УДК 539.1.074: 004.315

СРАВНЕНИЕ РАЗЛИЧНЫХ ФОРМ НЕПОЗИЦИОННОГО ВЕРОЯТНОСТНОГО ОТОБРАЖЕНИЯ ИНФОРМАЦИИ

Д.В. Моисеев, Н.Е. Сапожников, О.Д. Чужикова-Проскурнина

ФГАОУ ВО «Севастопольский государственный университет»
г. Севастополь, ул. Университетская, 33
E-mail: dmitriymoiseev@mail.ru

В статье приведены результаты сравнения различных форм представления и преобразования информации в виде непозиционного вероятностного отображения. Сделана оценка аппаратного объема вычислительных узлов и проведен анализ зависимости между точностью представления информации и их быстродействием.

Введение. В настоящее время период развития вычислительной техники характеризуется интенсивным поиском принципиально новых методов обработки и хранения информации, построения универсальных и специализированных вычислительных архитектур и систем на их основе с привлечением современных технологий, среди которых цифровая обработка сигналов (ЦОС) в системах контроля окружающей среды является одной из наиболее востребованных [1].

Благодаря современным достижениям в области нано- и микроэлектроники в новейших информационных систем ЦОС, как известно, успешно применяется для фильтрации и кодирования речевых и звуковых сигналов, обработки изображений и измерительной информации, спектрального анализа цифровой звуко- и видеозаписи в радиотехнических системах и системах телекоммуникаций, управления и робототехники, защиты информации в таких областях как связь, мультимедиа, телефония и телевидение, радиолокация и радионавигация, гидроакустика, медицина, системы контроля окружающей среды и т.д. [2].

Для ЦОС, используемой в последние десятилетия, характерно наличие огромных объемов вычислений над массивами данных большой разрядности, проводимых в реальном масштабе времени.

Стремление к улучшению энергетической эффективности и универсальности устройств ЦОС приводит к усложнению вычислительных алгоритмов, обострению проблемы аппаратурных затрат, быстродействия и точности и повышению требований к отказоустойчивости устройств и помехоустойчивости каналов связи при передаче данных [3].

В связи с этим особую актуальность приобретают исследования в области одного из направлений развития параллельных вычислительных технологий, связанные с разработкой методов, алгоритмов и устройств вычислительной техники для цифровой обработки сигналов с применением непозиционных систем счисления, наиболее перспективными из которых являются вероятностная и псевдовероятностная форма представления информации [3–7].

Данная работа посвящена вопросу сравнения различных форм представления и преобразования информации в вероятностное отображение.

Преимущества применения непозиционного вероятностного представления информации. 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 [4].

В качестве основного преимущества применения непозиционного вероятностного представления информации при реализации цифровой обработки сигналов можно выделить следующее значительное уменьшение аппаратного объема вычислительных устройств [5]:

– при выполнении сложения двух операндов аппаратурный объем вероятностного сумматора составит 13 базовых логических элементов, в то время как аппаратурный объем параллельного 16-разрядного комбинационного сумматора составит 181 элемент, что на уровне логического элемента превышает предложенное решение в 14 раз;

– при умножении двух двухбайтовых двоичных чисел потребуется множительное устройство, число элементов булева базиса в котором составит около 700, в то время как вероятностное множительное устройство будет реализовано на трех конъюнкторах;

– схема возведения в квадрат в вероятностной форме реализуется на двух элементах, а с увеличением степени количество элементов будет равно 2·*n*, где *n* – это степень, что дает преимущество по сравнению цифровым устройством приблизительно в 300 раз;

– аппаратурный объем предложенного вероятностного делителя по сравнению с цифровым примерно в 6 раз меньше.

Рассмотренные выше преимущества остаются справедливыми и при использовании параллельной обработки информации представленной в виде непозиционного вероятностного отображения [6].

Таким образом, можно сделать вывод, что создание универсальных и специализированных устройств обработки информации представленной в непозиционных вероятностных отображениях особенно хорошо подходит для применения в измерительных системах и системах обработки данных, где важным параметром является аппаратный объем устройств.

