У роботі розглядається принципова можливість побудови перетворювача «числоймовірність», виконаного у вигляді інтегральної мікросхеми, дозволяючого значно прискорити обробку даних представлених в псевдоімовірнісній двійковій формі без збільшення погрішності ймовірнісного перетворення

Ключові слова: перетворювач, псевдоймовірнісна двійкова форма, похибка

В работе рассматривается принципиальная возможность построения преобразователя «число-вероятность», выполненного в виде интегральной микросхемы, позволяющего значительно ускорить обработку данных, представленных в псевдовероятностной двоичной форме без увеличения погрешности вероятностного преобразования

Ключевые слова: преобразователь, псевдовероятностная двоичная форма, погрешность

The principal possibility of constructing the converter "the number-probability" made in the form of integrated circuits, which allows much faster processing the data presented in pseudo-probability binary form without increasing the error probability of transformation is considered in this article

Keywords: converter, pseudo-probability binary form, error

УДК 681.3

К ВОПРОСУ О ПРЕДСТАВЛЕНИИ ДИСКРЕТНЫХ СИГНАЛОВ В ПСЕВДО-ВЕРОЯТНОСТНОЙ ДВОИЧНОЙ ФОРМЕ

Ф.Д. Пряшников
Доктор технических наук, профессор*
Контактный тел.:066-068-30-96
E-mail:fdp@ukr.net
Н.Е. Сапожников
Доктор технических наук, профессор, проректор по учебной работе*
Контактный тел.:067-692-20-76
E-mail:sapog_ne@mail.ru
Ю.Ю. Столярчук
Аспирант
Кафедра компьютеризированных систем*
Контактный тел.:063-417-42-90
E-mail:stolyar.yuri@gmail.com
*Севастопольский национальный университет ядерной энергии и промышленности
ул. Курчатова, 7, г. Севастополь, Украина, 99033

При использовании в составе информационно - измерительных систем (ИИС) микроконтроллерных вероятностных устройств территориально совмещенных с датчиками информации, при фиксации информационных потоков быстро протекающих процессов в реальном масштабе времени возникает проблема недопустимого роста погрешности вероятностного преобразования.

1. Введение

Принцип представления значения любого параметра сигнала с вероятностью не нов. С развитием цифровой вычислительной техники и методов имитационного моделирования стал широко использоваться метод статистических испытаний, основная идея которого – связь между вероятностными характеристиками случайных процессов и величинами, являющимися решениями задач математического анализа. Известные алгоритмы преобразования любого параметра сигнала в вероятность [1, 2, 3, 4] имеют общий недостаток – обратную зависимость между точностью преобразования и быстродействием. Разработка алгоритма преобразования сигнала в вероятность, лишенного этого недостатка, – задача настоящей публикации.

2. Постановка задачи

В общем виде суть стохастического или вероятностного преобразования заключается в том, что любому значению параметра преобразуемой величины можно привести в соответствие некоторую вероятность [1]. В зависимости от правила, в соответствие с которым это происходит, методы преобразования делятся на однолинейное однополярное, однолинейное двухполярное и двухлинейное двухполярное представления. В первом, наиболее простом случае, значение параметра преобразуемой величины либо всегда положительно, либо всегда отрицательно, а сам процесс преобразования выполняется в соответствии с правилом

$$y_{ij} = \begin{cases} 1 \text{ при } x_i > R(t_{ij}) \\ 0 \text{ при } x_i \le R(t_{ij}) \end{cases}, \quad (1)$$

где x_i - i-е значение параметра преобразуемого сигнала $X(t)$;

$R(t_{ij})$ - j-е значение параметра вспомогательного случайного сигнала $R(t)$, изменяющегося в интервале изменения $X(t)$;

$i=\overline{1,N}$ - число циклов преобразования сигнала $X(t)$;

$j=\overline{1,K}$ - количество статистических испытаний каждого значения x_i внутри временного интервала $\Delta t_i = t_{i+1} - t_i$;

y_{ij} - значение вероятностного отображения параметра сигнала x_i из ряда $Y_i(t)=\{y_{i1};y_{i2};...;y_{iK}\}$.

Тогда с учетом исходного правила преобразования (1), определим вероятности появления «1» и «0» в вероятностном отображении как

$$P(y_{ij}=1)=P[R(t_{ij})<x_i],$$

$$P(y_{ij}=0)=1-P[R(t_{ij})<x_i].$$

Найдем математическое ожидание от вероятностного отображения, для чего предварительно составим ряд распределения для дискретной случайной величины y_{ij}

y_{ijl}	1	0
P_l	$P(y_{ij}=1)$	$P(y_{ij}=0)$

Тогда

$$M[Y_i(t)]=\sum_{l=1}^{2} y_{ijl}P_l = P(y_{ij}=1)=P[R(t)<(x_i=r)]=F_{x_i}(R).$$

Таким образом, вероятность появления «1» в вероятностном отображении есть математическое ожидание от отображения и численно равняется значению интегрального закона распределения вспомогательного сигнала $R(t)$ при уровне сравнения x_i.

