



$$\langle W_1[X] \rangle_s = \int_{X_H}^X \langle w_1(Y) \rangle_s dY =$$

$$= \begin{cases} 0, & X < X_H : \\ \sum_{r=1}^{l-1} \langle P(x_r) \rangle + \left[\langle P(x_l) \rangle \frac{X - x_l + \Delta_k}{2\Delta_k}, x_l - \Delta_k \leq X \leq x_l + \Delta_k \right], & T_0 < \tau_0; \\ \frac{\tau_0}{T_0} \left\{ \sum_{r=1}^{l-1} \left(\langle P(x_r) \rangle + \frac{T_0 - \tau_0}{\tau_0 L} \right) + \left[\left(\langle P(x_l) \rangle + \frac{T_0 - \tau_0}{\tau_0 L} \right) \frac{X - x_l + \Delta_k}{2\Delta_k}, x_l - \Delta_k \leq X \leq x_l + \Delta_k \right] \right\}, & T_0 \geq \tau_0; \\ 1, & X_B < X. \end{cases}$$

а ее погрешность

$$\Delta[X]_s = \langle W_1(X) \rangle_s - W[X] =$$

$$= \begin{cases} \sum_{r=1}^{l-1} (\langle P(x_r) \rangle - 1/L) + \left[(\langle P(x_l) \rangle - 1/L) \frac{X - x_l + \Delta_k}{2\Delta_k}, x_l - \Delta_k \leq X \leq x_l + \Delta_k \right], & 0 \leq T_0 < \tau_0; \\ \frac{\tau_0}{T_0} \left\{ \sum_{r=1}^{l-1} \left(\langle P(x_r) \rangle - \frac{1}{L} \right) + \left[\left(\langle P(x_l) \rangle - \frac{1}{L} \right) \frac{X - x_l + \Delta_k}{2\Delta_k}, x_l - \Delta_k \leq X \leq x_l + \Delta_k \right] \right\}, & \tau_0 \leq T_0; \\ 0, & \text{в остальных случаях.} \end{cases}$$

Мультипликативная составляющая погрешности $\Delta[X]_s$ по отношению $\sum_{r=1}^{l-1} (\langle P(x_r) \rangle - 1/L) + (\langle P(x_l) \rangle - 1/L) \frac{X - x_l + \Delta_k}{2\Delta_k}$ равна 1 при $0 \leq T_0 < \tau_0$ и τ_0/T_0 при $\tau_0 \leq T_0$. Аддитивная составляющая равна $-\left[\Delta(2l-1) + X - x_l\right]/2\Delta_k L$ при $0 \leq T_0 < \tau_0$ и $-\tau_0[\Delta(2l-1) + X - x_l]/T_0 2\Delta_k L$ при $\tau_0 \leq T_0$.

А.И. Заико

ОЦЕНКА РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ВЕРОЯТНОСТИ ЭРГОДИЧЕСКОГО СЛУЧАЙНОГО ПРОЦЕССА СО СТУПЕНЧАТОЙ КОРРЕЛЯЦИОННОЙ ФУНКЦИЕЙ. Ч.2. ИНТЕРПОЛЯЦИЯ

(Уфимский государственный авиационный технический университет)

Интерполяция. При интерполяции реализации $x(t)$ случайного процесса восстановление осуществляется по двум соседним отсчетам x_l и x_k . При равномерных распределениях случайного процесса и погрешности квантования условные плотности вероятности при восстановлении по двум отсчетам также равномерны. Так, условная плотность вероятности $w_1[X|\lambda; x_l, x_k]$ при $0 \leq \lambda \leq T_0$ равна [3, 7]



$$w_1[X|\lambda; x_l, x_k] = \left\{ 2\Delta_k \left[L \left(1 - \frac{\rho(\lambda) + \rho(T_0 - \lambda)}{1 + \rho(T_0)} \right) + \frac{\rho(\lambda) + \rho(T_0 - \lambda)}{1 + \rho(T_0)} \right] \right\}^{-1}.$$

В зависимости от соотношения T_0 и τ_0 возможны три варианта интерполяции реализации процесса при: $0 \leq T_0 < \tau_0$, $\tau_0 \leq T_0 < 2\tau_0$, и $2\tau_0 \leq T_0$.

