# Návrh metodiky generování pravděpodobnostních charakteristik cílových veličin v modelech šíření radionuklidů životním prostředím

Dokumentace k etapě E 01 g) projektu 6/2003

Vypracoval: Ing. Petr Pecha, CSc.

červen 2004

# Obsah

1	ANOTACE
2 AK	PRAVDĚPODOBNOSTNÍ PŘÍSTUP K POSUZOVÁNÍ NÁSLEDKŮ ŠÍŘENÍ TIVITY ŽIVOTNÍM PROSTŘEDÍM7
3	METODIKY ANALÝZY NEURČITOSTÍ 8
3.1	Odezva neurčitosti predikce modelu na náhodné vstupní parametry9
3.2	Analytické metody10
3.3	Numerické metody11
4	STATISTICKÉ ODHADY MODELOVANÝCH VÝSTUPNÍCH VELIČIN 12
5 V Ž	ANALÝZA NEURČITOSTÍ V MODELECH ŠÍŘENÍ RADIONUKLIDŮ ZIVOTNÍM PROSTŘEDÍ
6	LITERATURA
7 ČÁ	PŘÍLOHA 1: IDEOVÝ NÁVRH ANALÝZY NEURČITOSTÍ V ATMOSFÉRICKÉ STI SYSTÉMU HAVAR 20

### **1 ANOTACE**

Analýza neurčitostí se zabývá šířením fluktuací vstupních parametrů modelem. Modelování transportu radionuklidů a posuzování radiologických dopadů úniku radionuklidů na populaci musí uvažovat celý řetěz šíření od místa úniku až po jednotlivé cesty možného ozáření člověka. Celý proces se popisuje vzájemně provázanými submodely (atmosférický a depoziční submodel, hydrologické submodely, potravní řetězce, modelování dávek a použité dozimetrické modely). Předkládaná práce dokládá přechod od deterministického modelování prováděném doposud v programovém systému HAVAR k pravděpodobnostnímu přístupu při hodnocení rizika úniku radionuklidů do životního prostředí. První krokem této procedury je určování konkrétních náhodných realizací specifického vektoru vstupních parametrů, kdy pro každý submodel transportu je třeba stanovit rozměr N vektoru a dále definovat náhodné charakteristiky jednotlivých vstupních parametrů. Tímto procesem se zabývá práce [7] předkládaná k etapě E01 g) projektu 6/2003, ve které jsou naprogramovány optimální výpočetní LHS postupy pro generování realizací náhodných vektorů tak, aby bylo dosaženo věrohodných výsledků v přijatelném výpočetním čase. Předkládaná práce navazuje na zmíněnou práci a navrhuje postupy výpočtu následků (výstupních veličin) pro jednotlivé realizace náhodného vstupního vektoru a následně zavádí postupy pro interpretaci výsledků mnohonásobné predikce na pravděpodobnostním základě.

## 2 PRAVDĚPODOBNOSTNÍ PŘÍSTUP K POSUZOVÁNÍ NÁSLEDKŮ ŠÍŘENÍ AKTIVITY ŽIVOTNÍM PROSTŘEDÍM

Vlastní proces šíření radionuklidů životním prostředím má ve všech svých fázích jistý náhodný charakter. Již např. proto, že hlavní fyzikální mechanismy rozptylu příměsí mají samy o sobě stochastický charakter. Platí to jak v první fázi úniku radionuklidů do atmosféry (statistická interpretace atmosférických turbulentních procesů) či vodního prostředí, tak i v následných fázích šíření aktivity deponované na zemském povrchu do potravních řetězců člověka. Pokusy o modelování a predikci těchto složitých mechanismů šíření vnášejí do odhadů další neurčitosti způsobené mimo jiné parametrizací sloužící k aproximaci skutečných fyzikálních procesů použité potom v algoritmech modelování. Celkově je nutné respektovat existenci celé řady neurčitostí vstupujících do modelování, které se zhruba rozdělují na :

- Fluktuace vstupních parametrů způsobené jednak jejich možným stochastickým charakterem, neurčitostmi ve stanovení jejich hodnot v důsledku nedostatečné determinace parametrů a konečně v důsledku chyb měření při případném stanovení jejich hodnot na základě měření
- Neurčitosti zavlečené do odhadů v důsledku parametrizace fyzikálních procesů a zjednodušené matematické formulace pro jejich přibližný popis, kdy souhrnně řečeno jde o nedokonalost modelů popisu fyzikální podstaty
- Chyby v důsledku numerického řešení
- Neurčitosti související s nedokonalým či nekompletním popisem všech částí uvažovaného scénáře při únicích radionuklidů do životního prostředí

Dřívější deterministické přístupy k hodnocení radiologických důsledků radiačních nehod byly prováděny takovým způsobem, že pro každý vstupní parametr modelu byla určována jeho tzv. "nejlepší" hodnota (někdy nazývaná též nominální). Proto i výsledná odpověď byla deterministické povahy. Ukazuje se však, že taková odpověď představovaná jedinou hodnotou je při respektování existujících neurčitostí procesu nedostatečná. Proto se přechází k pravděpodobnostnímu přístupu k problematice šíření radionuklidů životním prostředím a k hodnocení spolehlivosti predikce jejich vlivu na populaci. Pravděpodobností hodnocení umožňuje zavést určitou míru důvěryhodnosti modelových předpovědí. Kvalitativní míra důvěryhodnosti k modelovým předpovědím dává odpověď na otázku, zda je předpověď konservativní nebo realistická.

Kvantitativní míra relevantnosti předpovědí je obecně vhodnější a poskytuje širší základy pro rozhodování havarijních týmů. Kvantitativní formulace spolehlivosti výsledků jsou například vyjadřovány tvrzeními jako:

□ S velkou pravděpodobností není překročen jistý odhad s faktorem 3

nebo

□ Je nepravděpodobné, že modelovaná hodnota je řádově podceněna oproti jisté referenční (limitní) hodnotě

a podobně.

Další modifikace závěrů založených na modelování na pravděpodobnostím základě jsou konkrétní odpovědi na otázky typu:

□ Jak se promítnou neurčitosti vstupů do charakteristik neurčitostí asociovaných modelovaných výstupních veličin

resp.

Zda jsou hodnoty neurčitostí akceptovatelné z hlediska krizového řízení

Již na tomto místě je třeba zdůraznit, že v souvislosti s determinací charakteru neurčitostí jsou do modelování vnášeny další subjektivní prvky, které mohou být potlačeny pouze na základě expertního odhadu a posuzování kvalifikovanými odborníky. Jakékoliv odhady spolehlivosti musí tedy vycházet z předchozí hluboké analýzy neurčitostí základních vstupních parametrů. Pro účely kódu HAVAR se celou touto problematikou detailně zabývá zpráva [7]. Ve finální fázi vývoje kódu je třeba provést validaci modelu, která umožní odhad potenciálních disproporcí způsobený nekonzistentním odhadem charakteristik neurčitostí vstupních parametrů nebo hrubou parametrizací a aproximací fyzikální podstaty. Podstata validace spočívá v testování předpovědí modelu na určité odpovídající množině nezávislých (měřených) dat.

## **3** METODIKY ANALÝZY NEURČITOSTÍ

Počet parametrů vstupujících do výpočtů je mimořádně velký, a proto je nutné v první fázi provést analýzu efektu vlivu jednotlivých parametrů na modelovanou výstupní veličinu. Postupuje se ve dvou krocích:

- 1. Třídění (screening) množiny vstupů a odpovědný výběr jen těch položek, které nezanedbatelně ovlivňují výstup. Tak například lze redukovat grupu nuklidů jen na ty, které podstatněji přispívají ke sledovaným dávkám.
- 2. Provádění analýzy citlivosti daného vstupu na sledovaný výstup, kdy se počítá kvantitativní odezva výstupu na fluktuaci vstupu. Tak lze potom seřadit vybrané vstupní parametry podle míry ovlivnění vstupních hodnot.

