

文章编号：0258-0926(2018)03-0023-06; doi:10.13832/j.jnpe.2018.03.0023

核电软件 NESTOR 堆芯功率分布 计算不确定性研究

廖鸿宽, 李庆, 于颖锐, 胡钰莹, 甯忠豪, 卢迪, 黄世恩, 赵文博

中国核动力研究设计院核反应堆系统设计技术重点实验室, 成都, 610041

摘要：堆芯功率分布作为堆芯核设计的关键指标，其计算精度对于评价核电厂的安全性和经济性尤为重要。作为国内首套自主核电软件包，NESTOR 软件的计算精度和适用性是其应用的基础。本文基于随机取样统计方法和误差传递理论，通过分析程序物理模型引入的不确定性和堆芯状态参数不确定性引入的不确定性，将两者联合起来得到最终功率分布计算的不确定性。结果表明：随机取样统计方法在核设计软件计算不确定性研究中是可行的，将堆芯功率分布拆分为组件内功率分布计算不确定性和组件功率计算不确定性分别分析，再由误差传递理论联合得到在 95%置信度和 95%概率下由程序物理模型引入的径向功率峰因子计算不确定性为 $\pm 3.653\%$ ，由参数不确定性引入的径向功率峰因子计算不确定性为 $\pm 0.964\%$ 。从而得出最终径向功率峰因子的计算不确定性为： $\pm 3.778\%$ 。与国外成熟工程核设计软件包的计算精度相当，为 NESTOR 核设计软件包的应用和验证奠定了基础。

关键词：NESTOR；核设计；不确定性分析；随机取样统计方法自主化

中图分类号：TL329.2 **文献标志码：**A

Uncertainty Study of Core Power Distribution for Software NESTOR

Liao Hongkuan, Li Qing, Yu Yingrui, Hu Yuying,
Ning Zhonghao, Lu di, Huang Shien, Zhao Wenbo

Science and Technology on Reactor System Design Technology Laboratory, Nuclear Power Institute of China, Chengdu, 610041, China

Abstract: As the key indicator of the nuclear design, the computational accuracy of the core power distribution is very important for the evaluation of the economy and safety of nuclear power plants. As the first nuclear power software developed on self-reliance in China, the computational accuracy and applicability of NESTOR is the foundation for its application. Based on the random sampling statistical analysis (RSSA) method and deviation transmission idea, the uncertainty of core power distribution was obtained by combining two independent uncertainties resulting from the analysis of the uncertainty of physical model and the uncertainty of the change of parameters. The results indicate that the RSSA is feasible in the uncertainty analysis of nuclear design. In addition, in the analysis of the uncertainty of physical model, the core power distribution was decomposed into 2 parts, including the uncertainty of detailed power distribution in an assembly and the uncertainty of assembly power. As a result, the uncertainty of radial power distribution caused by physical model was $\pm 3.653\%$, the uncertainty of radial power distribution caused by the change of parameters was $\pm 0.964\%$, and the final uncertainty of radial power distribution was $\pm 3.778\%$ under the condition of 95% confidence coefficient and 95% probability that computed through the deviation transmission idea. The computational accuracy is as high as the engineering design software, and it lays foundation for the application and verification of NESTOR.

Key words: NESTOR, Nuclear design, Uncertainty analysis, RSSA

0 引言

不确定性分析可以定义为评价计算值与真实

值之间的差距，使得结果的评估更加合理，有利于提高核电厂的经济性。不确定性分析的内容应

收稿日期：2017-05-24；修回日期：2017-08-20

作者简介：廖鸿宽（1989—），男，硕士研究生，现主要从事反应堆物理设计研究工作

包括参数不确定性、程序物理模型的不确定性和电厂模型不确定性 3 个方面。本文重点研究程序物理模型的不确定性和参数的不确定性,针对电厂模型的不确定性采用目前已有的法定不确定性因子进行包络。

NESTOR 核设计软件涵盖了全范围核设计内容,可实现物理试验数据处理和功率分布在线监测,堆芯核设计中的不确定性研究有助于合理确定设计裕量,在不降低可靠性与安全性的前提下提高核电厂的经济性。堆芯功率分布作为堆芯核设计的关键性指标,其计算精度对于评价核电厂的安全性和经济性尤为重要。研究并确定 NESTOR 核设计软件包的计算不确定性为 NESTOR 软件的应用和验证奠定了基础,并对其他新型核动力厂安全分析用计算机软件的开发具有借鉴意义。

