4) анализ хода процессов по заданным критериям для анализа эффективности и качества с целью выработки корректировок.

Ориентация на эту методику открывает широкие возможности интеграции белорусских вузов в виртуальное образовательное пространство. В стране накоплен значительный вузовский потенциал, позволяющий занимать высокие позиции в мировой образовательной системе. В Беларуси рынок образовательных услуг активно развивается.

В Национальной стратегии устойчивого социально-экономического развития Республики Беларусь до 2020 года поставлена цель вывести национальную систему образования на уровень, соответствующий мировым стандартам. Для этого предстоит реализовать ряд организационных мер, среди которых – развитие сети учреждений образования нового типа, создание университетских комплексов, формирование эффективных механизмов транс-фера научно-технических разработок в производство по отраслям экономики и регионам, предстоит разработать системы дистанционного обучения на всех уровнях образования [2].

Зарубежная практика показывает, что компании, продвигающие Интернет-образование, оказываются в привилегированном положении на рынке. Их акции пользуются повышенным спросом. По мнению представителей таких компаний, в условиях конкуренции качество образовательных услуг будет неизменно расти.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Ханс, А. Виртуализация как возможный путь развития управления / А. Ханс, А. Филипп // Проблемы теории и практики управления. – 2008. – № 5 / 99.

2. Национальная стратегия устойчивого социально-экономического развития Республики Беларусь на период до 2020 г. –Минск, 2004.

Л.П. Махнист, Т.И. Каримова, В.С. Рубанов, И.И. Гладкий
Беларусь, Брест, БрГТУ

МОМЕНТЫ ПОКАЗАТЕЛЬНОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ И НЕКОТОРЫЕ ЦЕЛОЧИСЛЕННЫЕ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТИ

Показательное (экспоненциальное) распределение [1] – непрерывное распределение вероятностей случайной величины X, задаваемое плотностью $p(x) = \lambda e^{-\lambda x}$, если $x \geq 0$ и $p(x) = 0$, если $x < 0$. Здесь λ ($\lambda > 0$) – параметр распределения.

Моментом n-го порядка [2] ($n = 0,1,2,\dots$) случайной величины X относительно числа a называется математическое ожидание $M\left(\left(X - a\right)^n\right)$. *Начальным моментом n-го порядка* ($n = 0,1,2,\dots$) случайной величины X называется $\alpha_n = M\left(X^n\right)$. Заметим, что $\alpha_0 = 1$, $\alpha_1 = M(X)$. *Центральным моментом n-го порядка* случайной величины X называется $\mu_n = M\left(\left(X - M(X)\right)^n\right)$. Очевидно, что $\mu_0 = 1,\ \mu_1 = 0,\ \mu_2 = D(X)$.

Факториальным моментом n-го порядка ($n = 0,1,2,\dots$) случайной величины X относительно числа a называется математическое ожидание

$$M\left(\left(X - a\right)\left(X - a - 1\right)\dots\left(X - a - n + 1\right)\right).$$

Начальным факториальным моментом n-го порядка $(n = 0,1,2,\ldots)$ случайной величины X называется $\alpha_{[n]} = M\left(X^{[n]}\right) = M\left(X\left(X-1\right)\ldots\left(X-n+1\right)\right)$. Заметим, что $\alpha_{[0]} = 1$, $\alpha_{[1]} = M(X)$.

Центральным факториальным моментом n-го порядка $(n = 0,1,2,\ldots)$ случайной величины X называется

$$\mu_{[n]} = M\left(\left(X - M\left(X\right)\right)^{[n]}\right) = M\left(\left(X - M\left(X\right)\right)\ldots\left(X - M\left(X\right) - n + 1\right)\right).$$

Заметим, что $\mu_{[0]} = 1$, $\mu_{[1]} = 0$, $\mu_{[2]} = D\left(X\right)$.

Для начальных моментов *n*-го порядка показательного распределения можно получить рекуррентную формулу $\alpha_n = M\left(X^n\right) = \dfrac{n\alpha_{n-1}}{\lambda}$, которой соответствует соотношение $\alpha_n = \left(n!\right)/\lambda^n$. Отсюда, *математическое ожидание* показательного закона распределения $M\left(X\right) = \alpha_1 = 1/\lambda$.

Используя теорему интегрирования по частям и соотношение [2] $\mu_n = \sum_{m=0}^{n} (-1)^m C_n^m \alpha_{n-m}\alpha_1^m$, получим формулу для центральных моментов *n*-го порядка $\mu_n = \dfrac{1}{\lambda^n}\sum_{m=2}^{n}(-1)^m \dfrac{n!}{m!}$. Из этой формулы также можно получить рекуррентное соотношение $\mu_n = \dfrac{n\mu_{n-1}}{\lambda} + \dfrac{(-1)^n}{\lambda^n}$.