Celá procedura je ve své podstatě značně složitější v tom smyslu, že se jedná většinou o modelování nikoliv jediné skalární výstupní veličiny, nýbrž o rozsáhlé náhodné výstupní vektory (pole). Navíc samotný model je representován řetězem dílčích modelů, kdy tyto dílčí submodely mají jednak svoji vlastní grupu neurčitostí vstupních parametrů a jednak náhodné výstupy z jednoho obvykle představují další náhodné vstupy do dalších dílčích modelů. Typickým příkladem jsou náhodná pole (případně i jejich časové průběhy) objemových aktivit nuklidů ve vzduchu, jejich časových integrálů v přízemní vrstvě vzduchu a aktivity deponované na zemském povrchu, které jsou hlavním výsledkem atmosférických modelů. Z hlediska návazných modelů (dávkové moduly výpočtu dlouhodobého ozáření z depozice a dlouhodobé resuspense, ingesční modul) však v předchozím jmenované veličiny představují hlavní řídící proměnné (veškeré oceňování radiologické zátěže vychází právě z nich) a současně hlavní náhodné vstupy do těchto návazných submodelů.

#### 3.1 Odezva neurčitosti predikce modelu na náhodné vstupní parametry

Neurčitosti vstupních parametrů se šíří výpočetním modelem a výsledkem je pak neurčitost v predikci výstupních veličin. Uvažujeme část řetězu modelu odhadu radiologických dopadů úniku radionuklidů na populaci podle schématu :

hlavní výstupní veličiny : submodelu	objemové aktivity ve vzduchu, časové integrály v přízemní vrstvě, depozice	kontaminace produk dlouhodobý vývoj de příjmy aktivity	tů, dávky záření pa, (ozáření z mraku, z depozice, inhal., ingesční dávky)
	1	1	1
Únik radionuklidů	→ atmosférický a depoziční model ↑	→ transport aktivity potravními řetězci ↑	→ dozimetrický model pro odhady dávek ↑
grupa náhodných vstup. parametrů	: 1, , NI	1, , N2	1, , N3

Skutečný řetěz submodelů je ještě složitější a musí obsahovat např. i chování usazené aktivity radionuklidů na povrchu a v půdě, procesy přenosu aktivity z kořenové zóny do rostlin, přenos kontaminace výkrmovými scénáři zvířat apod. Dále je třeba respektovat fakt zmíněný výše, že výstupy z určitého modelu představují další náhodné vstupy do následných dílčích submodelů. Potom modelování musí probíhat podle rozšířeného schématu ve smyslu:



Je zřejmé, že jednotlivé submodely jsou vzájemně provázané a fluktuace se odpovídajícím způsobem přenášejí. V nejjednodušším případě konkrétní skalární výstupní veličiny V submodelu k má tato náhodný charakter a schématicky ji lze vyjádřit podle:

$$V = F^{k}(X_{1}, X_{2}, ..., X_{N})$$
(1)

 $\mathbf{X} = [X_1, X_2, ..., X_N]$  je náhodný vektor vstupních parametrů, symbol  $F^k$  representuje submodel k.

Při přechodu od skalární výstupní náhodné proměnné k výstupním náhodným polím (funkcím) se vztah (1) formálně rozšíří na vektorovou funkci podle:

$$\mathbf{V} = \mathbf{F}^{\mathbf{k}} \left( \mathbf{X} \right) \tag{2}$$

Dimenze vektoru **X** byla označena N, dimenze M výstupního vektoru **Y** může být v obecném případě daleko větší. Nicméně již na tomto místě je třeba poznamenat, že uvažování plného rozsahu M je nereálné již z hlediska výpočetního (doba výpočtu, objem výstupů, požadavky na paměť), ale i z hlediska logiky zpracování a presentace jen podstatných závislostí. Ani velké mezinárodní týmy zkušených expertů nejsou schopny řešit úplný problém a ani to nepovažují za užitečné a přínosné. V [12] jsou analýza neurčitostí a studie citlivosti aplikovány jen na vybrané důležité scénáře, dále z původního počtu několika set vstupních parametrů modelů je pro celkovou analýzu zvolena omezená grupa a v konečné fázi je uvažován omezený rozsah výstupních náhodných polí.

Modelování šíření radionuklidů je simulováno podle (2) a představuje velmi složitý silně nelineární systém. Ani např. pro zjednodušený Gaussův model přímočarého šíření není možné najít analytickou funkci alespoň přibližně popisující výsledek. Z obecného pohledu jsou používané dva přístupy k modelování náhodných charakteristik predikce V v závislosti na fluktuacích vstupů X.

#### 3.2 Analytické metody

logaritmické transformaci).

Vzhledem k tomu, co bylo řečeno v závěru předchozího odstavce, tyto metody jsou použitelné pouze při podstatných zjednodušeních modelů za účelem rychlého získání základního odhadu vlivu. Analytické metody vyžadují, aby byla určena algebraická formule pro závislost výstupu na vstupních parametrech. Potom lze použít např. úvahu o vztahu výsledného rozptylu vzhledem k dílčím rozptylům vstupních parametrů. Uvažujeme-li nejjednodušší případ:

$$Y = X_1 + X_2 + X_3$$
(3)

Potom rozptyl  $D^{2}(Y)$  náhodného výstupu Y se vypočte podle:

$$D^{2}(Y) = D^{2}(X_{1}) + D^{2}(X_{1}) + D^{2}(X_{1}) +$$

$$+ 2 \cdot [\rho(X_{1}, X_{2}). D(X_{1}).D(X_{2}) + \rho(X_{2}, X_{3}). D(X_{2}).D(X_{3}) + \rho(X_{1}, X_{3}). D(X_{1}).D(X_{3})]$$
(4)

zde 
$$D^2$$
 a D představují rozptyl a standardní odchylku,  $\rho$  je korelační koeficient.

Analogicky si lze představit rozvoj Y v okolí referenčního (nominálního) vstupního vektoru X<sup>nom</sup> a omezení se jen na lineární členy (pro blízké okolí), kdy by bylo možno použít obdobný postup pro výpočet rozptylu výstupu. Pro řešení dílčích otázek připadají v úvahu i některé metodiky z oblasti studií citlivosti odezvy fluktuace výstupů na fluktuace vstupních parametrů případně některé postupy užívané v regresní analýze. Metodiku lze použít nejen pro shora popsaný aditivní model (3), nýbrž též pro multiplikativní (který se nejdříve podrobí

Dalšími předpoklady lze takto subjektivně odhadnout hustotu rozdělení Y a příslušné centrální momenty a na základě fitování (metody *moment matching*) odhadovat intervaly spolehlivosti a pravděpodobnosti překročení limitních hodnot.

Do tohoto přehledu nejsou zařazeny detaily analytických metod pro provádění studií citlivosti odezvy modelu na jednotlivé vstupní veličiny (regresní analýza a odhady míry korelace), poněvadž hlavní pozornost je zaměřena na numerický přístup popisovaný dále.

