultate izračuna kvarljivosti prikazujeta preglednica 1 in slika 1. Generična porazdelitev in izračunane porazdelitve so podane z naslednjimi karakterističnimi vrednostmi: srednja vrednost, varianca, mediana ($\lambda_{50\%}$), razreda 5 ($\lambda_{5\%}$) in 95 ($\lambda_{95\%}$) odstotkov. Generična porazdelitev je prikazana ob preostalih distribucijah zato, da se prikaže vpliv specifičnih podatkov nanjo.

Variance v izračunanih primerih so manjše od variance generične porazdelitve. Tako je varianca

lognormal distribution is used, with the parameters *mean* and *variance*, as given by the input data (see the introduction to section 0). For the likelihood function the Poisson distribution, shown in Equation (1), is used. The result of the numerical calculation is the posterior probability density function, which is provided in the form of a tabular discrete distribution*. The numerical calculation of distribution parameters, such as mean, median and 5th and 95th percentiles, is performed.

4. The fourth type of calculation is labeled *B-In*. The procedure is identical to the Bayesian calculation, described above under the label *B-numer*. Furthermore, upon completion of the numerical Bayesian calculation, the resulting tabular discrete posterior distribution is approximated by the lognormal distribution.
5. The last type, labeled *B-gamma*, is an analytical Bayesian calculation using a natural conjugate prior distribution. The generic lognormal distribution, characterized by the parameters *mean* and *variance* as given by the input data, is approximated by a gamma distribution. The parameters of the posterior probability density function are determined using Equation (8).

The component failure rate was estimated with the described methods. Additionally, the component unreliability was calculated by using the resulting values of the failure rates. The difference between the results of the selected five calculations may give information about the modeling uncertainties.

The results of the component failure-rate calculation are shown in Table 1 and Fig. 1. The generic distribution and the estimated uncertainty distributions are presented in terms of the following characteristic values: mean, variance, median ($\lambda_{50\%}$), and the 5th ($\lambda_{5\%}$) and 95th ($\lambda_{95\%}$) percentile. The generic distribution is shown next to the resulting distributions to illustrate the influence of specific data on the generic distribution.

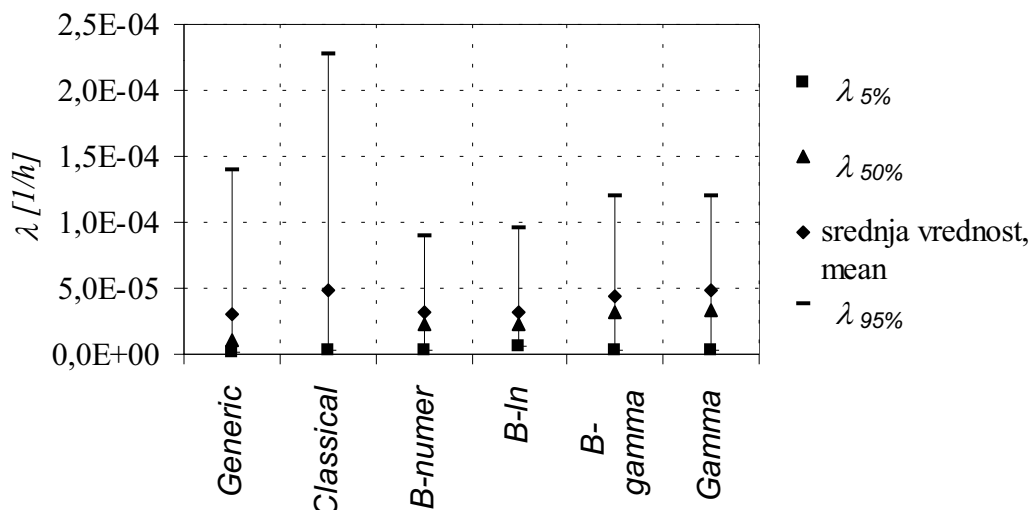
The calculated variances are smaller than the variance of the generic distribution. For example, the

Preglednica 1. Karakteristične vrednosti gostot verjetnosti
Table 1. Characteristic values of the probability distributions