Особый интерес представляет случай, когда вспомогательный случайный сигнал подчиняется равномерному закону распределения в соответствии с

$$F(R)=\begin{cases}0 \text{ при } r<0\\ r \text{ при } 0\le r\le 1\\ 1 \text{ при } r>1\end{cases}. \qquad (2)$$

Для этого случая последнее выражение для МО перепишется в виде

$$M[Y_i(t)]=P(y_{ij}=1)=x_i,$$

т.е. имеем случай линейного вероятностного преобразования.

Важнейшим следствием из выражений для МО является тот факт, что значение параметра x_i поддается восстановлению из вероятностного отображения, то есть возможно обратное преобразование «вероятность-значение параметра» (числа, амплитуды, частоты, фазы и т.д.). Действительно, априори зная закон распределения вспомогательного случайного сигнала $R(t)$ и определяя математическое ожидание от вероятностного отображения, то есть ординату интегрального закона распределения $F_{x_i}(R)$, путем функционального преобразования можно определить величину x_i^*, являющуюся оценкой x_i. В качестве такой оценки, удовлетворяющей требованиям несмещенности, состоятельности и эффективности, в соответствии с теоремой Чебышева, принимается

$$x_i^*=\{M[Y_i(t)]\}^*=\frac{1}{K}\sum_{j=1}^{K} y_{ij}.$$

Таким образом, при однолинейном однополярном преобразовании параметра сигнала в вероятность, для получения исходного значения следует подсчитать количество единиц в вероятностном отображении и отнести его к количеству статистических испытаний (количеству членов вероятностного отображения).

Определим погрешность представления символьной или числовой информации в виде вероятностного отображения. Оценка x_i^*, определяемая в соответствии с последним выражением, является асимптотически эффективной и состоятельной. Она же является несмещенной, так как

$$M(x_i^*)=M\left(\frac{1}{K}\sum_{j=1}^{K} y_{ij}\right)=\frac{1}{K}\sum_{j=1}^{K} M(y_{ij})=F_{x_i}(R)=x_i.$$

Погрешность вероятностного преобразования определим через дисперсию оценки

$$D(x_i^*)=\frac{1}{K^2}\sum_{i=1}^{K}\sum_{l=1}^{2}[y_{ijl}-M(y_{ijl})]^2 P_l=\frac{1}{K}[F_{x_i}(R)-F_{x_i}^2(R)],$$

откуда выражение для среднеквадратической погрешности примет вид

$$\sigma(x_i^*)=\frac{1}{\sqrt{K}}\sqrt{F_{x_i}(R)-F_{x_i}^2(R)}.$$

Таким образом, величина погрешности вероятностного преобразования обратно пропорциональна корню квадратному из числа независимых статистических испытаний, а также зависит от вида закона распределения вспомогательного случайного сигнала $R(t)$.

Последнее выражение нельзя непосредственно использовать для определения погрешности, так как оценки вероятностных характеристик сами являются случайными величинами. Для определения количественной зависимости необходимо знание закона распределения оценки, благодаря чему можно определить величину ее отличия от истинного значения вероятностной характеристики (абсолютную и приведенную погрешности измерения) с заданной вероятностью.

В соответствии с центральной предельной теоремой закон распределения рассматриваемой оценки уже при $K=20...30$ будет близок к нормальному, откуда следует, что абсолютная погрешность вероятностного преобразования может быть определена по формуле

$$\Delta_{\text{ВП}}=\sqrt{2}\Phi^{-1}(P)\sigma(x_i^*)=\frac{\sqrt{2}\Phi^{-1}(P)}{\sqrt{K}}\sqrt{F_{x_i}(R)-F_{x_i}^2(R)},$$

где Φ^{-1} - функция, обратная функции Лапласа;

P - вероятность того, что истинное значение $F_{x_i}(R)$ находится внутри интервала с границами $I_P=\{F_{x_i}^*(R)-\Delta_{\text{ВП}};F_{x_i}^*(R)+\Delta_{\text{ВП}}\}$.