### 3.3 Numerické metody

Vzhledem ke složitosti modelování transportu aktivity životním prostředím a jejich zřejmé nelinearitě ve vztahu ke vstupním parametrům jsou numerické metody hlavním nástrojem pravděpodobnostního přístupu k hodnocení následků. Procedura probíhá v několika krocích:

- 1. Identifikace množiny N vstupních parametrů, které nezanedbatelně přispívají k neurčitosti predikce
- 2. Odhady dolní a horní hranice fluktuací vstupních parametrů a definice distribuční funkce
- 3. Odhady míry korelace mezi jednotlivými parametry
- 4. Volba vhodné metodiky generování realizací vstupních náhodných vektorů
- 5. Provedení náhodných výběrů co největšího rozsahu (který připouští kapacita výpočetního zařízení) pro zvolenou grupu vstupních parametrů, konstrukce realizací náhodného vstupního vektoru (s dimenzí N)

V následných krocích je modelováno šíření neurčitostí vstupních parametrů ve sledovaných komponentách environmentálního modelu a jejich promítnutí do náhodných charakteristik sledovaných výstupů, tedy:

Výpočet následků (výstupních veličin) pro jednotlivé realizace náhodného vstupního vektoru podle modifikovaného schematu (1) podle :

$$v = F(x_1, x_2, ..., x_N)$$
 (5)

kde malá písmena se vztahují ke konkrétní realizaci (hodnotě)

 Interpretace výsledků predikce na pravděpodobnostním základě (určení komplementárních kumulativních distribučních funkcí, intervalů spolehlivosti apod.) případně seřazení vstupních parametrů podle míry jejich vlivu na výslednou predikci

Základním problémem je správný odhad grupy vstupních parametrů a jejich náhodných charakteristik. Tímto problémem se podrobněji zabývá již zmíněná práce [7]. Připomeňme, že z hlediska jejich charakteru je třeba rozlišovat všechny zdroje neurčitostí v předpovědních modelech. Jsou to hlavně fluktuace vstupních parametrů způsobené jejich možným stochastickým charakterem, chybami při měření hodnot a numerickém řešení a zavlékání neurčitostí do modelu v důsledku nedokonalosti popisu modelu fyzikální podstaty celé řady dílčích efektů.

## 4 STATISTICKÉ ODHADY MODELOVANÝCH VÝSTUPNÍCH VELIČIN

Předpokládejme, že K značí celkový počet běhů (opakování) výpočtu prováděných vždy s konkrétní realizací vstupních parametrů. Pro odhad střední hodnoty E {Y} náhodné veličiny Y se používá statistický odhad

$$\overline{Y_K} = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^{K} y_i$$
(6)

což je jinými slovy výběrový průměr. Zde se předpokládá náhodný výběr o rozsahu K z rozdělení náhodné proměnné Y.

Pro rozptyl DY= $E(Y-EY)^2$  náhodné veličiny Y je použit odhad  $S_Y^2$  podle vztahu:

$$S_{Y}^{2} = \frac{1}{K-1} \sum_{i=1}^{K} (y_{i} - \overline{Y_{K}})^{2}$$
(7)

Výběrová směrodatná odchylka je dána odmocninou předchozího výrazu.

Distribuční funkce náhodné veličiny Y , která má hustotu pravděpodobnosti f(y), je dána vztahem:

$$F(z) = \int_{-\infty}^{z} f(y) \cdot dy$$
(8)

Jinými slovy jde o kumulativní pravděpodobnost (někdy je označována jako CDF – Cumulative Density Function), že realizace proměnné Y nepřestoupí danou hodnotu z, neboli  $F(z) = Prob (Y \le z)$ . Tuto distribuční funkci odhadujeme výběrovou distribuční funkcí pomocí K namodelovaných realizací  $y_1, y_2, ..., y_K$  podle vztahu:

$$F_{K}(z) = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^{K} \delta(y_{i} < z)$$
(9)

Většinou se v odhadech ptáme spíše na pravděpodobnost  $G_K(z_{lim})$  přestoupení určitého limitu  $z_{lim}$ , vyjadřovanou termínem statistika CCDF (Complementary Cumulative Density Function) a platí pro ni vyjádření:

$$G_{\rm K}(z_{\rm lim}) = 1 - F(z_{\rm lim}) \tag{10}$$

Pro odhad  $\alpha$ -kvantilu  $y_{\alpha}$  rozdělení náhodné veličiny Y použijeme vztah :

$$y_{\alpha} = \min \{ y_i : F_K(y_i) \ge \alpha \}$$
(11)

Zde  $\alpha \in (0,1)$ , obvykle se užívá vyjádření v procentech jako  $\alpha$ . 100 %-ntní kvantil.

Dalšími důležitými statistikami jsou intervaly spolehlivosti (závisející na počtu náhodných realizací K), a to jak pro výběrový průměr, tak pro kvantity. K jejich odhadu se užívá aplikace

Studentova rozdělení. Pro odhad intervalů spolehlivosti výběrového průměru je v literatuře odvozen výraz:

$$\overline{Y_K} \stackrel{+}{-} \frac{1}{\sqrt{K}} \cdot t_{K-1}^{\alpha} \sqrt{S_Y^2}$$
(12)

což je vyjádření pro interval spolehlivosti odhadu střední hodnoty na hladině  $\alpha$ . Pro kritické hodnoty Studentova t-rozdělení t<sup> $\alpha$ </sup><sub>K</sub> pro K stupňů volnosti na hladině  $\alpha$  platí:

$$P\{ |T| \ge t^{\alpha}_{K} \} = \alpha \tag{13}$$

Přičemž kritické hodnoty t $^{\alpha}_{K}$  jsou tabelovány resp. pro ně existuje elektronický obraz v některé statistické databázi.

Souhrnně lze říci, že základními statistikami pravděpodobnostního přístupu k posuzování radiologických důsledků zůstávají jak CDF (Cumulative Density Function) tak CCDF (Complementary Cumulative Density Function) závislosti, ze kterých lze odhadnout rozsah fluktuací nebo pravděpodobnosti přestoupení určitých referenčních hodnot. Kvantifikace neurčitostí bude prováděna na základě percentilů resp. kvantilů. Poměrně často užívaným postupem pro kvantitativní vyjádření neurčitosti cílových veličin jsou výpočty poměrů mezi 95% a 5% kvantilem. Základními statistikami jsou v dalším výběrové průměry, výběrové rozptyly a příslušné intervaly spolehlivosti. V rámci další etapy úkolu 6/2003 bude následovat podrobnější analýza ve směru citlivostních studií s cílem určit velikost vlivu jednotlivých vstupních parametrů, seřadit je podle velikosti jejich vlivu a odhalit příslušné korelace.

V této následující etapě přibudou další techniky šetření závislostí mezi charakteristikami predikce a vstupními parametry. Jedním z hlavních cílů bude seřadit individuální vstupní charakteristiky podle jejich míry příspěvku na neurčitosti predikce. Vyšetřování závislostí mezi predikcí a náhodnými vstupy může začínat orientačními grafickými analýzami na rozptylových diagramech. Zde učiníme poznámku pouze k okruhu numerických metod určování pořadí. V případě jediné skalární výstupní veličiny Y a individuální nezávisle proměnné X jako míra závislosti se zavádí výběrový koeficient korelace  $\rho_{Y,X}$ . Pro Nrozměrný vektor **X** vstupních parametrů X modelujeme celkem K náhodných výběrů:

$$\begin{pmatrix} Y_1 \\ X_1^1, \dots, X_N^1 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} Y_2 \\ X_1^2, \dots, X_N^2 \end{pmatrix}, \quad \cdots \quad , \begin{pmatrix} Y_K \\ X_1^K, \dots, X_N^K \end{pmatrix}$$
(14)

Exaktněji se pak určuje základní veličina pro vyjadřování závislosti mezi náhodnou veličinou Y a náhodným vektorem **X**, kterou je <u>výběrový koeficient mnohonásobné korelace</u>  $\rho_{Y.X.}$ . Může se však stát, že některý parametr ovlivňuje ve skutečnosti výstup jen velmi málo, nicméně jeho korelační koeficient je významný právě z toho důvodu, že tento vstupní parametr je silně korelován s jiným parametrem, který má reálně významný vliv na výstupní neurčitost. Přitom absolutní hodnoty korelací obou vstupů jsou velmi blízké. Aby se vyloučily tyto klamné závislosti, je pro více nezávislých proměnných zaváděn <u>výběrový parciální koeficient</u> jako míra lineární závislosti mezi predikcí a individuální nezávisle proměnnou. Výpočet parciálních korelací dále souvisí s určováním standardizovaných regresních koeficientů a s dalšími <u>procedurami regresní analýzy</u>, postupné regresní analýzy a asociovaných statistických testů.