CORCA 软件是 NESTOR 核设计软件包的核心软件之一,它使用扩散模型进行计算,基于细网有限差分方法,能够处理使用铀燃料或者铀钚燃料的轻水慢化的二维压水反应堆堆芯以及无限栅格问题。

本文选取表征堆芯功率分布的关键参数——堆芯核焓升热管因子作为分析对象,由于 NESTOR 程序包采用二维细网有限差分程序,故在核设计分析中二维情况的全提棒或全插棒状态下核焓升热管因子可由径向功率峰因子 (F_{XY}) 表示。本文以确定 NESTOR 核设计软件计算堆芯功率分布的不确定性为目标展开研究,对各种富集度、各种功率水平、各种燃耗和硼浓度情况下的单组件模型以及各实测堆芯状态下的堆芯采用 NESTOR 软件包与 MCNP+ORIGEN 耦合程序进行建模,通过对计算结果的统计学分析,论证随机取样统计方法在功率分布计算不确定性分析中的适用性,给出最终 NESTOR 软件计算堆芯径向功率峰因子的不确定性。

1 分析方法

目前国内外的敏感性及不确定性分析方法大致分为统计学方法和确定性计算。应用最为广泛的统计学方法为抽样方法,本文针对核电厂的重要状态参数的不确定性对堆芯中子学参数的影响进行量化分析,采用基于蒙特卡洛方法的随机取样统计方法,包括参数统计方法和非参数统计方

法。参数统计方法是利用数理统计理论得出参数的总的计算不确定性,对输入参数进行简单随机取样,在一定置信水平上由有限样本估算总体在一定概率下的置信限值。非参数统计方法不依赖于某种特定分布,检验的是总体的分布特征,通过抽样计算得到总体在一定概率 γ 和置信水平 β 上的容许限。

1.1 参数统计方法

主要的参数统计方法有响应面法和正态分布单侧置信上限法 2 种。响应面法直接计算误差密度函数 (PDF),所需取样数目过大且取样数目与不确定性因素的数目直接相关;正态分布单侧置信上限方法假设 PDF 所对应的函数为正态分布,所需取样数目较少且取样数目与不确定性因素的数目无关。

正态分布单侧置信上限方法首先需要确定输出参数样本的分布特征,在一定的置信水平下由有限的样本估算总体分布特征,得到总体在一定概率下的单侧置信上限。通常包括 3 个步骤:常态分布检验;由样本均值和样本标准误差估算母体均值和标准误差;由分析结果计算 95/95 统计上限值。

通过常态分布检验如 χ^2 拟合检验法^[1],检验样本分布满足正态分布。则样本均值、母体均值、样本误差和母体误差的关系为:

$$\begin{cases} \frac{\mu_s - \mu_p}{\sigma_s / \sqrt{N}} \sim t(N-1) \\ \frac{(N-1)\sigma_s^2}{\sigma_p^2} \sim \chi^2(N-1) \end{cases} \quad (1)$$

式中, μ_s 为样本均值; μ_p 为总体均值; N 为样本数; t 为 t 分布; σ_s 为样本标准差; σ_p 为总体标准差; χ^2 为卡方分布。

当置信水平和概率水平确定的情况下,即可由 μ_s 及 σ_s 估算母体的均值和标准差。

$$\begin{cases} \left[\mu_s - t_{\alpha/2}(N-1)\sigma_s / \sqrt{N} \right] < \mu_p \\ \mu_p < \left[\mu_s + t_{\alpha/2}(N-1)\sigma_s / \sqrt{N} \right] \end{cases} \quad (2)$$

$$\frac{\sigma_s^2(N-1)}{\chi_{\alpha/2}^2(N-1)} < \sigma_p^2 < \frac{\sigma_s^2(N-1)}{\chi_{1-\alpha/2}^2(N-1)} \quad (3)$$

式中, α 为置信水平。

从而得到统计上限值 (在 95%置信度和 95%

概率下)为:

$$X_{95/95} = \mu_{p, 95\%} + H(N_p) \sigma_{p, 95\%} \quad (4)$$

式中, $H(N_p)$ 为欧文因子。

欧文因子由样本空间的大小决定, 可通过查表或公式计算 2 种方式获得, 其公式如下^[2]:

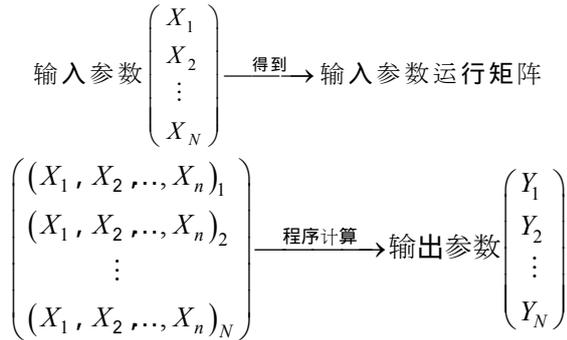
$$H(N_p) = 1.64485 \times \frac{1 + \sqrt{1 - \left(1 - \frac{1.3528}{N_p - 1}\right) \frac{N_p - 1}{N_p}}}{1 - \frac{1.3528}{N_p - 1}} \quad (5)$$

式中, N_p 为样本数。

1.2 非参数统计方法

非参数统计方法利用统计推断方法得出参数总的分布特征, 对重要输入参数进行简单随机抽样, 在一定置信度和一定概率下估算总体的置信值。

采用非参数统计方法对输入参数不确定性进行量化的过程示意如下:



此方法由 Wilks 于 1941 年提出^[3-4], 选择影响输出参数的各个重要输入参数并确定其分布特征及不确定性后, 对所选择的参数进行简单随机抽样, 得到容量为 N 的输入参数样本矩阵。输入参数样本经程序计算后可获得输出变量结果, 再将所有输出变量结果从小到大排列形成顺序抽样结果, 从而得到满足相应置信度和概率的容许限。由 Wilks 公式可得到一定概率和置信水平下所需的参数抽样容量。对单个输出变量的单侧容许限, Wilks 公式为:

$$\alpha \leq 1 - \gamma^N \quad (6)$$

式中, γ 为概率水平。

对于单个输出变量的双侧容许限, Wilks 式为:

$$\alpha \leq 1 - \gamma^N - N(1 - \gamma)\gamma^{N-1} \quad (7)$$

2 统计学分析

2.1 概述

以堆芯 F_{XY} 作为分析对象表征堆芯径向功率分布, 从程序物理模型的不确定性和参数不确定性 2 个方面给出 F_{XY} 的计算不确定性。

采用 PANDA 程序针对 CNP650 和 M310 型反应堆的实测数据进行处理, 得到各堆芯测量状态下的真实功率分布。

一方面, 由于对实测数据的恢复中, 在组件内部的精细功率分布重构时, 功率的重构仅在组件层次恢复了真实状态。另一方面, 使用大型堆用蒙特卡洛分析程序 (MCNP+ORIGEN) 耦合进行堆芯精细建模和燃耗, 计算量过于巨大, 对于本文而言不具有可操作性。所以本文进行功率分布的不确定性分析时, 径向功率峰分布的真实解可分为以下 2 部分:

(1) 使用蒙特卡洛分析程序对目前核电厂使用的各富集度组件进行单组件的精细二维建模得到单组件功率分布的真实解。

(2) 使用 PANDA 程序对核电厂的实测数据进行处理, 得到各堆芯测量状态下的真实组件功率。

堆芯径向功率峰因子为:

$$F_{XY}^N = \left(F_{XY}^N\right)_{\text{ass}} \times P_{\text{ass}} \quad (8)$$

式中, $\left(F_{XY}^N\right)_{\text{ass}}$ 为堆芯最大局部功率密度的径向平面中, 最大功率密度与组件平均功率密度之比; P_{ass} 为堆芯最大局部功率密度的径向平面中最大功率密度处组件相对功率。

故而 F_{XY}^N 的计算不确定性可由 $\left(F_{XY}^N\right)_{\text{ass}}$ 和 P_{ass} 的不确定性联合得到。

2.2 程序物理模型的不确定性

2.2.1 $\left(F_{XY}^N\right)_{\text{ass}}$ 不确定性分析

(1) 理论建模。针对燃料组件内功率分布的不确定性分析, 本文采用 MCNP+ORIGEN 耦合程序针对如图 1 所示的 AFA 3G 和 AFA 3GAA 进行单组件的精细建模作为组件内功率分布的真实值。通过对组件富集度、功率、燃耗和硼浓度抽样得到样本值如表 1 所示。在同样的参数状态下采用 NESTOR 程序计算组件内的功率分布。