Учитывая, что величина x_i, подвергнутая вероятностному преобразованию, нормирована в единичном интервале, величина приведенной погрешности будет равна

$$\gamma_{\text{ВП}}=\frac{\Delta_{\text{ВП}}}{1}\cdot 100\%.$$

Два последних выражения позволяют решить в общем виде задачу определения ошибки, возникающей при вероятностном преобразовании некоторой произвольной величины и качественно показывает, что при увеличении количества статистических испытаний величина погрешности уменьшается. Для выявления количественных закономерностей можно рассмотреть случай, когда вспомогательная случайная функция распределена нормально с интегральным законом

$$F(R)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_{-\infty}^{\infty}e^{-0.5\xi^2}d\xi .$$

С использованием функции Лапласа, последнее выражение примет вид

$$F(R)=0.5\left[1+\Phi\left(\frac{r-m_r}{\sigma_r}\right)\right],$$

где m_r и σ_r - математическое ожидание и среднеквадратическое отклонение вспомогательной случайной функции $R(t)$. Подставляя выражение для $F(R)$ в формулу для приведенной погрешности, имеем

$$\gamma_{ВП}=\frac{\sqrt{2}\Phi^{-1}(P)100\%}{\sqrt{K}}\cdot\sqrt{\frac{1}{2}\left[1+\Phi\left(\frac{x_i-m_r}{\sigma_r}\right)\right]-\left\{\frac{1}{2}\left[1+\Phi\left(\frac{x_i-m_r}{\sigma_r}\right)\right]\right\}^2} .$$

Анализ последнего выражения показывает, что погрешность вероятностного преобразования, как и ожидалось, в значительной степени зависит от количества статистических испытаний (количества членов в вероятностном отображении) и при прочих равных условиях является максимальной. Когда значение преобразуемой величины x_i лежит в середине динамического диапазона, то есть при $x_i=0.5$. Однако и в этом, наихудшем с точки зрения точности измерения, случае при $K=144$, $\gamma_{ВП}\le 8\%$ от величины единичного динамического диапазона.

Особый интерес, как уже говорилось, представляетслучай,когдавспомогательныйслучайныйсигнал $R(t)$ подчиняется равномерному закону распределения (2). Для него выражение для абсолютной погрешности перепишется в виде:

$$\Delta\ =\frac{\sqrt{2}\Phi^{-1}(P)}{\sqrt{K}}\sqrt{x_i(1-x_i)} .$$

Оценкой сверху для последнего выражения при $x_i=0.5$ будет

$$\Delta_{ВП_{max}}\le 0.7\Phi^{-1}(P)/\sqrt{K} .$$

При $P=0,9973$ имеем $0,7\Phi^{-1}(P)=1,645$ и окончательно,

$$\Delta_{ВП_{max}}\le\frac{1.645}{\sqrt{K}}\ \text{и}\ \gamma_{ВП_{max}}\le\frac{164.5}{\sqrt{K}}\% .$$

Сравнивая полученное ранее выражение для приведенной погрешности представления символов в коде ASCII (КОИ-7) и последнее выражение, нетрудно подсчитать, что для достижения соизмеримой погрешности в 0.39% в последнем случае величину K следует выбирать равной $K=177913$, что в значительной степени сужает область применения информации, представленной в дискретной вероятностной форме.

3. Решение поставленной задачи

Возникает вопрос о возможности уменьшения этой погрешности. Для его решения рассмотрим основные свойства вероятностного отображения. Первое из них заключается в синхронности или тактируемости членов вероятностного отображения и сводится к тому, что формирование y_{ij} производится через постоянный интервал времени $\Delta t_j=t_{j+1}-t_j$. Второе – свойство независимости каждого члена вероятностного отображения от любого другого. Это свойство вытекает из того факта, что генерация вероятностного отображения соответствует схеме испытаний Бернулли, а для случайной последовательности, полученной в соответствии с данной схемой, автокорреляционная функция представляет собой δ-функцию при $\tau=0$. Таким образом, для вероятностного отображения характерным является вероятностный характер формирования последовательности из «1» и «0» и вероятностный характер количества «1» в последовательности, что и приводит к погрешности вероятностного преобразования. Отсюда вывод – для уменьшения, а в граничном случае устранения погрешности вероятностного преобразования, следует отказаться от второй характерной особенности вероятностного отображения, которое для этого случая назовем «псевдовероятностным». Добиться этого можно, изменив алгоритм формирования вероятностного отображения (1), задав заранее количество «1» в вероятностном отображении в соответствии с выражением

$$P(y_{ij}=1)=x . \qquad (3)$$

При этом, для сохранения свойств вероятностного отображения, распределение единиц в псевдовероятностном отображении должно быть равномерно. Для достижения этого используется генератор псевдослучайных равномерно распределенных двоичных чисел [5]. В соответствии с (2) на его выходе в каждый j момент времени t_j формируется n разрядное двоичное число $R(t_{ij})$, которое подается на n-входовой полный двоично-десятичный дешифратор, на одном из 2^n выходов которого с вероятностью $P_j=1/2^n$ появляется «1», которая перезаписывается в соответствующий разряд сдвигового регистра на 2^n разрядов, предназначенный для временного хранения псевдовероятностного отображения. Аналогичная операция выполняется количество раз равное значению преобразуемого числа. Таким образом, в регистр заносится точное значение псевдовероятностного отображения величины x_i, на что затрачивается время преобразования $t_{пр}$ пропорциональное x_i, то есть

$$t_{пр}=\frac{x_i}{f_{такт}},$$

где $f_{такт}$ - есть тактовая частота работы вероятностного процессора.