Studovaná problematika spadá do oblasti testování hypotéz pro náhodné výběry, kde se uplatňují neparametrické metody pracující s pořadovými statistikami. Náhodné výběry jsou transformovány na pořadové hodnoty podle pravidla, že pořadím R<sub>i</sub> čísla x<sub>i</sub> v daném výběru o rozsahu K nazýváme počet těch čísel x<sub>1</sub>, x<sub>2</sub>, ..., x<sub>K</sub>, která jsou menší nebo rovna číslu x<sub>i</sub>. Mezi takto přetransformovanými entitami jsou určovány korelace, které jsou nyní nazývány pořadové korelační koeficienty. Jsou považovány za lepší indikátory stupně monotónní závislosti mezi výběrem vstupních parametrů a neurčitostí predikce. Operace s pořadovými statistikami vedou k zavedení a užívání standardizovaných parciálních pořadových regresních koeficientů pro vysvětlení lineární závislosti mezi výstupem a vstupem pro daný model.

## 5 ANALÝZA NEURČITOSTÍ V MODELECH ŠÍŘENÍ RADIONUKLIDŮ V ŽIVOTNÍM PROSTŘEDÍ

V souběžně připravované práci [7] týkající se návrhu analýzy neurčitostí charakteristik vstupních parametrů do modelů šíření radionuklidů při únicích do životního prostředí (Část II - Volba grupy neurčitostí a metodika generování náhodných realizací vstupních vektorů modelů systému HAVAR) je kromě jiného proveden též rozbor neurčitostí a kompilace dostupných náhodných charakteristik vstupů pro atmosférický, depoziční a ingesční model. V této práci je podán přehled o metodice přístupu k analýze neurčitostí a dále v příloze 1 je podán ideový návrh analýzy neurčitostí v atmosférické a částečně i v depoziční části systému HAVAR. Jedná se sice o první minimalistické řešení, které je však spojeno s konkrétní, nově vyvíjenou pravděpodobnostní verzí kódu HAVAR a dává konkrétní výsledky vztažené ke zvolené lokalitě JE v ČR. Na konkrétním příkladě s úmyslně zvoleným abnormálním scénářem jsou demonstrována některá úskalí numerické metody stochastického modelování.

Další rozvoj kódu HAVAR ve směru pravděpodobnostního přístupu bude probíhat na základě konkrétních zkušeností a výpočetních možností. Již nyní je ale zřejmé, že bude nezbytné provést určitá zjednodušení a omezení rozsahu úlohy. Jak již bylo řečeno, uvažování plného rozsahu grupy vstupních parametrů je nereálné jak z hlediska výpočetního tak z hlediska zpracování a presentace všech výstupních náhodných polí. Ukazuje se, že i velké mezinárodní týmy zkušených expertů nejsou schopny řešit úplný problém a ani to nepovažují za užitečné a přínosné. Na podporu těchto faktů uvedeme některé závěry z práce [12] týkající se analýzy neurčitostí dvou významných kódů COSYMA (vyvinutý a používaných v zemích Evropské unie - EU) a MACCS (obdobný kód vyvinutý v USA pod záštitou US Nuclear Regulatory Commission - USNRC).

Analýza neurčitostí prováděná v obou kódech vychází z expertních odhadů vstupních parametrů, na které je kladen požadavek důvěryhodnosti a zjistitelnosti (doložitelnosti) podkladů k jejich odhadům. Význam, kterému je přikládáno korektní určení grupy neurčitostí náhodných vstupních parametrů, vyústil v uskutečnění série elicitačních studií na vysoké úrovni (účast světových uznávaných specialistů) organisované příslušnými institucemi EU a USNRC) formou expertních panelů, které pokrývaly oblasti:

 atmosférická disperze (zaměřena na koncentrace aktivity ve vybraných bodech, vymezení horizontální fluktuace větru a rozložení aktivity v horizontálním směru, definice dalších neurčitostí vstupů do atmosférické části kódu COSYMA)

- depozice aktivity na zemském povrchu (doporučené náhodné charakteristiky rychlosti suchého spadu pro různé typy povrchu pro aerosoly a elementární jód, vliv velikosti aerosolových částic na rychlost depozice, doporučené náhodné charakteristiky pro vymývání radionuklidů z vlečky)
- transport radionuklidů potravními řetězci se specifickým rozlišením na procesy probíhající v půdě a rostlinách a dále na procesy spojené s přenosem aktivity ve zvířatech (zaměřeno na neurčitosti vstupů pro rozhodující nuklidy Sr, Cs a I týkající se přenosu aktivity do rostlin a zvířat, rozšíření databáze kódu COSYMA z oblasti potravních řetězců o pravděpodobnostní charakteristiky)
- externí ozáření γ z depozice ( podklady ke generování neurčitostí dávek a dávkového příkonu s případnou časovou závislostí, rozlišení pro různé typy zemského povrchu, stínicí faktory budov jako náhodné charakteristiky, pokus o zahrnutí neurčitostí některých aspektů chování populace)
- vnitřní dosimetrické modely (distribuce aktivity v jednotlivých orgánech a časových sekvencích z inhalačního a ingesčního příjmu, neurčitosti v konverzních faktorech, distribuce dávek ve vybraných orgánech)
- zdravotní rizika v časné fázi nehody
- zdravotní rizika v pozdní fázi nehody

Každý panel byl obsazen zhruba osmi experty a jejich úkolem bylo odsouhlasit grupu neurčitostí příslušných vstupních parametrů, dospět k obecné shodě o náhodných charakteristikách a posoudit korelace mezi jednotlivými vstupními parametry.

Celkově bylo specifikováno několik stovek parametrů vstupujících do jednotlivých fází modelu šíření radionuklidů a do odhadů jejich radiologického rizika. Provést pravděpodobnostní hodnocení s takovým množstvím parametrů není možné, a proto byly pro hlavní čtyři submodely provedeny dílčí výpočty, jejichž výsledkem bylo seřazení vstupních parametrů podle míry vlivu na výstupní veličiny. Do celkové analýzy pak byly vybrány jen parametry s podstatnějším vlivem. Bude zajímavé a poučné uvést příslušnou tabulku z [12], udávající počet parametrů vstupujících do jednotlivých dílčích výpočtu a nezbytnou redukci jejich počtu pro provádění analýzy neurčitosti modelu v celém rozsahu:

Modul	počet uvažovaných vstupních parametrů	počet parametrů vybraných pro globální analýzu
Atmosférická disperze a depozice	28	24
Potravní řetězce	162	35
Interní a externí dosimetrie	159	100
Zdravotní následky	27	27
Globální analýza	376	186

*Tabulka 1: Grupy vstupních parametrů jednotlivých modulů – převzato z [12]* 

Další problémy souvisejí s volbou zdrojového členu a meteorologických podmínek. Z celé škály publikovaných zdrojových členů pro LWR jsou v [12] zvoleny tři členy, pro které se vždy samostatně provádí analýza neurčitostí, vždy však s dalšími omezeními (resp. specifickou volbou) vzhledem ke sledovaným cílovým veličinám:

- Rozsáhlý masivní únik radionuklidů se zaměřením na cílové veličiny z oblasti odhadu zdravotních následků v časné fázi nehody.
- Den Méně rozsáhlý únik s hlavním těžištěm zdravotních následků v pozdější fázi
- Úniky odpovídající scénáři postulované projektové nehodě

Kódy obecně mohou produkovat množství výsledků reprezentujících rozličné následky. Nicméně již z předešlých bodů je patrné, že jak z faktického tak praktického hlediska se toto obrovské množství údajů musí redukovat pro určitý deklarovaný záměr na omezenou množinu cílových veličin. Studie prováděné v [12] se omezují na:

- Koncentrace aktivity I131 a Cs137 ve vzduchu a deponované na zemském povrchu ve vybraných vzdálenostech od zdroje znečistění
- Individuální ekvivalentní sedmidenní dávky na kostní dřeň, štítnou žlázu a kůži ve zvolených vzdálenostech od zdroje
- Úvazky individuálních a kolektivních efektivních dávek a dávek na kostní dřeň a štítnou žlázu
- další cílové veličiny týkající se protiopatření a zdravotního rizika

Cílové veličiny týkající se dávek jsou dále rozlišovány na potenciální (expozice na otevřeném prostranství) a očekávané (normální životní rytmus bez cílených protiopatření). Případně lze zahrnout další scénáře chování populace (například specifikované licenčními procedurami konkrétní země jako jsou kritické skupiny obyvatel apod.).

