

- инициализация – происходит считывание стандартных файлов конфигурации и информации специфичной для данной модели;
- публикация и подписка – на данном этапе модель сообщает в инфраструктуру времени выполнения (RTI) о том, какие структуры данных из HLA ей требуются и какие данные она будет предоставлять;
- счетный шаг – это один шаг моделирования (один квант). В данной функции КМ производит обновление данных и взаимодействий из HLA, их обработка и анализ с последующей выдачей информации о моделируемом объекте.

Функции инициализации и подписки вызываются единожды, а счетный шаг – вызывается периодически на протяжении всего процесса имитации, являясь ключевой функцией.

Для облегчения работы с различными БД типовой федерат предоставляет коннекторы, обладающие однотипным интерфейсом вне зависимости от реально используемых баз данных, что позволяет приложению абстрагироваться от особенностей работы с конкретными БД.

Данная методика была отработана при реализации ряда проектов, с участием большого количества организаций-соисполнителей. На базе ВИП «Алькор» создано несколько имитационных моделирующих комплексов (ИМК) с интегрированными в них компьютерными моделями разных организаций. Такой подход позволил в несколько раз сократить время разработки ИМК.

ПОПРАВКИ НА НЕЛИНЕЙНОСТЬ МОДЕЛЕЙ СИСТЕМ ОДНОКРАТНОГО ПРИМЕНЕНИЯ

В. А. Качалкин, А. И. Никифоров

Институт механики и машиностроения Казанского научного центра РАН, г. Казань

Теоретические основы математического моделирования технических систем однократного применения в настоящее время являются достаточно развитыми и экспериментально обоснованными. На основании детерминированных методов во многих случаях имеются конкретные аналитические соотношения типа

$$y = \varphi(x_1, x_2, \dots, x_N), \quad (1)$$

связывающие функционально результирующий обобщенный параметр y (эндогенную переменную) с составляющими параметрами x_1, x_2, \dots, x_N (экзогенными переменными), где N – количество экзогенных переменных. При этом, как правило, x_1, x_2, \dots, x_N являются случайными величинами, так как они подвержены различным случайным колебаниям вокруг некоторых средних уровней. В силу этого результирующий определяющий параметр y следует рассматривать также как случайную величину, изменяющуюся случайным образом под воздействием возмущающих факторов x_1, x_2, \dots, x_N . Величинам x_1, x_2, \dots, x_N свойственны случайные погрешности, носящие случайную природу. Обычно эти погрешности бывают небольшими, поэтому случайный результирующий обобщенный параметр y , в общем случае не являющийся линейным во всем диапазоне изменения случайных аргументов x_1, x_2, \dots, x_N , оказывается почти линейным в узком диапазоне их случайных изменений. Из курса математического анализа известно, что любая непрерывная дифференцируемая функция в достаточно узких пределах изменения аргументов может быть приближенно аппроксимирована линейным приближением, т. е. линеаризована. Возникающая при этом ошибка тем меньше, чем более узкими становятся границы изменения аргументов (в данном случае параметров x_1, x_2, \dots, x_N), представляется настолько малой, что в этой области функция может быть с достаточ-

ной для практики точно линейаризована. Замена нелинейной функции линейной позволяет применить к последней аппарат числовых характеристик, разработанный для линейных функций.

Зная числовые характеристики параметров x_1, x_2, \dots, x_N , можно найти числовые характеристики результирующего параметра y . При этом получается приближенное решение конечной задачи, в большинстве случаев позволяющее определить удовлетворительные практические оценки уровней надежности изделий.

Если есть основание считать каждое распределение x_i ($i = 1, 2, \dots, N$) нормальным, то математическое ожидание функции (1) и ее дисперсию можно вычислить по следующим формулам [1]:

$$m_y = \varphi(\bar{x}_1, \bar{x}_2, \dots, \bar{x}_N) + \Delta_1 + \Delta_2, \quad (2)$$

$$\sigma_y^2 = \sum_{j=1}^N \left(\frac{\partial \varphi}{\partial x_j} \right)_{x_j = \bar{x}_j}^2 \sigma_{x_j}^2 + \Delta_3 + \Delta_4. \quad (3)$$

В соотношениях (2) и (3) величины Δ_1 , Δ_2 , Δ_3 и Δ_4 представляют собой поправки на нелинейность и вероятностную независимость параметров x_1, x_2, \dots, x_N . Значения этих поправок вычисляются по формулам [2]:

$$\begin{aligned} \Delta_1 &= \frac{1}{2} \sum_{j=1}^N \left(\frac{\partial^2 \varphi}{\partial x_j^2} \right)_{x_j = \bar{x}_j} \sigma_{x_j}^2; & \Delta_2 &= \sum_{i < j} \left(\frac{\partial^2 \varphi}{\partial x_i \partial x_j} \right)_{x_i = \bar{x}_i; x_j = \bar{x}_j} \sigma_i \sigma_j r_{ij}, \\ \Delta_3 &= \frac{1}{2} \sum_{j=1}^N \left(\frac{\partial^2 \varphi}{\partial x_j^2} \right)_{x_j = \bar{x}_j} \sigma_{x_j}^4 + \sum_{i < j} \left(\frac{\partial^2 \varphi}{\partial x_i \partial x_j} \right)_{x_i = \bar{x}_i; x_j = \bar{x}_j} \sigma_i^2 \sigma_j^2, \\ \Delta_4 &= 2 \sum_{i < j} \left(\frac{\partial \varphi}{\partial x_i} \right)_{x_i = \bar{x}_i} \left(\frac{\partial \varphi}{\partial x_j} \right)_{x_j = \bar{x}_j} \sigma_i^2 \sigma_j^2 r_{ij}. \end{aligned} \quad (4)$$

В формулах (4) вместо $\sum_{i < j}$, где индекс « $i < j$ » означает все возможные парные сочетания параметров x_1, x_2, \dots, x_N , можно использовать запись $\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N$.

Литература

1. Апполонов И. В., Северцев Н. А. Надежность невосстанавливаемых систем однократного применения. М.: Машиностроение, 1977.
2. Вентцель Е. С. Теория вероятностей. М.: Высшая школа, 2001.