Представление информации в виде непозиционного вероятностного отображения. В общем виде суть стохастического или вероятностного преобразования заключается в том, что любому значению преобразуемой величины можно привести в соответствие некоторую вероятность [3].

В зависимости от правила, в соответствии с которым это происходит, методы преобразования делятся на однолинейное однополярное, однолинейное двухполярное, двухлинейное двухполярное и псевдовероятностное представления [4].

В случае однолинейного однополярного представления информации, значение параметра преобразуемой величины либо всегда положительно, либо всегда отрицательно, а сам процесс преобразования выполняется в соответствии с правилом [3]

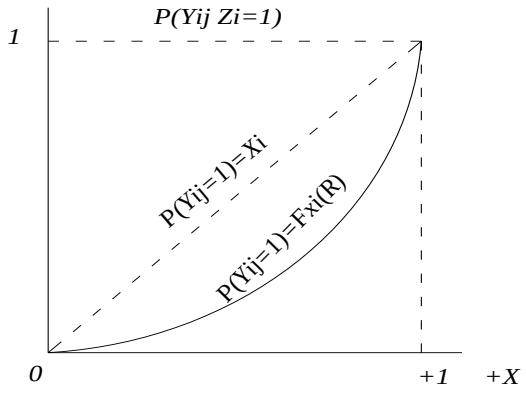
$$y_{ij} = \begin{cases} 1 \text{ при } x_i > R(t_{ij}) \\ 0 \text{ при } x_i \le R(t_{ij}) \end{cases}, \qquad (1)$$

где $x_i - i$-е значение параметра преобразуемого сигнала $X(t)$, $R(t_{ij})$ – *j-e* значение параметра вспомогательного случайного сигнала $R(t)$, изменяющегося в интервале изменения, $i = \overline{1, N}$ – 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

$$Y_i(t) = \{y_{i1}; y_{i2}; ... y_{ij}; ... y_{iK}\}.$$

Как показано в [3], вероятностное отображение обладает свойствами синхронности и независимости каждого члена отображения от любого другого.

При принятии диапазона изменения $X(t)$ равным единице, максимальное значение $x_i = 1$, будет представлено в вероятностном отображении значениями $y_{ij} = 1$ с вероятностью, равной единице в каждом шаге, а минимальное значение $x_i = 0$ теми же значениями $y_{ij} = 0$ с нулевой вероятностью (рис. 1).



Р и с. 1. Однолинейное однополярное вероятностное представление информации

С учётом (1) вероятности появления «1» и «0» в вероятностном отображении равняются

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

Математическое ожидание (МО) вероятностного отображения определяется через ряд распределения для дискретной случайной величины y_{ij} следующим образом:

$$M[Y_i(t)]=\sum_{l=1}^{2} y_{ijl}P_l = P(y_{i,j}=1)=P[R(t)<x_i=r)]=F_{x_i}(R). \quad (4)$$

Из (4) следует, что вероятность появления «1» в вероятностном отображении есть МО отображения, которое, в свою очередь, численно равняется значению интегрального закона распределения $F_{x_i}(R)$ вспомогательного сигнала $R(t)$ при уровне сравнения x_i.

В случае подчинения вспомогательного случайного сигнала $R(t)$ равномерному закону распределения, в соответствии с [3]

$$F(R)=\begin{cases}0 \text{ при r}<0\\ r \text{ при } 0\le \text{r}\le 1\\ 1 \text{ при r}>1\end{cases}. \quad (5)$$

В этом случае (5) МО вероятностного примет вид:

$$M[Y_i(t)]=P(y_{i,j}=1)=x_i. \quad (6)$$

Из выражения (6) видно, что важнейшим фактором является то, что значение исходного параметра x_i поддаётся восстановлению из его вероятностного отображения y_i, что в свою очередь делает возможным обратное преобразование «вероятность-значение». Знание закона распределения вспомогательного случайного сигнала $R(t)$ и расчет МО вероятностного отображения, позволяет путём функционального преобразования определить величину x_i^*, являющуюся оценкой x_i [5].