	$\lambda_{5\%}$	$\lambda_{50\%}$	$\lambda_{95\%}$	srednja vrednost mean	varianca variance
<i>Generic</i>	1,10E-06	1,10E-05	1,40E-04	3,00E-05	5,48E-09
<i>Classical</i>	2,46E-06	-	2,27E-04	4,79E-05	-
<i>B-numer</i>	3,70E-06	2,20E-05	8,90E-05	3,22E-05	9,22E-10
<i>B-In</i>	6,20E-06	2,30E-05	9,60E-05	3,16E-05	9,13E-10
<i>B-gamma</i>	3,20E-06	3,20E-05	1,20E-04	4,42E-05	1,68E-09
<i>Gamma</i>	2,40E-06	3,30E-05	1,20E-04	4,79E-05	2,30E-09

* Izraz "tabelarična diskretna porazdelitev" je uporabljen za porazdelitev, ki je rezultat numeričnega izračuna. To ni verjetnostna porazdelitev diskretne naključne spremenljivke.

* The term "tabular discrete distribution" is used for the distribution, which is a result of a numerical calculation. It is not the probability distribution of a discrete random variable.



Sl. 1. Karakteristične vrednosti gostot verjetnosti
Fig. 1. Characteristic values of the probability distributions

gostote verjetnosti, ki je bila ocenjena z Bayesovim postopkom (*B-numer* ali *B-In*) približno šestkrat (6x) manjša od variance generične porazdelitve. To je razumljivo, saj specifični podatki o obratovanju komponente zmanjšajo negotovosti pri oceni nezanesljivosti komponente. Posledično so variance manjše in tudi razlike med karakterističnimi vrednostmi, izračunanimi s petimi postopki, se manjšajo.

Razliko v rezultatih zaradi uporabe različnih izračunov lahko jasno vidimo z oblikovanjem t.i. pasu negotovosti. Leta kaže območje med največjo in najmanjšo vrednostjo zbirne porazdelitve, ocenjene z enim od petih izračunov. Izračun pasu negotovosti prikazujejo spodnje enačbe:

$$F_{\min}(\lambda) = \min_{i=1, \dots, I} F_i(\lambda) \quad (12)$$

$$F_{\max}(\lambda) = \max_{i=1, \dots, I} F_i(\lambda) \quad (13)$$

$$\Delta(\lambda) = F_{\max}(\lambda) - F_{\min}(\lambda) \quad (14),$$

kjer I označuje število različnih izračunov kvarljivosti. V našem primeru smo upoštevali štiri različne verjetnostne porazdelitve, ki smo jih dobili z izračuni, označenimi z *Gamma*, *B-numer*, *B-In* in *B-gamma*.

Pas negotovosti prikazuje slika 2. Zaradi primerjave vsebuje slika 2 tudi posledično zbirno porazdelitev $F_m(\lambda/E)$, ki je bila izračunana z izračunom, označenim z *B-In*. Sl. 2 kaže, da so lahko razlike med zbirnimi porazdelitvami pomembne, saj je največja vrednost krivulje delta okrog 0,18 pri $\lambda = 4,3E-5$ 1/h.

Z nadaljnjim zbiranjem podatkov se količina specifičnih podatkov o obratovanju komponente veča. Negotovosti pri oceni kvarljivosti komponente se manjšajo, pas negotovosti se oži, rezultati različnih izračunov se približajo.

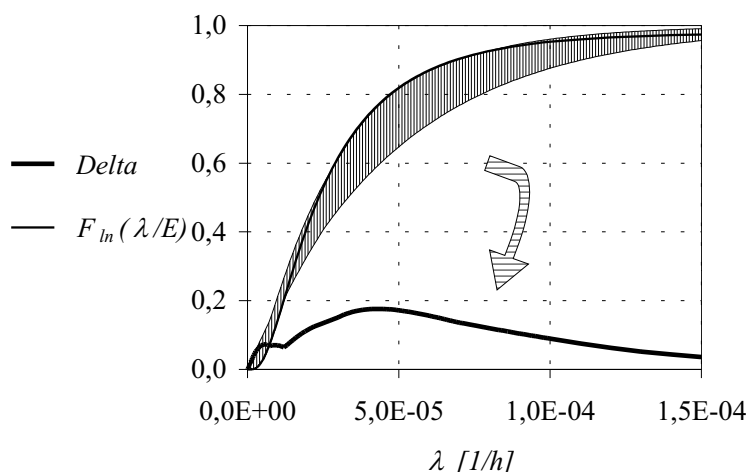
variance of the probability distribution assessed by the Bayesian estimation (*B-numer* or *B-In*) is about six-times smaller than the variance of the generic distribution. This is reasonable, as specific information about the component's behavior reduces the uncertainty about its unreliability. Consequently, variances are smaller and the characteristic values calculated by different methods are closer to each other.