Из последнего выражения следует, что время вероятностного преобразования, то сеть быстродействие процессора тем больше, чем больше его тактовая частота и тем меньше, чем большее количество «1» необходимо занести в регистр, что опять таки связано с точностью. Для рассмотренного выше примера при одинаковой тактовой частоте вероятностного процессора и максимальном значении x_i, соизмеримой погрешности вероятностного преобразования оказывается возможным достичь при быстродействии в 700 раз больше.

4. Выводы

Применение предложенного алгоритма вероятностного преобразования позволяет при заданной точности повысить быстродействие вероятностного процессора на три порядка.

Литература

1. Сапожников Н.Е. К вопросу о вероятностном преобразовании информации / Сапожников Н.Е., Приборостроение.-Севастополь.-Вып.34, 1983.-С.31-38.
2. Сапожников Н.Е. и др. Построение преобразователя фаза-вероятность / Сапожников Н.Е., Скрябина Е.В., Шокин А.Г., Збірникнауковихпраць СНУЯЕтаП.-Вип.2(38), 2011.-С.228-233.
3. Сапожников Н.Е. и др. Разработка и построение преобразователя частота-вероятность / Сапожников Н.Е., Скрябина Е.В., Моисеев Д.В., Шокин А.Г., Редько О.С., Збірникнауковихпраць СНУЯЕтаП.-Вип.4(36), 2010.-С.217-222.
4. Сапожніков М.Е., МоісеевД.В. Побудовапервиннихперетворювачів аналог-імовірність / Сапожніков М.Е., МоісеевД.В. ЗбірникнауковихпрацьАкадеміі військово-морських сил ім. П.С. Нахімова.- Севастополь: АМВСім. П.С. Нахімова, 2010.-Вип.4(4). С.99-103.
5. Сапожников Н.Е. и др. о новом подходе к моделированию входных воздействий имитационной модели / Сапожников Н.Е., Скрябина Е.В., Перлов Б.С., Сборник трудов СНИЯЭиП.-Вип.8(38),2003.-С.292-298.

УДК 004.45

УДАЛЕННЫЙ МОНИТОРИНГ ТЕМПЕРАТУРЫ

М. Н. Мотин
Аспирант, ассистент*
Контактный тел.: 097-913-59-06
E-mail: antiluck@ukr.net

В. В. Аверьянов*
Контактный тел.: 093-839-22-28
E-mail: avevladislav@meta.ua
*Кафедра информационно-измерительной техники
Национальный технический университет Украины «Киевский политехнический институт»
пр. Победы, 37, г. Киев, Украина, 03056

Розроблена унікальна архітектура системи віддаленого вимірювання температури з використанням Wi-Fi технологій і мобільних пристроїв (КПК). Описані можливості системи. Передача даних «клієнт-сервер». Огляд апаратно-програмного забезпечення системи

Ключові слова: «клієнт-сервер», КПК, Wi-Fi, температура, віддалений доступ, моніторинг

Разработана уникальная архитектура системы беспроводного измерения температуры с использованием Wi-Fi технологий и мобильных устройств (КПК). Передача данных «клиент сервер». Обзор аппаратно-программного обеспечение системы

Ключевые слова: «клиент-сервер», КПК, Wi-Fi, температура, удаленный доступ, мониторинг

The unique system architecture of remote temperature measurement using Wi-Fi technologies and mobile devices (PDAs) is developed. The system capabilities are described. Data transfer with "client-server" architecture. The overview of software and hardware of the systems

Keywords: "client-server", PDA, Wi-Fi, temperature, remote access, monitoring

1. Введение

В настоящее время температура - наиболее часто измеряемый параметр. Мониторинг температуры производится почти во всех отраслях промышленности и науки, начиная от больших металлургических установок, где температура объектов достигает тысяч градусов, и заканчивая медициной, где измерение температуры не менее необходимо. Развитие беспроводных технологий передачи информации сделало актуальным дистанционный контроль температуры. В данной статье представлена методика создания системы удаленного мониторинга температуры, которая была разработана авторами статьи в процессе создания собственной «реальной» системы на базе мобильных технологий.