Ukazuje se, že neurčitosti predikce hodnot cílových veličin závisejí primárně na uvažované (zvolené, zadané) radiologické situaci. Podstatný je například den radioaktivního spadu v roce a okamžitá meteorologická situace včetně případného výskytu srážek během pohybu mraku nad terénem. Z tohoto důvodu není možné generovat pro potřeby krizového rozhodování obecná kritéria o neurčitostech predikce modelu. Je nutné analyzovat jednotlivé radiologické situace individuálně a za těchto předpokladů jim přiřazovat určité odhady neurčitostí cílových hodnot. S přihlédnutím k velkému objemu výpočtů nejsou tyto postupy vhodné pro odhady prováděné v reálném čase.

Užitečnou pomůckou pro rozhodování v krizových situacích může být vytváření archivů předzpracovaných významných radiologických situací [15]. Z těchto výsledků mohou být odvozovány určité aproximace poskytující kvantitativní měřítko neurčitosti predikce jako funkci typu radionuklidu, doby spadu nebo času od okamžiku depozice. Je nutno si uvědomit další zdroje neurčitostí, které analýza zahrne jen velmi přibližně. Příkladem mohou být idealizované zjednodušené scénáře výkrmu hospodářských zvířat nebo problematické zavádění scénáře lokální produkce-lokální spotřeba.

Obdobná redukce rozsahu problému musí proběhnout i u kódu HAVAR, který si navíc neklade tak široké cíle. Kódy COSYMA a MACCS jsou určeny v prvé řadě pro PSA LEVEL3 analýzu, jejichž pravděpodobnostní mód výpočtu bere v úvahu možný rozsah změn atmosférických podmínek, které mohou nastat v okamžiku nehody. Analýza zahrnuje

vzorkování charakteristik počasí vybíraných například z dlouhodobé povětrnostní statistiky nebo jsou načítány dlouhé sekvence historických meteorologických měření v dané lokalitě.

Na tomto místě je třeba zdůraznit, že takový postup není užit v systému HAVAR, kde analýze neurčitostí **předchází volba konkrétního scénáře úniku včetně zadání dne spadu v roce a zadání konkrétní povětrnostní situace**, které jsou charakterizovány zadanými nominálními hodnotami. Je ale dále samozřejmé, že jsou uvažovány neurčitosti zadání (například fluktuace intenzity uvolňované aktivity ze zdroje, fluktuace směru větru kolem změřené (zadané) nominální hodnoty apod.).

### **6** LITERATURA

[1] Beychok M.R. : Error Propagation in Air Dispersion Modeling, Newport Beach, California, USA, <u>http://www.air-dispersion.com/feature.html</u>

[2] Jones J.A., Mansfield P. A., Crick M. J. : Uncertainty Analysis of the Predicted Consequences of Nuclear Accidents using the NRPB Code MARC-2A. NRPB-R274, 1995.

[3] Fischer F., Ehrhardt J., Hasemann I. : Uncertainty and Sensitivity Analysis of the Complete Program System UFOMOD and Selected Submodels. KfK 4627, 1990.

[4] Fischer F., Ehrhardt J., Raicevic J. : Analysis of uncertainties Caused by the Atmospheric Dispersion Model in Accident Cosequence Assessments with UFOMOD. KfK 4262, 1988.

[5] Homma T., Inoue Y., Tomita K. : OSCAAR Calculations for the Hanford Dose Reconstruction Scenario of BIOMASS Theme 2. JAERI – Research 2000-049, 2000.

[6] Evaluating the Reliability of Predictions Made Using Environmental Transfer Models. Safety series, No. 100, IAEA, 1989.

[7] Pecha P.: Analýza neurčitostí charakteristik vstupních parametrů do modelů šíření radionuklidů při únicích do životního prostředí. Část II : Volba grupy neurčitostí a metodika generování náhodných realizací vstupních vektorů modelů systému HAVAR . *Dokumentace k etapě E 01 f) projektu 6/2003*, 2004

[8] Bleher M., Gering F., Hübner S., Müller H. : Data Assimilation and Uncertainty in RODOS FCM Assessment. RODOS (WG3)-TN(97), 1997

[9] Fischer F. : Procedures for Uncertaity Analysis of UFOMOD – A User Guide. KfK 4626 (1990)

[10] Chang J. C : Uncertainty and Sensitivity of Dispersion Model Results to Meteorological inputs: Two Case Studies. In Qualitative Methods for Current nvironmental Issues (Springer, 2002), ISBN 1-85233-294-8

[11] Jones J.A., Brown J.,(NRPB), Goossens L.(TUD), Hasemann I., Fischer F., Ehrhardt J.(FZK) : Uncertainty Analysis on COSYMA, 3rd COSYMA-MACCS Meeting, Portorož, 1996.

[12] Jones J.A., Brown J.,(NRPB), Goossens L., Kraan B., Cooke R., (TUD), Ehrhardt J., Hasemann I., Fischer F., (FZK) : Uncertainty Analysis on the Probabilistic Akcident Consequence Code COSYMA. Radiological Prot. Bulletin No. 232, Dec. 2001.

[13] Kok Y. S., Eleveld H. : Sensitivity and Uncertainty Analysis of the Atmospheric Dispersion Model NPK-PUFF. HARMON9 - Int. Conf. On Harmonisation within Atmospheric Dispersion Modelling for Regulatory Purposes, Vol.1, Garmisch-Partenkirchen, 1-4 June, 2004.

[14] Caminada G., French S., Politis K., Smith J.Q. : Uncertainty in RODOS . RODOS(B) RP(94)-05, Jan. 2000.

[15] Műller H., Friedland W., Prőhl G., Gardner R. H. : Uncertainty in the Ingestion Dose Calculation. Rad. Prot. Dosimetry, vol. 3, No. 2-4(1993).

[16] Hinton T.G.: Sensitivity Analysis of ECOSYS-87: An Emphasis on the Ingestion Pathway as a Function of Radionuclide and Type of Deposition. Health Physics, Vol. 66, No. 5, May 1994. [17] Mueck K., Suda M., Gerzabek M., Kunsch B.: Ingestion Dose Response to the Deposition Date in the First Year after Radionuclide Deposition. Rad. Prot. Dosimetry, vol. 42, No. 2-4(1992).