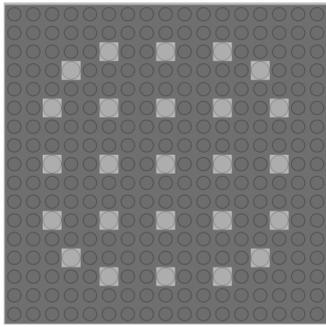


图1 燃料组件精细建模示意图
Fig. 1 Schematic Diagram of Fine Modeling of Fuel Assembly

表1 组件内功率分布分析的样本值

Table1 Samples for Analysis of Power Distribution in Assembly

组件分类	不含钚组件	含钚组件
组件富集度/%	1.90、2.60、3.25、3.70	3.90%(8GD、12GD、16GD)、4.20%(4GD、8GD、16GD)、4.45%(4GD、8GD、12GD、20GD、24GD)
组件功率	组件功率取核电厂满功率运行时组件平均功率作为满功率	核电厂满功率运行时组件平均功率
组件燃耗/MW·d·t ⁻¹ (U)	0~54000	0~54000
硼浓度/10 ⁻⁶	0、700	700

(2) 结果分析。单组件功率分布的计算值与真实值偏差的分布如图2所示,使用参数统计方法进行分析。

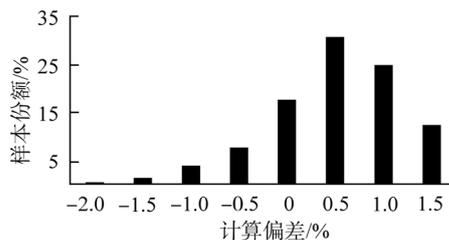


图2 单组件内功率分布计算偏差
Fig. 2 Deviation of Power Distribution in Assembly

对单组件的计算偏差分析可得:

$$\bar{X} = \mu_s = \frac{1}{n} \sum x_i = 0.32\% \quad (8)$$

$$S^2 = \sigma_s^2 = \frac{1}{n-1} \sum (x_i - \bar{X})^2 = 0.007324^2 \quad (9)$$

式中, \bar{X} 为计算偏差的样本均值; x_i 各组件各状态下的计算偏差; n 为样本总数; S 为样本标准

表2 单组件功率分布计算偏差 χ^2 拟合检验结果

Table 2 Result of Chi Square Test for Deviation of Power Distribution in Assembly

区间号 i	取值区间 A_i	区间内理论概率 p_i	区间内样本数 n_i	分歧度 $(n_i - np_i)^2 / np_i$
1	$(-\infty, -0.02]$	0.000754	1	3.940331
2	$(-0.02, -0.015]$	0.005624	3	2.250865
3	$(-0.015, -0.01]$	0.028939	9	0.825412
4	$(-0.01, -0.005]$	0.094948	18	0.674537
5	$(-0.005, 0]$	0.198813	41	0.488656
6	$(0, 0.01]$	0.265841	71	1.588908
7	$(0.01, 0.015]$	0.227050	58	0.639433
8	$(0.015, \infty]$	0.123847	29	0.009321
总计	$(-\infty, \infty)$	1	230	10.42

差。检验得到如表2所示的分歧度,结果服从正态分布。

检验结果小于要求值 $\chi^2_{\alpha}(k-r-1) = 11.0705$ (k 为区间数, r 为自由度), 满足正态分布。

故 μ_p 的 95% 的双侧置信区间 $\mu_{p,95}$ 为: $[-0.215\% \ 0.433\%]$; σ_p 的 95% 的双侧置信区间 $\sigma_{p,95}$ 是: $[0.006712 \ 0.008061]$; 欧文因子 $H(N_p) = 1.82198$; $(F_{XY}^N)_{\text{ass}}$ 计算偏差的 95/95 的上限值为 1.902%, 下限值为 -1.254%; 而考虑 MCNP 的统计偏差最大值为: $\sigma_0 = 0.293\%$; 则上限值为 2.195%, 下限值为 -1.547%。故而组件内功率分布 $(F_{XY}^N)_{\text{ass}}$ 的计算不确定性为:

$$U \left[\left(F_{XY}^N \right)_{\text{ass}} \right]_{95/95} = \pm 2.195\% \quad (10)$$

2.2.2 P_{ass} 不确定性分析

(1) 理论建模。针对组件功率分布的不确定性分析,采用 PANDA 程序针对 CNP650 和 M310 型反应堆的实测数据进行处理,得到各堆芯测量状态下的真实功率分布。

根据实测堆芯状态,采用 NESTOR 程序进行建模,得到理论功率分布。通过比较 NESTOR 计算结果与实测值得到组件功率计算偏差,根据核热流密度热管因子的定义,当组件相对功率大于 0.9 时,认为其偏差对于评价核热流密度热管因子不确定性具有意义。