Clear information about the difference in the results due to the use of different methods can be given by the so-called uncertainty bound, which shows the difference between the maximum and the minimum values of cumulative distribution functions obtained by different methods. The calculation of the uncertainty bound is shown by the equations below:

where I denotes the number of different types of failure-rate calculations. In our example, four different probability distributions were taken into account resulting from the calculations denoted as *Gamma*, *B-numer*, *B-In* and *B-gamma*.

The uncertainty bound is shown in Fig. 2. For comparison purposes, Fig. 2 also contains the posterior cumulative distribution function $F_m(\lambda/E)$ estimated by the *B-In* calculation. As can be seen from Fig. 2, differences between the cumulative distribution functions (see curve Delta) can be significant, with a maximum at about 0.18 at $\lambda = 4.3E-5$ [1/h].

As the collection of data continues the quantity of specific data on component operation grows larger. Consequently, uncertainties in the component failure-rate estimation are getting smaller, the uncertainty bound is getting narrower, and the results of different calculations are getting closer to each other.



Sl. 2. Negotovosti zaradi različnih pristopov pri izračunu kvarljivosti komponente

Fig. 2. Uncertainties introduced by different types of calculation of the component failure rate

Evidenca o obratovanju črpalke se lahko poveča, kar je prikazano v nadaljevanju:

Evidenca 1

Število okvar črpalke, N_1 : 1
Obratovalni čas črpalke, Čas 1: 20,858 ur

Evidenca 2

Število okvar črpalke, N_2 : 2
Obratovalni čas črpalke, Čas 2: 41,716 ur

Evidenca 3

Število okvar črpalke, N_3 : 4
Obratovalni čas črpalke, Čas 3: 83,432 ur

Pas negotovosti za zgornje tri primere evidence prikazuje slika 3. S slike je razvidno, da mesto največje negotovosti ostaja nespremenjeno (približno $\lambda = 4,3E-5$ 1/h).

Kvarljivost je vstopni parameter za izračun nezanesljivosti komponente. Rezultati izračunov kvarljivosti, ki jih prikazuje preglednica 1, so bili uporabljeni za izračun nezanesljivosti komponente. Oznake *Generic*, *B-In*, *B-gamma* in *Gamma*

The evidence on pump operation could be enlarged as shown in the following example:

Evidence 1

Number of pump failures, N_1 : 1
Pump operating time, Time 1: 20.858 [hours]

Evidence 2

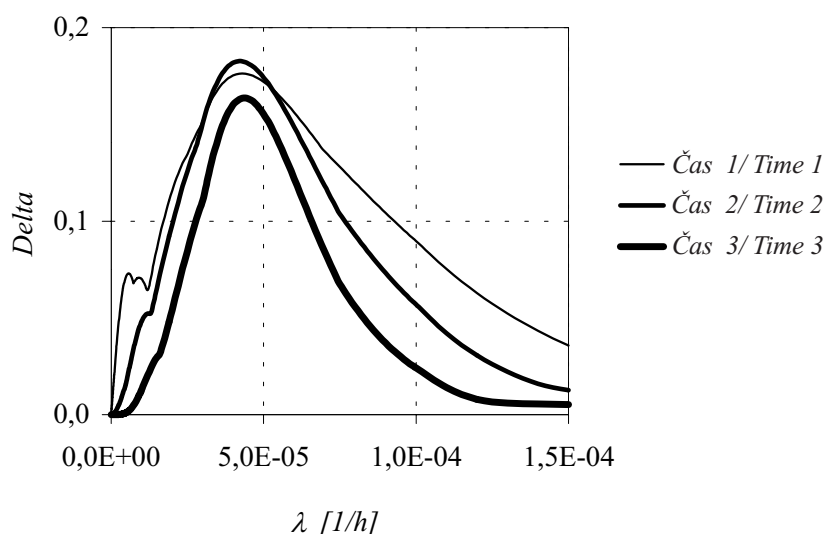
Number of pump failures, N_2 : 2
Pump operating time, Time 2: 41.716 [hours]