### 7 PŘÍLOHA 1: IDEOVÝ NÁVRH ANALÝZY NEURČITOSTÍ V ATMOSFÉRICKÉ ČÁSTI SYSTÉMU HAVAR

Odladění správné funkčnosti projektu FJFI (zárodek pravděpodobnostní verze systému HAVAR) při výpočtu depozice I131

HIN00.DAT: (společný při výpočtu v projektech FJFI a kmenovém HAV03JET)

srov. s FJFI, KRK=0,THAV=1hod,H=100,SCKCEN 3/5/04, 1 SEG ve sm=3 7 model rozptylu: 7=SCKCEN 3 KPS 35 35 IBET 0 0 0 KRK, NVYP F 0 KV,ICALM 45.0 8 180.0 365.0 31536000 TΒ 1.0 OPR 3600.0 THAV 1 0 0 0 0 KPSSQ(1:5) FFFFF KVSQ(1:5) 1.0000 1.0000 1.0000 1.0000 1.0000 DOBASQ(1:5) 0000.0000 0000.0000 0000.0000 0.0000 0.0000 TEPVYD(1:5) 00.0000 00.0000 00.0000 0.0000 0.0000 CVER(1:5) 1.0000 1.0000 1.0000 1.0000 1.0000 CVITR(1:5) 100. Н 507. HNV 200.0 HS F ΚI Т 1 ING, ING1 0000.0 QH 1.6 D 00.0 VS 1.0 2.0 2.0 5.0 2.0 2.0 UK, ale zadani v CVITR 50. 75. 25. 75. 10. 35. 175. 190. 60. 20. 75. 65. 60. 35. 15. 35. 23. 23. 41. 66. 66. 154. 154. 45. 45. 13. 44. 45. 45. 66. 66. 46. 6 SEGMENT 1 : srazky a uniky: 0.00 I131 1.28E+11 KONEC

Z předchozího vstupního datového souboru HIN00.DAT, který je popsán v příslušném manuálu systému HAVAR, jsou zřejmé všechny nominální parametry (únik ve směru 3 –SV, kategorie stability F, disperze se počítá podle SCK/CEN pro hladký terén atd.)

Výsledná depozice I131 podle HAV03JET:

(v	KONTAMINA okamziku	CE POVRCHU F odezneni nač	ADIONUKLII a mistem X)	рү
vzd.	m	m	m	m
prvek	Bq/m2	Bq/m2	Bq/m2	Bq/m2
	666.6	7 1666.67	2333.33	3333.33
I131	1.83E+03	1.70E+04	1.51E+04	1.14E+04

I131	4333.33	5333.33	6333.33	7333.33
	8.18E+03	5.95E+03	4.44E+03	3.59E+03
I131	8333.33	9333.33	10333.33	11333.33
	2.99E+03	2.51E+03	2.13E+03	3.26E+03
I131	12666.66	14666.67	16666.67	18666.67
	1.41E+03	1.89E+03	1.26E+03	8.48E+02
I131	20666.67	22666.67	24666.67	26666.67
	3.34E+02	3.03E+02	2.06E+02	1.64E+02
I131	28666.67	31666.67	36666.66	41666.66
	1.31E+02	9.86E+01	6.46E+01	7.47E+01
I131	46666.66	51666.66	56666.66	61666.66
	4.15E+01	2.32E+01	1.31E+01	7.41E+00
I131	66666.66	71666.66	76666.66	81666.66
	4.22E+00	1.64E+00	1.42E+00	8.21E-01
I131	86666.66	91666.66	96666.66	.00
	4.75E-01	2.75E-01	1.12E-01	0.00E+00

### Výsledná depozice I131 podle nového FJFI: (nominální výpočet pro C1RAT=1.0, C2RAT=1.0, C3RAT=0, C4RAT=1.0 – viz dále)

\_\_\_\_\_

C1RAT,C2RAT	,C3RAT,C4RAT=	1.000	1.000	1.000	1.000
1 I131	AI , ALAM=	1.280	)0E+11	9.9660E	-07
Vzdalenost	Depo (Bq/m2)	SIGMAY(n	n )		
666.67	1.83E+03	4.16E+01	_		
1666.67	1.70E+04	8.62E+01	_		
2333.33	1.51E+04	1.13E+02	2		
3333.33	1.14E+04	1.50E+02	2		
4333.33	8.18E+03	1.84E+02	2		
5333.33	5.95E+03	2.18E+02	2		
6333.33	4.44E+03	2.50E+02	2		
7333.33	3.59E+03	2.80E+02	2		
8333.33	2.99E+03	3.10E+02	2		
9333.33	2.51E+03	3.40E+02	2		
10333.33	2.13E+03	3.68E+02	2		
11333.33	3.26E+03	3.97E+02	2		
12666.66	1.41E+03	4.33E+02	2		
14666.67	1.89E+03	4.87E+02	2		
16666.67	1.26E+03	5.39E+02	2		
18666.67	8.48E+02	5.90E+02	2		
20666.67	3.34E+02	6.40E+02	2		
22666.67	3.03E+02	6.89E+02	2		
24666.67	2.06E+02	7.37E+02	2		
26666.67	1.64E+02	7.84E+02	2		
28666.67	1.31E+02	8.30E+02	2		
31666.67	9.86E+01	8.99E+02	2		
36666.66	6.46E+01	1.01E+03	3		

41666.66	7.47E+01	1.12E+03
46666.66	4.15E+01	1.22E+03
51666.66	2.32E+01	1.33E+03
56666.66	1.31E+01	1.43E+03
61666.66	7.41E+00	1.53E+03
66666.66	4.22E+00	1.63E+03
71666.66	1.64E+00	1.72E+03
76666.66	1.42E+00	1.82E+03
81666.66	8.21E-01	1.91E+03
86666.66	4.75E-01	2.00E+03
91666.66	2.75E-01	2.09E+03
96666.66	1.12E-01	2.18E+03

<u>Výsledek modelování výstupní veličiny depozice 1131 na 5. kilometru od zdroje - postup při</u> odhadu distribuční funkce pro N=1000 realizací (přímočarý Gaussův model):

Načítají se nominální pole VGUSEN, AIN (rychlosti suché depozice, uniklé aktivity)

Načtení původních hodnot a jejich modifikace standardizovanými neurčitostmi:

- 1. SIGYY=SIGYY\*C2RAT pro model =7 (SCKCEN mocninové vztahy pro hladký terén); fyzikální význam: disperze v horizontálním směru
- 2. AI(IPRVKU)=AIN(...)\*C1RAT; fyzikální význam AI (NUK): uvolněná aktivita nuklidů
- 3. VGUSE=VGUSEN(I,J)\*C4RAT ; fyzikální význam: rychlost suché depozice nuklidů
- 4. C3RAT= M; M∈ U (uniformní diskrétní rozdělení; M se stejnou pravděpodobností může nabývat hodnot -5, -4, -3, -2, -1, 0, 1, 2, 3, 4, 5); otočení kolem nominálního směru (možná otočení: diskrétní skoky o M\*4.5 DEG).

Jsou uvažovány 4 náhodné proměnné C1RAT, C2RAT, C3RAT, C4RAT, kterým jsou přiřazeny následující náhodné charakteristiky:

C1RAT = uniformní spojité rozdělení U(min=0.5, max=2)

- C2RAT = normální rozdělení N(1, 0.25); 3\*sigma omezené
- C3RAT = uniformní diskrétní rozdělení Udiscret(-5,+5) (11 hodnot: -5, -4, -3, -2, -1, 0, 1, 2, 3, 4, 5)

C4RAT = normální rozdělení N(1, 0.3) - 3\*sigma omezené

<u>Pozn.</u>: C2RAT, C3RAT se berou zjednodušeně stejné pro všechny kategorie stability atmosféry, C1RAT je obdobně stejné u všech unikajících nuklidů, C4RAT je jednotné pro všechny typy zemského povrchu a fyzikálně-chemické formy radionuklidů. Diskrétní C3RAT musí korespondovat s výpočtovou polární sítí, která respektuje 16 základních směrů větrné růžice svírajících 360/16= 22.5 DEG. Toto rozdělení je pro výpočty příliš hrubé, a proto každý úhel svíraný dvěma základními směry je dále rozdělen na dalších 5 dílů. To znamená, že polární výpočtová síť má celkem 80 úhlových paprsků, přičemž dva vedlejší spolu svírají vždy 4.5 DEG. Odtud zdůvodnění diskretizace standardní náhodné proměnné C3RAT. V dalším postupu byl použit generátor náhodných čísel založený na LHS algoritmu (Latin Hypercube Sampling) popsaný v [7], pomocí něhož bylo nagenerováno 1000 náhodných realizací čtveřic C1RAT, C2RAT, C3RAT, C4RAT.