Отметим, что *центральные моменты n-го* порядка можно рассчитывать по формуле $\mu_n = a_n/\lambda^n$, где значения a_n удовлетворяют рекуррентному соотношению $a_n = na_{n-1} + (-1)^n$, $a_0 = 1$. Число $!n = \sum_{m=0}^{n} \dfrac{(-1)^m n!}{m!}$ называется *субфакториалом числа n*. Следовательно, $a_n = !n$. Тогда *центральные моменты n-го* порядка можно рассчитывать по формуле $\mu_n = (!n)/\lambda^n$.

Тогда, *коэффициент асимметрии* $A = \mu_3/\sigma^3 = a_3 = 2$ и *эксцесса коэффициент* (эксцесс – скалярная характеристика островершинности графика плотности вероятности унимодального распределения) $E = \mu_4/\sigma^4 - 3 = a_4 - 3 = 9 - 3 = 6$. *Коэффициент вариации* $V(X) = \sigma(X)/M(X) = 1$.

Так как для медианы $M_e\left(X\right)$ показательного закона распределения выполняется $\int_0^{M_e(X)} \lambda e^{-\lambda x}dx = 0,5$ и $\int_{M_e(X)}^{+\infty} \lambda e^{-\lambda x}dx = 0,5e^{-\lambda M_e(X)} = 0,5$, то $M_e\left(X\right) = \ln 2/\lambda$ – *медиана* показательного распределения.

С другой стороны, для медианы распределения со строго монотонной функцией распределения $F\left(x\right)$ выполняется $M_e\left(X\right) = F^{-1}\left(0,5\right)$, а квантиль x_p порядка p удовлетворяет соотношению $x_p = F^{-1}\left(p\right)$. Так как функция распределения

$F(x) = 1 - e^{-\lambda x}$, то $F^{-1}(x) = -\ln(1-x)/\lambda$ и медиана $x_{1/2} = M_e(X) = \ln 2/\lambda$, а *квантиль* x_p *порядка* p удовлетворяет соотношению $x_p = F^{-1}(p) = -\ln(1-p)/\lambda$.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Вентцель, Е. С. Теория вероятностей / Е. С. Вентцель. – М. : Высш. шк., 1999. – 576 с.

2. Зеневич, Е. А. Моменты распределения вероятностей / Е. А. Зеневич, Н. В. Фомина (науч. рук. Л. П. Махнист, Т. И. Каримова) // Сборник конкурсных научных работ студентов и магистрантов : в 2 ч. / Брест. гос. техн. ун-т ; редкол.: В. С. Рубанов (гл. ред.) [и др.]. – Брест, 2012. – Ч. 1. – С. 68–72.

Г.Л. Муравьев, С.В. Мухов, В.И. Хвещук
Беларусь, Брест, БрГТУ

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ СПЕЦИФИКАЦИЙ ПРОЕКТОВ ПРИ РАЗРАБОТКЕ ПРОГРАММНОГО ОБЕСПЕЧЕНИЯ

При проектировании специализированного ПО (в САПР аппаратуры, ПО, в системах моделирования и т.д.) используют высокоуровневые спецификации [1] и процедуры автогенерации решений на их основе. При этом требуются верифицируемые описания, что обеспечивается их исполнимостью – поддержкой интерпретации или построения загрузочных кодов. Здесь рассмотрены возможности модификации указанных подходов.

Модификация интерпретационного подхода использует возможности существующих компиляторов, позволяет достичь простоты построения системы. Подход основан на получении промежуточных представлений исходных спецификаций. В качестве формата представления используется текст, формируемый на базе теоремы о структурированности программ. Это позволяет представить спецификацию управляемой последовательности тактов интерпретируемого описания, которое совместно с модулем управления потактовым исполнением (МУПИ) служит готовым продуктом для ЯВУ-трансляции и построения исполнимого кода. Для поддержки исполнимости нужны: 1) правила и модуль получения внутренних описаний; 2) типовой транслятор ЯВУ; 3) МУПИ и генератор отладочной информации.

Модификация компиляционного подхода базируется на принципах организации виртуальной машины (ВМ) и предполагает автоматическую генерацию промежуточного кода, интерпретируемого ВМ. Это упрощает реализацию системы, позволяет создавать полноценные загрузочные коды. Здесь нужны: 1) правила генерации кодов ВМ; 2) препроцессор спецификаций; 3) генератор кодов; 4) ВМ как «ядро» системы исполнения.

Приведенные подходы использовались практически, примеры приведены в [2;3].

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Лисков, Б. Использование абстракций и спецификаций при разработке программ / Б. Лисков, Дж. Гатэг. – М. : Мир, 1989. – 424 с.

2. Муравьев, Г. Л. Построение моделей по описаниям, согласованным с процессным способом моделирования / Г. Л. Муравьев, В. И. Хвещук // Современные информационные компьютерные технологии mcIT-2008 : сб. науч. ст., Гродно : ГрГУ, 2008. – Ч. 2. – С. 235–238.