Evidence 3

Number of pump failures, N_3 : 4
Pump operating time, Time 3: 83.432 [hours]

The uncertainty bound for the upper three evidences is shown in Fig. 3. As can be seen from Fig. 3, the locality of the maximum uncertainty remains the same (about $\lambda = 4,3E-5$ [1/h]).

Failure rates are the input parameters for the component unreliability calculation. The results of the failure-rate calculation, shown in Table 1, were used for the component unreliability calculation. Again, labels *Generic*, *B-In*, *B-gamma* and *Gamma* indicate



Sl. 3. Manjšanje negotovosti glede na kvarljivost in čas zbiranja specifičnih podatkov

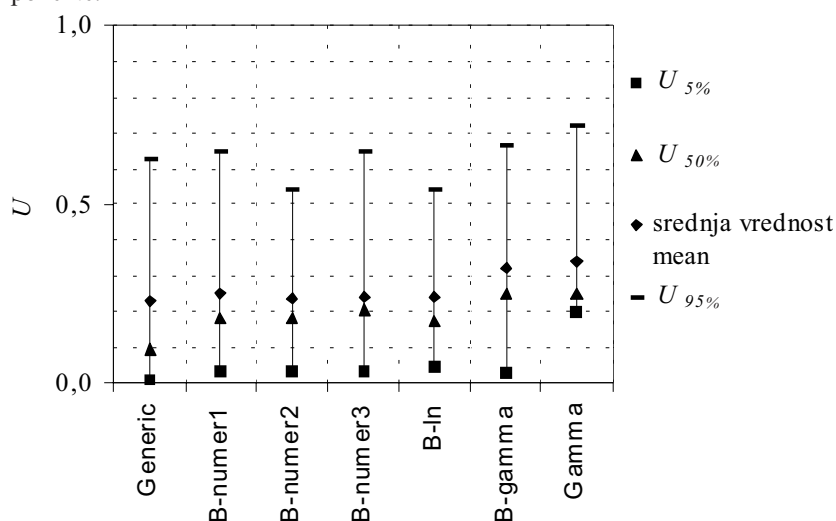
Fig. 3. Uncertainties diminuation versus failure-rate and specific data collection time

ponovno označujejo različne izračune kvarljivosti. Za vsak izračun kvarljivosti je bila izračunana tudi nezanesljivost komponente. Edina izjema je kvarljivost, ki je bila izračunana z Bayesovim postopkom in označena z *B-numer*. V tem primeru je bilo za približek tabelarične diskretne posledične porazdelitve uporabljeno različno število točk. Oznaka *B-numer1* prikazuje izračun, v katerem je bila tabelarična diskretna porazdelitev za kvarljivost povzeta v 18 točkah. Podobno je bila tabelarična diskretna porazdelitev pod oznako *B-numer2* povzeta v 26 točkah in pod oznako *B-numer3* v 28 točkah.

Rezultate izračuna nezanesljivosti komponente za *Evidenca 1* (1 napaka v 20.858 obratovalnih urah) prikazujeta slika 4 in slika 5. Rezultate lahko razlagamo kot analizo negotovosti vpliva različnih izračunov kvarljivosti na izračun zanesljivosti komponente. Sl. 4 še dodatno prikazuje analizo občutljivosti, kako izbira točk tabelarično podane diskretne porazdelitve vpliva na izračun nezanesljivosti komponente.