Z velkého množství výstupních veličin je dále sledována jen jediná, a sice hodnota depozice radionuklidu 1131 na 5. kilometru při nominálním směru větru 3 (náhodná vlečka tedy fluktuuje kolem směru SV podle generovaných fluktuací standardizovaného parametru C3RAT).

Základní výběrové charakteristiky:

Stredni hodnota: 1.01E+03

Rozptyl DX= 6.17E+06 Smerodat. odchylka= 2.48E+03

Namodelovaná výběrová distribuční funkce pro depo I131 na 5. kilometru:

Distribuční funkce (vyjádřena pomoci kvantilů) je počítána v projektu CCDF a hlavní výsledky jsou uvedeny v tabulce P1-1:

Tabulka P1-1 : Výběrová distribuční funkce pro depozici I131 na 5. kilometru od zdroje (případ uvažování disperzních formulí SCK/CEN pro hladký povrch)

NREAL, HMIN, IPOC( <hmin), kvantil="1000&lt;/th"><th>1.0</th><th>587</th><th>58.7E+00</th></hmin),>	1.0	587	58.7E+00
NREAL, HMIN, IPOC( <hmin), kvantil="1000&lt;/td"><td>10.0</td><td>641</td><td>64.1E+00</td></hmin),>	10.0	641	64.1E+00
NREAL, HMIN, IPOC( <hmin), kvantil="1000&lt;/td"><td>100.0</td><td>713</td><td>71.3E+00</td></hmin),>	100.0	713	71.3E+00
NREAL, HMIN, IPOC( <hmin), kvantil="1000&lt;/td"><td>1000.0</td><td>785</td><td>78.5E+00</td></hmin),>	1000.0	785	78.5E+00
NREAL, HMIN, IPOC( <hmin), kvantil="1000&lt;/td"><td>10000.0</td><td>980</td><td>98.0E+00</td></hmin),>	10000.0	980	98.0E+00

Zde první číslo je počet realizací čtveřic vstupních náhodných parametrů C1RAT, C2RAT, C3RAT, C4RAT, neboli jinými slovy počet opakování výpočtu pomocí Gaussova přímočarého modelu šíření příměsí. Třetí číslo značí počet realizací IPOC, kdy sledovaná hodnota depozice na 5. kilometru je menší nebo rovna než druhé číslo v horní tabulce HMIN ( je rovno číslu z ze vztahu (9) ). Čtvrté číslo je hodnota výběrové distribuční funkce počítané podle vztahu (9) vyjádřená v procentech.

#### Opakování celého výpočtu pro alternativní vztah pro výpočet disperzních koeficientů.

Distribuční funkce odhadnutá v předchozím případě svědčí o silně (abnormálně) asymetrickém rozdělení hustoty pravděpodobnosti modelované výstupní veličiny depozice.

Předně je třeba ověřit intervaly spolehlivosti odhadu v závislosti na počtu realizací K. Opakovaný výpočet při zvětšeném K z původní hodnoty 1000 na 3000 přinesl jen malé změny a průběh byl evidentně zachován. Ukázalo se, že hlavním důvodem je malá disperze v horizontálním směru (kolmém na směr šíření), vedoucí k úzké gaussovské křivce s vysokým maximem pod osou mraku. Při fluktuacích náhodné proměnné C3RAT nezanedbatelně nízké hodnoty fluktuací v periferním směru jen z části pokrývají interval fluktuací < -5\*4.5 DEG ; +5\*4.5 DEG >. Proto byl analyzován úplně stejný případ pouze s tím rozdílem, že se pro výpočty disperze použily KFK vztahy pro drsný terén. Lze očekávat, že rozptyl v horizontálním směru se zvýší současně se snížením osových maxim.

Úmyslně byla zvolena dvě odlišná vyjádření pro výpočet disperzních koeficientů. Model SCK/CEN je používán pro hladký terén, zatímco model KFK-Jülich je určen pro drsný terén středoevropského typu. Předností druhého modelu je alespoň přibližné respektování výšky úniků, jeho platnost je však deklarována do 10 km od zdroje výpustí. Obě použité alternativy ukazují, jaký zásadní vliv na výstupy má subjektivní odhad velikosti drsnosti terénu, pokud uživatel má na výběr jen dvě krajní volby. Tyto příklady se vztahují ke studiu odhadu vlivu neurčitostí v důsledku nedokonalého matematického popisu základních fyzikálních jevů (jedním z nich disperze určitě je) a současně ke studii citlivosti modelu na tento typ neurčitostí. Dále tato fakta demonstrují účelnost a důležitost koncepce systému HAVAR, který pro výpočet nabízí alternativní volby vstupů do modelu.

Různé vztahy pro určování horizontální disperze  $\sigma_y$  dávají různé hodnoty. Pro účely demonstrace jsou jen některé z nich vybrány do následující tabulky:

	Výška úniku 50 m				Výška ú	niku 100 m		
Model	Vzdálenost od zdroje x (m)		Vzdálenost od zdroje x (m)			(m)		
	1000	667	10 333	10 000	1000	667	10 333	10 000
SCK/CEN	65 <sup>(3)</sup>	42 <sup>(4)</sup>	368 <sup>(4)</sup>	380 <sup>(3)</sup>	65 <sup>(3)</sup>	42 <sup>(4)</sup>	368 <sup>(4)</sup>	380 <sup>(3)</sup>
HOSKER výška 10m (drsn=0.1m)	32 <sup>(2)</sup> 38 <sup>(1)</sup>	26 <sup>(4)</sup>	290 <sup>(4)</sup>	255 <sup>(2)</sup> 283 <sup>(1)</sup>	32 <sup>(2)</sup> 38 <sup>(1)</sup>	26 <sup>(4)</sup>	290 <sup>(4)</sup>	255 <sup>(2)</sup> 283 <sup>(1)</sup>
KFK-Jülich	184 <sup>(1)</sup>	138 <sup>(4)</sup>	980 <sup>(4)</sup>	964 <sup>(1)</sup>	375 <sup>(1)</sup>	244 <sup>(4)</sup>	4350 <sup>(4)</sup>	4277 <sup>(1)</sup>

Tabulka P1-2 : Číselné hodnoty  $\sigma_y$  (m) platí pro kategorii stability atmosféry F (Pasquill notace)

<sup>(1)</sup>číselné hodnoty převzaty z publikace ŠKODA, K.P. PLZEŇ, Ae 5281/Dok.

<sup>(2)</sup>NRPB R91

<sup>(3)</sup>UFOMOD (KfK 4332) – odhadnuto z grafů

<sup>(4)</sup> výsledky podle programu HAVAR

\_\_\_\_\_

#### Chyba v HOSKER:

 667.
 1667.
 2333.
 3333.
 4333.
 5333.
 6333.
 7333.
 8333.
 9333.
 10333.
 11333.