При $0 \leq T_0 < \tau_0$ и $l = k = 1, 2, \dots, L$

$$w_1[X|\lambda; x_l, x_k] = \begin{cases} w_1[X|\lambda; x_l] = 1/2\Delta_k, & x_l - \Delta_k \leq X \leq x_l + \Delta_k, \quad 0 \leq \lambda \leq T_0; \\ 0, & \text{в остальных случаях.} \end{cases}$$

При $\tau_0 \leq T_0 < 2\tau_0$ и $l, k = 1, 2, \dots, L$

$$w_1[X|\lambda; x_l, x_k] = \begin{cases} w_1[X|\lambda; x_l] = 1/2\Delta_k, & x_l - \Delta_k \leq X \leq x_l + \Delta_k, & 0 \leq \lambda \leq T_0 - \tau_0; \\ [w_1[X|\lambda; x_l] + w_1[X|\lambda; x_k]]/2 = [(1/4\Delta_k, x_l - \Delta_k \leq X \leq x_l + \Delta_k) + \\ + (1/4\Delta_k, x_k - \Delta_k \leq X \leq x_k + \Delta_k)], & T_0 - \tau_0 \leq \lambda \leq \tau_0; \\ w_1[X|\lambda; x_k] = 1/2\Delta_k, & x_k - \Delta_k \leq X \leq x_k + \Delta_k, & \tau_0 \leq \lambda \leq T_0; \\ 0, & \text{в остальных случаях.} \end{cases}$$

При $2\tau_0 \leq T_0$ и $l, k = 1, 2, \dots, L$

$$w_1[X|\lambda; x_l, x_k] = \begin{cases} w_1[X|\lambda; x_l] = 1/2\Delta_k, & x_l - \Delta_k \leq X \leq x_l + \Delta_k, & 0 \leq \lambda \leq \tau_0; \\ w_1[X] = 1/2\Delta_k L, & X_H \leq X \leq X_B, & \tau_0 \leq \lambda \leq T_0 - \tau_0; \\ w_1[X|\lambda; x_k] = 1/2\Delta_k, & x_k - \Delta_k \leq X \leq x_k + \Delta_k, & T_0 - \tau_0 \leq \lambda \leq T_0; \\ 0, & \text{в остальных случаях.} \end{cases}$$

Подставив эти значения, получим оценку плотности распределения вероятности при $l, k = 1, 2, \dots, L$

$$\langle w_1[X] \rangle_n = \frac{1}{2\Delta_k} \begin{cases} \langle P(x_l) \rangle, & x_l - \Delta_k \leq X \leq x_l + \Delta_k, & T_0 < \tau_0; \\ \frac{1}{2} \left[\langle P(x_l) \rangle, & x_l - \Delta_k \leq X \leq x_l + \Delta_k \right], & \tau_0 \leq T_0 < 2\tau_0; \\ \frac{\tau_0}{T_0} \left[\langle P(x_l) \rangle + \frac{T_0 - 2\tau_0}{2\tau_0 L}, x_l - \Delta_k \leq X \leq x_l + \Delta_k \right], & T_0 \geq 2\tau_0; \\ \frac{\tau_0}{T_0} \left[\langle P(x_k) \rangle + \frac{T_0 - 2\tau_0}{2\tau_0 L}, x_k - \Delta_k \leq X \leq x_k + \Delta_k \right], & T_0 \geq 2\tau_0; \\ 0, & \text{в остальных случаях.} \end{cases}$$

Абсолютная погрешность $\delta[X]_n$ оценки $\langle w_1[X] \rangle_n$ при $l, k = 1, 2, \dots, L$



$$\delta[X]_{\text{и}} = \langle w_1[X] \rangle_{\text{и}} - w_1[X] =$$

$$= \frac{1}{2\Delta_{\kappa}} \begin{cases} \langle P(x_l) \rangle - 1/L, & x_l - \Delta_{\kappa} \leq X \leq x_l + \Delta_{\kappa}, & 0 \leq T_0 < \tau_0; \\ \frac{1}{2} \left[\langle P(x_l) \rangle - 1/L, x_l - \Delta_{\kappa} \leq X \leq x_l + \Delta_{\kappa} \right], & \tau_0 \leq T_0 < 2\tau_0; \\ \frac{\tau_0}{T_0} \left[\langle P(x_l) \rangle - 1/L, x_l - \Delta_{\kappa} \leq X \leq x_l + \Delta_{\kappa} \right], & 2\tau_0 \leq T_0; \\ 0, & \text{в остальных случаях.} \end{cases}$$

Мультипликативная составляющая погрешности $\delta[X]_{\text{и}}$ равна 1 относительно $\langle P(x_l) \rangle / 2\Delta_{\kappa}$ при $0 \leq T_0 < \tau_0$ и относительно $(\langle P(x_l) \rangle + \langle P(x_k) \rangle) / 4\Delta_{\kappa}$ при $\tau_0 \leq T_0 \leq 2\tau_0$. При $2\tau_0 \leq T_0$ она равна $2\tau_0 / T_0$. Аддитивная составляющая погрешности равна $-1/2\Delta_{\kappa}L$ при $0 \leq T_0 < 2\tau_0$ и $-2\tau_0 / T_0 2\Delta_{\kappa}L$ при $2\tau_0 \leq T_0$.