Оценка, удовлетворяющая требованиям несмещённости, состоятельности и эффективности, в соответствии с теоремой Чебышева, имеет вид [5]

$$x_i^*=\left(M[Y_i(t)]\right)^*=\frac{1}{K}\sum_{j=1}^{K} y_{ij}. \quad (7)$$

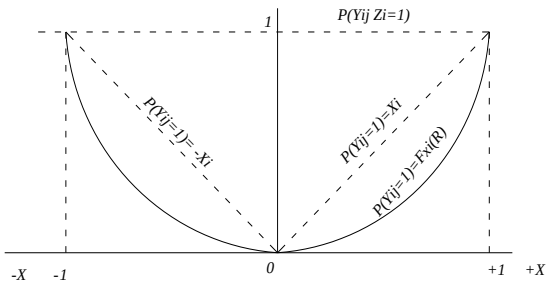
Из (7) следует, что для получения исходного значения необходимо подсчитать количество единиц в его вероятностном отображении и отнести к количеству статистических испытаний.

Для перехода к двухлинейному двухполярному представлению достаточно значения вероятностного отображения y_{ij}, полученные в соответствии с правилом (1), для распределения по «положительной» или по «отрицательной» шине логически умножить на переменную Z, принимающую только два значения: +1 либо -1.

В этом случае выражение (2) для двухлинейного двухполярного представления примет вид:

$$Y_i(t)z_i=\{y_{i1}z_i; y_{i2}z_i;...y_{ij}z_i;...y_{iK}z_i\}. \quad (8)$$

При аппаратной реализации двухлинейного двухполярного представления мы имеем две шины отрицательную, на которую будут поданы значения y_{ij} при $z_i=-1$ и положительную, на которую будут поданы значения y_{ij} при $z_i=+1$. Как видно из рис. 2, максимальная положительная величина будет представлена в последнем выражении с единичной вероятностью значениями $y_{ij}z_i=1$ на положительной шине и значениями $y_{ij}z_i=0$ на отрицательной; максимальная отрицательная величина – наоборот.



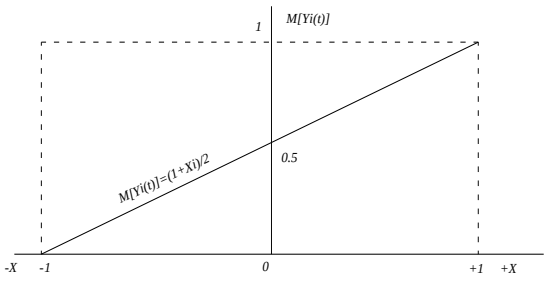
Р и с. 2. Двухлинейное двухполярное вероятностное представление информации

Как следствие, выражение для МО от вероятностного отображения для двухлинейного двухполярного представления остаётся справедливым, отсюда и оба свойства вероятностного отображения, рассмотренные ранее, справедливы.

Третья рассматриваемая форма вероятностного представления – однолинейное двухполярное. Для неё значения параметра сигнала $X(t)$, изменяющиеся в интервале [-1; +1], т.е. от $x_{\min} = -1$ до $x_{\max} = +1$ аппаратно реализуется, как и для однолинейного однополярного вероятностного представления на одной шине. При этом выражение (4) для МО имеет следующий вид:

$$M[Y_i(t)] = 0.5(1 + x_i). \qquad (9)$$

В данном случае число «+1» будет представлено серией импульсов с вероятностью, равной единице в каждом такте, т.е. P=1, число «0» – произвольной серией, состоящей из единиц и нулей, с равной вероятностью появления P = 0,5, а число «-1» – серией импульсов с вероятностью P = 0. График, поясняющий работу однолинейного двухполярного преобразования, представлен на рис. 3.