 2.58E+01
 6.17E+01
 9.48E+01
 1.25E+02
 1.54E+02
 1.81E+02
 2.07E+02
 2.31E+02
 2.54E+02
 2.68E+02
 2.90E+02
 3.10E+02

 1.20E+01
 2.15E+01
 2.85E+01
 3.41E+01
 3.89E+01
 4.67E+01
 5.00E+01
 5.31E+01
 5.49E+01
 5.75E+01
 5.99E+01

#### Spravny vypocet pro SIGZ (vraceno puvodni – beze zmeny ????)

2.58E+01 6.17E+01 9.48E+01 1.25E+02 1.54E+02 1.81E+02 2.07E+02 2.31E+02 2.54E+02 2.68E+02 2.90E+02 3.10E+02

1.20E+01 2.15E+01 2.85E+01 3.41E+01 3.89E+01 4.31E+01 4.67E+01 5.00E+01 5.31E+01 5.49E+01 5.75E+01 5.99E+01

------

Výsledná depozice I131 podle opakovaného výpočtu – disperze místo předchozího pro hladký terén (vztahy SCK/CEN) počítána pro drsný terén (vztahy KFK-Jülich):

Nominální výpočet pro C1RAT=1.0, C2RAT=1.0, C3RAT=0, C4RAT=1.0

C1RAT,C2RAT	,C3RAT,C4RAT=	1.000 1.000	1.000 1.000
1 I131	AI , ALAM=	1.2800E+11	9.9660E-07
	- (- ( 0)		
Vzdalenost	Depo (Bq/m2)	SIGMAY(m)	
666.67	1.57E+01	2.44E+02	
1666.67	1.06E+02	6.44E+02	
2333.33	2.16E+02	1.06E+03	
3333.33	2.95E+02	1.48E+03	
4333.33	3.35E+02	1.91E+03	
5333.33	3.46E+02	2.35E+03	
6333.33	2.14E-03	2.79E+03	
7333.33	3.21E+02	3.08E+03	
8333.33	3.07E+02	3.53E+03	
9333.33	2.83E+02	3.98E+03	
10333.33	2.62E+02	4.35E+03	
11333.33	4.41E+02	4.55E+03	
12666.66	2.11E+02	4.81E+03	
14666.67	3.12E+02	5.18E+03	
16666.67	2.20E+02	5.52E+03	
18666.67	1.51E+02	5.84E+03	
20666.67	6.04E+01	6.15E+03	
22666.67	6.24E+01	6.44E+03	
24666.67	3.63E+01	6.72E+03	
26666.67	2.87E+01	6.98E+03	
28666.67	2.27E+01	7.24E+03	
31666.67	1.68E+01	7.61E+03	
36666.66	1.08E+01	8.19E+03	
41666.66	1.27E+01	8.73E+03	
46666.66	6.06E+00	9.24E+03	
51666.66	3.01E+00	9.72E+03	
56666.66	1.56E+00	1.02E+04	
61666.66	8.31E-01	1.06E+04	

66666.66	4.56E-01	1.10E+04
71666.66	1.78E-01	1.14E+04
76666.66	1.57E-01	1.18E+04
81666.66	9.26E-02	1.22E+04
86666.66	5.45E-02	1.26E+04
91666.66	3.21E-02	1.29E+04
96666.66	1.33E-02	1.33E+04

Základní výběrové charakteristiky:

Stredni hodnota: 3.06E+02

Rozptyl DX= 3.39E+04 Smerodat. odchylka= 1.84E+02

Namodelovaná výběrová distribuční funkce pro depo I131 na 5. kilometru:

Distribuční funkce (vyjádřena pomoci kvantilů) je počítána v projektu CCDF:

Tabulka P1-3 : Výběrová distribuční funkce pro depozici 1131 na 5. kilometru od zdroje (případ uvažování disperzních formulí KFK-Jülich pro drsný povrch)

NREAL, HMIN, IPOC( <hmin), kvantil="999&lt;/th"><th>1.0</th><th>0</th><th>00.0E+00</th></hmin),>	1.0	0	00.0E+00
NREAL, HMIN, IPOC( <hmin), kvantil="999&lt;/td"><td>10.0</td><td>0</td><td>00.0E+00</td></hmin),>	10.0	0	00.0E+00
NREAL, HMIN, IPOC( <hmin), kvantil="999&lt;/td"><td>100.0</td><td>99</td><td>99.1E-01</td></hmin),>	100.0	99	99.1E-01
NREAL, HMIN, IPOC( <hmin), kvantil="999&lt;/td"><td>1000.0</td><td>998</td><td>99.9E+00</td></hmin),>	1000.0	998	99.9E+00
NREAL, HMIN, IPOC( <hmin), kvantil="999&lt;/td"><td>10000.0</td><td>999</td><td>10.0E+01</td></hmin),>	10000.0	999	10.0E+01

Zopakujme, že třetí číslo značí počet realizací IPOC, kdy sledovaná hodnota depozice na 5. kilometru je menší nebo rovna než druhé číslo v horní tabulce HMIN ( je rovno číslu z ze vztahu (9) ). Čtvrté číslo je hodnota výběrové distribuční funkce počítané podle vztahu (9) vyjádřená v procentech.

Závěry plynoucí z uvedeného příkladu :

 Disperzní formule pro hladký terén vedou k malému horizontálnímu rozptylu a tudíž dávají vysoké hodnoty depozice pod osou mraku. Pokud byly uvažovány náhodné fluktuace směru větru kolem nominální hodnoty z rovnoměrného diskrétního rozdělení U<sub>dis</sub> (-22.5DEG ; +22.5DEG), což odpovídá fluktuacím výše zmíněné standardizované vstupní proměnné C3RAT= M; M∈ U (uniformní diskrétní rozdělení; M se stejnou pravděpodobností může nabývat hodnot -5, -4, -3, -2, -1, 0, 1, 2, 3, 4, 5), mnohé příspěvky "otočeného směru" do původního nominálního směru jsou nulové či téměř nulové. Jak vyplývá z tabulky P1-1, příslušné rozdělení výstupní veličiny depozice je tedy zcela neobvyklé, kdy výběrový průměr je odlišný od příslušné hodnoty pro nominální výpočet s distribuční funkcí posunutou k nízkým hodnotám.

- KFK-Jülich formule způsobují, že i nominální výpočet je představován gaussovskou plochou nad terénem značně rozšířenou v horizontálním směru a s osovými hodnotami podstatně nižšími. Celý efekt je zde úmyslně zvýrazněn tím faktem, že KFK-Jülich formule pro σ<sub>y</sub> při zvolené výšce výpustí 100 m dávají extrém právě pro tuto výšku viz. tabulka P1-2. Výběrový průměr je blíže k hodnotě pro nominální výpočet a má víceméně očekávaný tvar.
- 3. Příklad demonstruje velký význam neurčitostí v použitém fyzikálním popisu a zásadní význam potlačení subjektivity při určování vstupů.
- 4. Ukazuje se nutnost hlubšího rozboru charakteru neurčitostí a jejich korelací s dalšími parametry. Zde se ukázalo, jak zásadní význam mají fluktuace horizontální složky směru větru. Ty je třeba upřesnit na základě krátkodobě měřených údajů (např. 10 minutových průměrů) a dále je nutné příslušnou standardní odchylku  $\sigma_{\theta}$  rozlišit ještě na základě kategorie stability atmosféry i výšky úniku. Celá analýza by pak měla probíhat na základě takto zpřesněných expertních doporučení včetně typu distribuční funkce fluktuací směru větru. V práci [2] vztažené k analýze neurčitostí s užitím kódu MARC- 2A (NRPB) je pro horizontální disperzi vlečky uvažována jednak fluktuace směru větru  $\sigma_{yw}$  s periodou řádově desítky minut a dále pak druhá složka  $\sigma_{yt}$ , způsobená atmosférickou turbulencí v časové škále několik málo minut. Neurčitosti obou těchto komponent jsou uvažovány separátně, přičemž první z nich (v jiných pracech je charakterizována též jako "plume meandering") je vztažena přímo k fluktuaci směru větru  $\sigma_{\theta}$ .