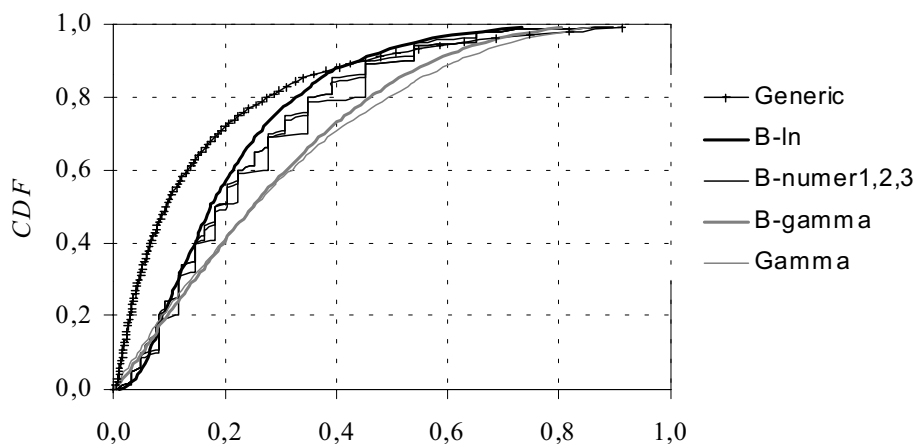
different calculations of the component failure rates. For each method of failure-rate calculation the component unreliability was calculated. The only exception is the failure rate estimated by a numerical Bayesian calculation (*B-numer*). The tabular discrete posterior distribution was approximated by a different number of points for the component unreliability calculation. Label *B-numer1* denotes the calculation where the failure rate was approximated by a tabular discrete distribution with 18 points. Similarly, the label *B-numer2* means that the failure rate was approximated by a tabular discrete distribution with 26 points, and for label *B-numer3* with 28 points.

The results of the component-unreliability calculation for *Evidenca 1* (1 failure in 20.858 operating hours) are shown in Fig. 4 and Fig. 5. The results can be interpreted as an uncertainty analysis of the influence of different methods for failure-rate calculation on the component's unreliability. Additionally, Fig. 4 shows the sensitivity analysis of the influence of the selected points of the tabular discrete distribution on the component's unreliability.



Sl. 4. Karakteristične vrednosti gostot verjetnosti za nezanesljivost komponent U

Fig. 4. Characteristic values of the probability distributions of component unreliability U



Sl. 5. Zbirne porazdelitvene funkcije (ZPF - CDF) za nezanesljivost komponent U

Fig. 5. Cumulative distribution functions (CDF) of component unreliability U

Rezultati, ki jih prikazujeta slika 5 in slika 4, so močno odvisni od izbire metode za izračun in izbire družine porazdelitev za izračun kvarljivosti. Če je uporabljena tabelarična diskretna porazdelitev, so rezultati močno odvisni od števila in mesta izbranih točk, ki ponazarjajo tabelarično diskretno porazdelitev. To pomembno dejstvo mora biti upoštevano, ko se odločamo o izbiri metode za analizo negotovosti. V nekaterih računalniških programih za izračun modelov VVA namreč lahko prikazemo tabelarično diskretno porazdelitev z največ 10 točkami.

Opravljen študija, s katero so bile ocenjene negotovosti pri izračunu nezanesljivosti komponente kaže, da je za izračun kvarljivosti komponente najprimernejši Bayesov postopek. Če predpostavljena porazdelitev ni naravno konjugirana predpostavljena porazdelitev, je za posledično porazdelitev potreben numerični izračun. Če računalniški program za izračun modelov VVA dopušča prikaz tabelarične diskretne distribucije le v omejenem številu točk (npr. 20-30), potem je primernejše izbrati analitično podano verjetnostno porazdelitev za prikaz tabelarične diskretne porazdelitve.