Аналогично оценка одномерного распределения вероятности при интерполяции

$$\langle W_1[X] \rangle_{\text{и}} = \int_{X_{\text{в}}}^X \langle w_1(Y) \rangle_{\text{и}} dY =$$

$$= \begin{cases} 0, & X < X_{\text{в}}; \\ \sum_{r=1}^{l-1} \langle P(x_r) \rangle + \left[\langle P(x_l) \rangle \frac{X - x_l + \Delta_{\kappa}}{2\Delta_{\kappa}}, x_l - \Delta_{\kappa} \leq X \leq x_l + \Delta_{\kappa} \right] & 0 \leq T_0 < \tau_0; \\ \frac{1}{2} \left\{ \sum_{r=1}^{l-1} \langle P(x_r) \rangle + \left[\langle P(x_l) \rangle \frac{X - x_l + \Delta_{\kappa}}{2\Delta_{\kappa}}, x_l - \Delta_{\kappa} \leq X \leq x_l + \Delta_{\kappa} \right] + \right. \\ \left. + \sum_{r=1}^{k-1} \langle P(x_r) \rangle + \left[\langle P(x_k) \rangle \frac{X - x_k + \Delta_{\kappa}}{2\Delta_{\kappa}}, x_k - \Delta_{\kappa} \leq X \leq x_k + \Delta_{\kappa} \right] \right\}, & \tau_0 \leq T_0 < 2\tau_0; \\ \frac{\tau_0}{T_0} \left\{ \sum_{r=1}^{l-1} \left(\langle P(x_r) \rangle + \frac{T_0 - 2\tau_0}{2\tau_0 L} \right) + \left[\left(\langle P(x_l) \rangle + \frac{T_0 - 2\tau_0}{2\tau_0 L} \right) \frac{X - x_l + \Delta_{\kappa}}{2\Delta_{\kappa}}, x_l - \Delta_{\kappa} \leq X \leq x_l + \Delta_{\kappa} \right] + \right. \\ \left. + \sum_{r=1}^{k-1} \left(\langle P(x_r) \rangle + \frac{T_0 - 2\tau_0}{2\tau_0 L} \right) + \left[\left(\langle P(x_k) \rangle + \frac{T_0 - 2\tau_0}{2\tau_0 L} \right) \frac{X - x_k + \Delta_{\kappa}}{2\Delta_{\kappa}}, x_k - \Delta_{\kappa} \leq X \leq x_k + \Delta_{\kappa} \right] \right\}, & 2\tau_0 \leq T_0; \\ 1, & X_{\text{в}} < X. \end{cases}$$

а ее погрешность



$$\Delta[X]_{и} = \langle W_1(X) \rangle_{и} - W[X] =$$

$$= \begin{cases} \sum_{r=1}^{l-1} \left(\langle P(x_r) \rangle - \frac{1}{L} \right) + \left[\left(\langle P(x_l) \rangle - \frac{1}{L} \right) \frac{X - x_l + \Delta_k}{2\Delta_k}, x_l - \Delta_k \leq X \leq x_l + \Delta_k \right], & 0 \leq T_0 < \tau_0; \\ \frac{1}{2} \left\{ \sum_{r=1}^{l-1} \left(\langle P(x_r) \rangle - \frac{1}{L} \right) + \left[\left(\langle P(x_l) \rangle - \frac{1}{L} \right) \frac{X - x_l + \Delta_k}{2\Delta_k}, x_l - \Delta_k \leq X \leq x_l + \Delta_k \right] + \right. \\ \left. + \sum_{r=1}^{k-1} \left(\langle P(x_r) \rangle - \frac{1}{L} \right) + \left[\left(\langle P(x_k) \rangle - \frac{1}{L} \right) \frac{X - x_k + \Delta_k}{2\Delta_k}, x_k - \Delta_k \leq X \leq x_k + \Delta_k \right] \right\}, & \tau_0 \leq T_0 < 2\tau_0; \\ \frac{\tau_0}{T_0} \left\{ \sum_{r=1}^{l-1} \left(\langle P(x_r) \rangle - \frac{1}{L} \right) + \left[\left(\langle P(x_l) \rangle - \frac{1}{L} \right) \frac{X - x_l + \Delta_k}{2\Delta_k}, x_l - \Delta_k \leq X \leq x_l + \Delta_k \right] + \right. \\ \left. + \sum_{r=1}^{k-1} \left(\langle P(x_r) \rangle - \frac{1}{L} \right) + \left[\left(\langle P(x_k) \rangle - \frac{1}{L} \right) \frac{X - x_k + \Delta_k}{2\Delta_k}, x_k - \Delta_k \leq X \leq x_k + \Delta_k \right] \right\}, & 2\tau_0 \leq T_0; \\ 0, & \text{в остальных случаях.} \end{cases}$$