Р и с. 3. Однолинейное двухполярное преобразование информации

Таким образом, максимальное положительное число соответствует коду X.XXX...X, где первый разряд – знак числа. Положительные числа, в отличие от представления цифровых позиционных кодов, имеют в знаковом разряде «1», а отрицательные – «0». Отрицательные числа представляются дополнительными кодами, и максимальному числу соответствует код 0.000...0.

Как видно из (1) и (4) вероятностное отображение вероятностно преобразованного значения сигнала будет соответствовать преобразуемому параметру (без учета методической погрешности) лишь в случае бесконечного количества независимых статистических испытаний K [5].

Анализ погрешностей вероятностного преобразования осуществлен на основе формулы (9), воспользуемся рассмотренным методом.

Пусть над некоторой величиной x_i лежащей в интервале [0:1], $0 \le x_i \le 1$, необходимо произвести операцию вероятностного преобразования. Тогда, для однолинейного однополярного представлении в соответствии с (1) получим вероятностное отображение в виде:

$$Y_{x_i}(t) = \{y_{x_i 1}; y_{x_i 2}; ...; y_{x_i j}; ...; y_{x_i K}\}. \qquad (10)$$

МО данного вероятностного отображения (10) , в соответствии с (2) будет определяться следующим образом [3]:

$$M\left[Y_{x_i}(t)\right] = F_{x_i}(R),$$

и в качестве оценки для определения МО примем

$$\left\{M\left[Y_{x_i}(t)\right]\right\}^* = \frac{1}{K}\sum_{j=1}^{K} y_{x_i} = x_i^*. \qquad (11)$$

Определим МО оценки x_i^*:

$$M(x_i^*) = M\left(\frac{1}{K}\sum_{j=1}^{K} y_{ij}\right) = \frac{1}{K}\sum_{j=1}^{K} M(y_{ij}) = F_{x_i}(R) = x_i \qquad (12)$$

Для расчета погрешности вероятностного преобразования определим дисперсиею оценки в соответствии с формулой (13):

$$D(x_i^*) = \frac{1}{K^2}\sum_{j=1}^{K}\sum_{l=1}^{2}[y_{ijl} - M(y_{ijl})]^2 P_l = \frac{[F_{x_i}(R) - F_{x_i}^2(R)]}{K}. \qquad (13)$$

Таким образом, выражение для среднеквадратического отклонения (СКО) в соответствии с формулой (13) примет вид:

$$\sigma(x_i^*) = \sqrt{\frac{F_{x_i}(R) - F_{x_i}{}^2(R)}{K}}. \qquad (14)$$

Как видно из (14), величина погрешности вероятностного преобразования зависит от вида закона распределения вспомогательного случайного сигнала $R(t)$, а также обратно пропорциональна

корню квадратному из числа независимых статистических испытаний K [5].

Однако выражение для СКО (14) невозможно непосредственно использовать для определения погрешности, так как оценки вероятностных характеристик являются случайными величинами. Необходимо знание закона распределения оценки, для определения количественной зависимости, благодаря чему можно определить абсолютную и приведённую погрешности измерения – величину её отличия от истинного значения вероятностной характеристики с заданной вероятностью.

Известно, что в соответствии с центральной предельной теоремой закон распределения рассматриваемой оценки уже при K=(20…30) будет близок к нормальному, что даёт возможность определить абсолютную погрешность вероятностного преобразования по формуле

$$\Delta = \sqrt{2}\Phi^{-1}(P)\sigma(x_i^*) = \\ = \frac{\sqrt{2}\Phi^{-1}(P)}{\sqrt{K}}\sqrt{F_{x_i}(R) - F_{x_i}{}^2(R)}, \quad (15)$$

где Φ^{-1} – функция, обратная функции Лапласа, P – вероятность того, что истинное значение $F_{x_i}(R)$ находится внутри интервала I_p,

$$I_p = \left[F_{x_i}^*(R) - \Delta; F_{x_i}^*(R) + \Delta \right].$$

Нормирование в единичном диапазоне, величины x_i, подвергнутой вероятностному преобразованию, приводит к расчету величины приведенной погрешности по формуле:

$$\gamma = \frac{\Delta}{1} \cdot 100 \quad \%. \quad (16)$$

Для выявления количественных закономерностей рассмотрим случай, подчинения вспомогательного случайного сигнала $R(t)$ равномерному закону распределения.