(2) 结果分析。图3和图4分别给出了针对 CNP650 型和 M310 型反应堆在组件相对功率大于 0.9 情况下,组件相对功率的计算值与真实值偏差。

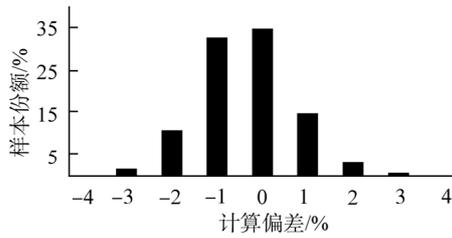


图3 CNP650 型反应堆组件功率计算偏差
Fig. 3 Deviation of Assembly Power in CNP650 NPP

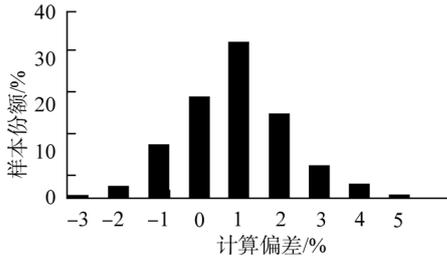


图4 M310 型反应堆组件功率计算偏差
Fig. 4 Deviation of Assembly Power in M310 NPP

以 CNP650 型反应堆计算偏差分布为例，对计算偏差进行检验得到的分歧度如表 3 所示。

如表 3 所示，虽然组件功率计算偏差的结果近似满足正态分布，但组件功率的计算偏差不能通过正态分布检验。本文仍使用参数统计方法给出 95/95 的限值(表 4)，同时给出在 95% 概率下组件功率计算偏差的分布区间。

如前文所述，当组件相对功率大于 0.9 时，认为对评价核热流密度热管因子具有意义，在 2 种方法的分析结果中，取更为保守值，可以得到组件相对功率 P_{ass} 的计算不确定性为：

$$U[P_{ass}] = 2.92\% \quad (11)$$

表3 CNP650 型反应堆组件功率计算偏差的 χ^2 拟合检验结果

Table3 Result of Chi Square Test for Deviation of Assembly Power in CNP650 NPP

区间号 i	取值区间 A_i	区间内理论概率 p_i	区间内样本数 n_i	分歧度 $(n_i - np_i)^2 / np_i$
1	$(-\infty, -0.03]$	0.001719	7	0.0475
2	$(-0.03, -0.02]$	0.021247	65	2.7103
3	$(-0.02, -0.01]$	0.120161	412	3.3271
4	$(-0.01, 0]$	0.302497	1234	8.6958
5	$(0, 0.01]$	0.340466	1302	0.4860
6	$(0.01, 0.02]$	0.171428	559	10.9799
7	$(0.02, 0.03]$	0.038484	128	1.8528
8	$(0.03, \infty)$	0.003828	44	61.2033
总计	$(-\infty, \infty)$	1	3751	89.30

表4 组件功率分布计算不确定性
Table 4 Calculation Uncertainty of Assembly Power Distribution

反应堆堆型	CNP650	M310
95/95 取值区间	$[-1.74\%, 2.03\%]$	$[-2.15\%, 2.92\%]$
95%概率下取值区间	$[-2.13\%, 2.14\%]$	$[-2.74\%, 2.71\%]$

2.3 参数不确定性

(1) 理论建模。本文选取重要的核电厂状态参数(堆芯功率、堆芯燃耗、硼浓度)，分析其对堆芯功率分布计算的不确定性影响。根据各堆芯状态参数的设计不确定性确定出电厂重要参数的取值范围(表 5)。

表5 重要核电厂状态参数
Table 5 Important State Parameters of NPP

参数	取值范围	分布特性
堆芯功率/%	± 2	均匀
堆芯燃耗/EFPD	± 10	正态
硼浓度/ 10^{-6}	± 50	均匀

注：①EFPD——等效满功率天

NESTOR 程序采用综合法计算堆芯核热流密度热管因子 $F_{\Delta H}^N$ ，故可针对全提棒堆芯和 D 棒全插堆芯，分别分析核电厂参数的不确定性对径向功率分布的影响。由于参数统计方法中，需要产生大量“基准-扰动”功率分布对。为保证输入参数随机抽样的均匀性，本文以秦山第二核电厂 2 号机组第一循环 6000 MW·d/t(U)时刻全提棒和 D 棒全插时堆芯分别作为基准堆芯状态，采用三维连续的拉丁超立方体抽样^[5]得到扰动堆芯状态参数。由于氙瞬态的影响不易量化、不便于抽样，故此处不考虑氙瞬态的影响，而是在最终的不确定性因子中通过分析大量的氙瞬态下的功率分布后得到一个保守的不确定性因子。