Мультипликативная составляющая погрешности $\Delta[X]_{и}$ равна 1 относи-

тельно $\sum_{r=1}^{l-1} \langle P(x_r) \rangle + \langle P(x_l) \rangle \frac{X - x_l + \Delta_k}{2\Delta_k}$ при $0 \leq T_0 < \tau_0$ и

$\frac{1}{2} \left[\sum_{r=1}^{l-1} \langle P(x_r) \rangle + \langle P(x_l) \rangle \frac{X - x_l + \Delta_k}{2\Delta_k} + \sum_{r=1}^{k-1} \langle P(x_r) \rangle + \langle P(x_k) \rangle \frac{X - x_k + \Delta_k}{2\Delta_k} \right]$ при $\tau_0 \leq T_0 < 2\tau_0$. Для

$2\tau_0 \leq T_0$ в последнем случае она равна $2\tau_0/T_0$. Аддитивная составляющая погрешности равна $-\left[\Delta_k(2l-1) + X - x_l\right]/2\Delta_k L$ при $0 \leq T_0 < \tau_0$, $-\left[\Delta_k(l+k-1) + X - (x_l + x_k)/2\right]/2\Delta_k L$ при $\tau_0 \leq T_0 < 2\tau_0$ и $-2\tau_0 \left[\Delta_k(l+k-1) + X - (x_l + x_k)/2\right]/T_0 2\Delta_k L$ при $2\tau_0 \leq T_0$.

Анализ полученных выражений показал, что переход от экстраполяции к интерполяции реализации $x(t)$ процесса между соседними отсчетами позволяет повысить точность оценки $\langle w_1[X] \rangle$ или увеличить шаг дискретизации T_0 .

Так, при $\langle P(x_l) \rangle = \langle P(x_k) \rangle$ шаг дискретизации T_0 можно увеличить в 2 раза сохранив при этом погрешность измерений $\delta[X]_{и}$. Аналогично для распределений вероятности при

$\sum_{r=1}^{l-1} \langle P(x_r) \rangle + \langle P(x_l) \rangle \frac{X - x_l + \Delta_k}{2\Delta_k} = \sum_{r=1}^{k-1} \langle P(x_r) \rangle + \langle P(x_k) \rangle \frac{X - x_k + \Delta_k}{2\Delta_k}$ шаг дискретизации T_0

можно увеличить в 2 раза с сохранением погрешности измерений $\Delta[X]_{и}$. Аддитивная погрешность при экстраполяции уменьшается в T_0/τ_0 раз при $0 \leq T_0 \leq \tau_0$, а при интерполяции уменьшается в T_0/τ_0 раз при $0 \leq T_0 \leq 2\tau_0$.

Кроме того, при $X_{н} = x_l - \Delta_k$ и $X_{в} = x_l + \Delta_k$ выполняются также условия нормировки:



$$\int_{X_H}^{X_H} \langle w_1(Y) \rangle_{\mathcal{Y}} dY = \langle W[X_H] \rangle_{\mathcal{Y}} = \int_{X_H}^{X_H} \langle w_1(Y) \rangle_{\mathcal{Y}} dY = \langle W[X_H] \rangle_{\mathcal{Y}} = 0;$$
$$\int_{X_H}^{X_B} \langle w_1(Y) \rangle_{\mathcal{Y}} dY = \langle W[X_B] \rangle_{\mathcal{Y}} = \int_{X_H}^{X_B} \langle w_1(Y) \rangle_{\mathcal{Y}} dY = \langle W[X_B] \rangle_{\mathcal{Y}} = 1.$$

Выводы. Таким образом, традиционная гистограмма и вытекающий из нее алгоритм вычисления распределения вероятности являются *корректными оценками одномерной плотности вероятности $\langle w_1[X] \rangle$ и распределения вероятности $\langle w_1[X] \rangle$ эргодического случайного процесса с равномерным законом распределения и ступенчатой корреляционной функцией $\rho(\tau)$ при экстраполяции сигнала между отсчетами, шаге дискретизации T_0 равном интервалу корреляции τ_0 и равномерном распределении погрешности квантования по уровню.*

Переход к интерполяции сигнала между отсчетами позволяет почти вдвое повысить точность измерения $\langle w_1[X] \rangle_{\mathcal{Y}}$ или во столько же раз увеличить шаг дискретизации T_0 . Полученная оценка $\langle w_1[X] \rangle_{\mathcal{Y}}$ также обладает большей точностью, поскольку полнее учитывает взаимодействие влияющих на результат измерения факторов.