2 SKLEPI

V prispevku so opisane negotovosti, ki se pojavijo pri modeliranju nezanesljivosti komponent. Poudarek je na izkustvenih negotovostih, še posebej na negotovostih pri modeliranju. Naključne negotovosti, ki jih povzročajo naključne okvare komponent, so modelirane z verjetnostnimi porazdelitvami, ki so ocenjene z različnimi matematičnimi pristopi. Le poglobljena kakovostna ocena rezultatov in z njimi povezanih negotovosti pri modeliranju, omogoča odločitve o najprimernejši metodi, saj splošnega navodila s tem v zvezi ni mogoče oblikovati. Na podlagi predstavljene raziskave lahko povzamemo naslednje:

- Razlaga parametra "kvarljivost" komponente določa izbiro primerne metode za njegov izračun. Če je kvarljivost razložena kot nespremenljiva vrednost, se za njen izračun uporabi t.i. klasični statistični postopek. Če se kvarljivost razlaga kot naključna spremenljivka, se za njeno oceno lahko uporabi Bayesov postopek.
- Izračunana nezanesljivost komponente je močno odvisna od izbire metode za izračun kvarljivosti komponente. Če je kvarljivost podana s tabelarično diskretno porazdelitvijo, so rezultati (nezanesljivost komponente) močno odvisni od izbranih točk tabelarične diskretne porazdelitve.
- Za izbrani nabor podatkov (specifični podatki, predpostavke, omejitve in zahteve) se je pokazal kot najprimernejši Bayesov numerični izračun kvarljivosti in sprememba tabelarične diskretne porazdelitve v analitično podano verjetnostno porazdelitev.

The results shown in Fig. 5 and Fig. 4 are considerably influenced by the selection of the method and the family of the probability distribution for the failure-rate calculation. If a tabular discrete distribution is used the calculated results depend considerably on the number and position of the selected points that represent the tabular discrete distribution. This seems to be an important issue, which should be taken into account when a method for uncertainty analysis is selected. Namely, some computer codes do not allow the representation of a tabular discrete distribution by a number of points higher than 10.

To minimize the modeling uncertainties for the component unreliability calculation the Bayesian updating procedure for the component failure-rate estimation seems to be the most suitable. If a prior distribution is not a natural conjugate prior distribution, numerical methods should be used for the calculation of the posterior distribution function. If the PSA computer code allows the definition of a tabular discrete distribution by some limited number of points (e.g. 20-30), then it may be better to approximate a tabular discrete posterior by some suitably chosen analytical probability distribution.

2 CONCLUSIONS

In this paper the uncertainties that arise in PSA when modeling components unreliability are described. Emphasis is given to epistemic uncertainties, in particular to modeling uncertainties. Aleatory uncertainties caused by the stochastic nature of component failures are modeled by probability distributions using different methods for their estimation. A qualitative assessment of the results gives an insight into the modeling uncertainties and enables a decision to be made on which method is the most suitable for use. The following can be concluded on the basis of this study:

- The interpretation of component failure rate determines the selection of the appropriate approach for the failure-rate calculation. The so-called classical approach can be used if the failure rate is interpreted as a fixed value; and the Bayesian approach is applicable when the failure rate is interpreted as a variable.
- Calculated component unreliability depends considerably on the selected method for the component failure-rate estimation. If the failure rate is represented by a tabular discrete distribution and used for the component-unreliability calculation, the results depend on the way the representative points were selected.
- To minimize modeling uncertainties for the component failure-rate estimation, the numerical calculation of the Bayesian updating procedure and the transformation of the resulting tabular discrete distribution into an analytical distribution seems to be the most suitable.

ZAHVALA

Zahvaljujeva se Ministrstvu za šolstvo, znanost in šport Republike Slovenije, ki je finančno podprlo projekt "Raziskava negotovosti pri modeliranju sistemov z verjetnostnimi varnostnimi metodami" (Z2-3534).

Avtorja se zahvaljujeva tudi Nuklearni elektrarni Krško (NEK), ker je dovolila objavo nekaterih podrobnih podatkov, ki so bili uporabljeni pri analizi negotovosti verjetnostnega varnostnega modela NEK.

Nenazadnje se zahvaljujeva tudi anonimnemu pregledovalcu/ki za njegove/njene koristne pripombe pri pregledu članka.

ACKNOWLEDGEMENTS

The financial support of the Ministry of Education, Science and Sport of the Republic of Slovenia for the project "Identification and Treating of Uncertainties in Probabilistic Safety Assessment" (Z2-3534) is gratefully acknowledged.

Additionally, the authors wish to thank the NPP Krško for permission to publish some of the specific data used for the uncertainty analysis of the NPP Krško PSA model.