(2) 结果分析。对全提棒堆芯和 D 棒全插堆芯状态下计算得到各扰动态的偏差分布如图 5 和图 6 所示。

通过 χ^2 拟合检验，全提棒状态和 D 棒全插状态下扰动态与基态 F_{xy} 计算偏差均满足正态分布，则由参数统计方法和非参数统计方法可得到， F_{xy} 的不确定性见表 6。

故而从保守角度出发，最终由参数不确定性引入的 F_{xy} 计算不确定性为：

$$U\left[\left(F_{XY}^N\right)_{\text{参数, core}}\right] = \pm 0.964\% \quad (12)$$

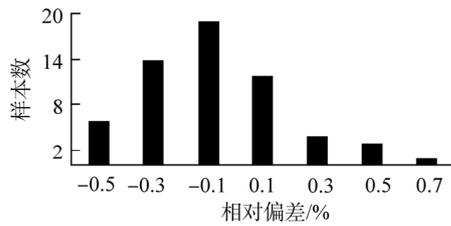


图5 全提棒状态下扰动态与基态 F_{xy} 计算偏差
Fig. 5 Deviation of F_{xy} between Perturbation and Standard(ARO)

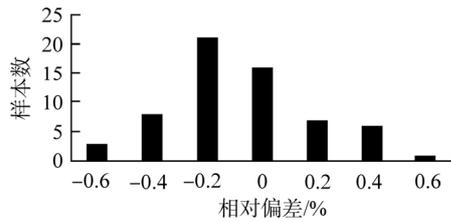


图6 D棒全插状态下扰动态与基态 F_{xy} 计算偏差
Fig. 6 Deviation of F_{xy} between Perturbation and Standard(D Banks are all in the Core)

表6 参数变化引入的 F_{xy} 不确定性
Table 6 Uncertainty of F_{xy} Caused by the Change of Parameters

统计方法	全提棒		D棒全插	
	上限值/%	下限值/%	上限值/%	下限值/%
参数	0.579	-0.964	0.472	-0.263
非参数	0.520	-0.817	0.426	-0.142

2.4 径向功率峰因子总不确定性

2.2和2.3节分别从物理模型和参数不确定性角度给出了的计算不确定，通过传递理论，可以得出最终 NESTOR 核设计软件对堆芯径总的计算不确定性为：

$$U(F_{xy})_t = \sqrt{U(F_{xy})^2 + U\left[\left(F_{XY}^N\right)_{\text{参数, core}}\right]^2}$$

$$= \sqrt{U\left[\left(F_{XY}^N\right)_{\text{ass}}\right]^2 + U(P_{\text{ass}})^2 + U\left[\left(F_{XY}^N\right)_{\text{参数, core}}\right]^2}$$

$$= \pm 3.778\% \quad (13)$$

3 结论

(1) F_{xy} 由于程序物理模型引入的不确定性为： $U(F_{xy}) = \pm 3.653\%$ 。

(2) 由于核电厂状态参数的不确定性引入的 F_{xy} 的不确定性为： $U\left[\left(F_{XY}^N\right)_{\text{参数, core}}\right] = \pm 0.964\%$ 。

(3) F_{xy} 的总体不确定性为： $U(F_{xy})_t = \pm 3.778\%$ 。目前西屋公司 APA 软件包和法国 SCIENCE 软件包对 F_{xy} 的计算不确定性均为 $\pm 4\%$ ，从而证明了 NESTOR 核设计软件包对堆芯径向功率分布的计算精度满足目前工程设计的需求。

参考文献：

- [1] Ziegel E R. Probability and Statistics for Engineering and the Sciences[J]. Technometrics, 2004, 46(4): 497-498.
- [2] 汤春桃, 杨波, 毕光文, 等. 钴调节棒更换后 RFSP-IST 程序通量计算不确定性分析[J]. 原子能科学技术, 2014, 48(6): 1077-1081.
- [3] Wilks S S. Determination of sample sizes for setting tolerance limits[J]. Heat Nuclear Technology, 1995, 112: 355-358.
- [4] Wilks S S. Statistical prediction with special reference to the problem of tolerance limits[J]. The annals of mathematical statistics, 1942, 13(4): 400-409.
- [5] 徐全智, 朱宏. 概率论与数理统计[M]. 北京: 高等教育出版社, 1999: 172-194.

(责任编辑：孙 凯)