Для нахождения характеристик погрешностей оценок $\langle w_1[X] \rangle$ и $\langle W_1[X] \rangle$ необходим комплексный подход к их определению [9]. Приведенные результаты позволяют не только оценить достоверность измерений плотности распределения вероятности и распределения вероятности эргодических случайных процессов, но и оптимизировать их с учетом указанных факторов.

Литература

1. Губарев В. В. Вероятностные модели: справ. в 2-х частях. Ч.2. Новосибирск: Новосиб. электротехн. ин-т. 1992, 183 с.
2. Вентцель Е. С., Овчаров Л. А. Теория случайных процессов. 5-е издание. М.: КноРус. 2011, 311 с.
3. Заико А. И. Теория точности статистических и спектральных измерений // Вестник УГАТУ. 2000. № 2. С. 175–182.
4. Заико А. И. Случайные процессы. Модели и измерения: учеб. пособие. М.: Изд-во МАИ, 2006, 207 с.
5. Заико А. И. Комплексный подход к определению погрешностей // Датчики и Системы. 2007. № 8. С. 52–59.
6. Свид. 72200700005. Случайный процесс Заико А.И. с равномерным законом распределения. Математическая модель // Заико А.И.; Зарег. ФГУП «ВНТИЦ» 28.02.07 г. 10 с.
7. Заико А. И. Случайный процесс Заико с равномерным законом распределения // Вестник УГАТУ. 2008. Т.11. № 1(28). С. 188–193.



8. Заико А. И. Случайный сигнал с равномерным законом распределения // Измерительная техника.–1999. № 1. С. 9–11./Zaiko A. I. Random signal with uniform distribution // Measurement Techniques. 1999. V. 42. June. P. 11–13.

9. Заико А. И., Нагаев О. Н. Измерение плотности вероятности эргодического случайного процесса // Труды междунар. научно-технич. конф. «Перспективные информационные технологии (ПИТ 2015)». Т.1. Самара: СНЦ РАН, 2015. С. 54–60.

А.А. Зайнуллина, А.Ф. Атнабаев

ПРОЕКТИРОВАНИЕ ПРОТОТИПА ГИС ДЛЯ МОНИТОРИНГА РАБОТЫ ГОРОДСКОЙ ЛИВНЕВОЙ КАНАЛИЗАЦИИ

(Уфимский государственный авиационный технический университет)

Система подземных коммуникаций играет важную роль в обеспечении благоприятных условий проживания, как в мегаполисах, так и в небольших городах.

В настоящее время в мире наблюдается нестандартное проявление природных явлений (резкие оттепели, продолжительные снегопады, ливни и т.п.), в том числе выпадение кратковременных осадков, превышающих среднестатистические данные в сотни раз, что приводит к чрезвычайным последствиям для городской инфраструктуры (в том числе подземным коммуникациям).

Стихийные погодные условия, количество осадков, превышающих норму – всё это наносит как экологический, так и экономический ущерб для населения. Управление и поддержание целостности системы водоотведения требует серьезных вложений на обслуживание и ремонтные работы. Использование и внедрение инновационных технологий позволит снизить затраты. Таким образом для обеспечения бесперебойной работы городской ливневой канализации необходимо разрабатывать комплекс мер и систем поддержки принятия решений, позволяющих снизить затраты на ликвидацию возможных последствий от чрезвычайных ситуаций, вызванных природными стихиями.

На сегодняшний день зачастую поддержание инфраструктуры ливневой канализации в рабочем состоянии решается лишь устранением фактических нарушений (неисправные колодцы, прочистка и т.п.), а также мало уделяется внимание системам мониторинга и прогнозирования возможных чрезвычайных ситуаций. Поэтому выявленная задача является актуальной.

Объектом в исследовании является пространственно-распределенные данные, описывающие инфраструктуру систем ливневых канализаций. Предметом исследования является информационная поддержка принятия решений для обеспечения бесперебойной работоспособности ливневой канализации в повседневной жизни, в том числе и чрезвычайных ситуациях.