The authors would also like to thank the anonymous reviewer for his valuable comments.

3 LITERATURA

3 REFERENCES

- [1] Modarres, M.; M. Kaminskiy, and V. Krivtsov (1999) Reliability engineering and risk analysis, *A Practical Guide*. USA: Marcel Dekker, Inc.
- [2] Hickman, J. W. and others (1983) PRA procedures guide, A guide to the performance of probabilistic risk assessments for nuclear power plants. USA: Nuclear Regulatory Commission; NUREG/CR-2300.
- [3] Procedures for conducting probabilistic safety assessments of nuclear power plants (level 1) (1992). Vienna, Austria: International Atomic Energy Agency; Safety series no. 50-P-4.
- [4] Reliability engineering & system safety: Treatment of aleatory and epistemic uncertainty (1996). Northern Ireland: Elsevier Science Limited. Vol. 54.
- [5] Jordan Cizelj, R. and I. Vrbanić (2001) Parameter estimation of component reliability models in PSA model of Krško NPP. Nuclear energy in Central Europe 2001; Portorož, Slovenia. Ljubljana: Nuclear Society of Slovenia.
- [6] Lawless, J. F. (1982) Statistical models and methods for lifetime data. New York, USA: John Wiley & Sons.
- [7] Klir, G.J. and J. M. Wierman (1998) Uncertainty-based information. Heidelberg, Germany: Physica-Verlag.
- [8] Jordan Cizelj, R.; B. Mavko, and I. Kljenak (2001) Component reliability assessment using quantitative and qualitative data. *Reliability Engineering & System Safety*. 71(1):81-95.
- [9] Siu, N. O. and D. L. Kelly (1998) Bayesian parameter estimation in probabilistic risk assessment. *Reliability Engineering & System Safety*. 62:89-116.
- [10] Bari, R. A., A.J. Buslik, N.Z. Cho, A. El-Bassioni, J. Fragola, R.E. Hall, D. Ilberg, E. Lofgren, J. O'Brien, I.A. Papazoglou, P.K. Samanta, T. Teichmann, W. Vesely, A. Unione, and R. Youngblood (1985) Probabilistic safety analysis procedures guide. NUREG/CR-2815 ed. Upton, USA: Brookhaven National Laboratory.
- [11] Martz, H. F. and R.A. Waller (1982) Bayesian reliability analysis. USA: John Wiley & Sons, Inc.
- [12] Component reliability data for use in probabilistic safety assessment (1998) Vienna, Austria: International Atomic Energy Agency; (IAEA-TECDOC-478).
- [13] NUREG/CR-4550, Analysis of core damage frequency: Internal events methodology (1990). Albuquerque: Sandia National Laboratories.
- [14] IEEE guide to the collection and presentation of electrical, electronic, sensing component, and mechanical equipment reliability data for nuclear- power generating stations (1983). New York: The Institute of Electrical and Electronics Engineers, Inc; (IEEE Std 500-1984).
- [15] Čepin, M. and B. Mavko (2002) A dynamic fault tree. *Reliability Engineering and System Safety*. 75(1):83-91.
- [16] Košutić, I. and I. Vrbanić (2001) NEK PSA plant specific data base. NEK ESD-TR-14/96 ed. Krško: NEK.
- [17] Risk spectrum theory manual (1998). Relcon AB.

Naslova avtorjev: dr. Romana Jordan-Cizelj
Institut "Jožef Stefan"
Jamova 39
1000 Ljubljana
romana.jordan@ijs.si

Ivan Vrbanić
Nuklearna elektrarna Krško
Vrbina 12
8270 Krško
ivan.vrbanic@nek.si

Authors' Address: Dr. Romana Jordan-Cizelj
"Jožef Stefan" Institute
Jamova 39
1000 Ljubljana, Slovenia
romana.jordan@ijs.si

Ivan Vrbanić
Nuclear Power Plant Krško
Vrbina 12
8270 Krško, Slovenia
ivan.vrbanic@nek.si

Prejeto: 13.5.2002
Received:

Sprejeto: 12.9.2003
Accepted:

Odprto za diskusijo: 1 leto
Open for discussion: 1 year