В этом случае выражение (15) для абсолютной погрешности примет вид:

$$\Delta = \sqrt{2}\Phi^{-1}(P)\sigma(x_i^*) = \\ = \frac{\sqrt{2}\Phi^{-1}(P)}{\sqrt{K}}\sqrt{x_i(1-x_i)}. \quad (17)$$

Как известно из [4] максимальная погрешность при вероятностном преобразовании возникает тогда, когда значение преобразуемой величины x_i находится в середине динамического диапазона [0;1], то есть при $x_i = 0{,}5$.

В этом случае оценкой сверху будет:

$$\Delta \le 0{,}7\Phi^{-1}(P)\sqrt{K}.$$

В случае использования доверительного интервала P, равного $P = 0{,}9973$, имеем $0{,}7\Phi^{-1}(P) = 1{,}645$, отсюда абсолютная погрешность вероятностного преобразования равна:

$$\Delta_{\max} \le \frac{1{,}645}{\sqrt{K}}.$$

Тогда приведенная погрешность вероятностного преобразования будет равна:

$$\gamma \le \frac{1{,}645}{\sqrt{K}} \cdot 100\%. \quad (18)$$

В табл. 1 приведены рассчитанные значения величины γ, отображающие зависимость приведенной погрешности от числа статистических испытаний K при разных значениях величины параметра X.

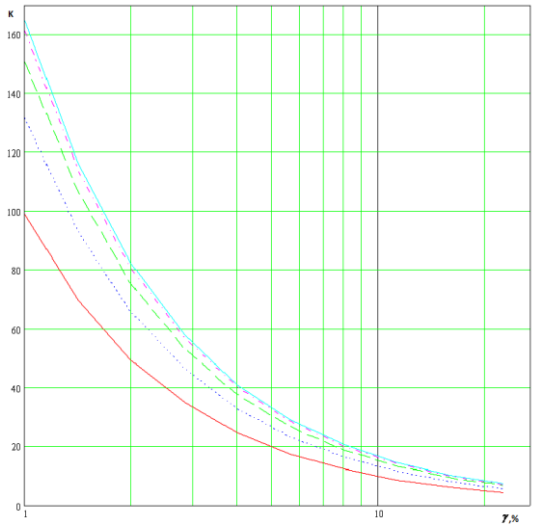
Таблица 1

Значения приведенной погрешности при вероятностном преобразовании

Кол-во испытаний K	Значение величины X			
	0,1	0,3	0,4	0,5
1	98.700	150.767	161.176	164.500
2	69.791	106.608	113.969	116.319
4	49.350	75.383	80.588	82.250
8	34.896	53.304	56.984	58.160
16	24.675	37.692	40.294	41.125
32	17.448	26.652	28.492	29.080
64	12.338	18.846	20.147	20.563
128	8.724	13.326	14.246	14.540
256	6.169	9.423	10.074	10.281
512	4.362	6.663	7.123	7.270

На рис. 4 приведены графики зависимости γ, рассчитанные в соответствии с формулой (18) от числа статистических испытаний K при разных значениях величины параметра X (табл. 1).

Таким образом, вероятность того, что значение $F_{x_i}(R)$ попадает в доверительный интервал, как и ранее, принята равной $P = 0{,}9973$. Из графиков рис. 4 видно, что приведенная погрешность вероятностного преобразования при равномерном распределении $R(t)$ меньше зависит от значения преобразуемого параметра *X*.



Р и с. 4. Зависимость приведенной погрешности от числа статистических испытаний К при разных значениях величины Х

При последовательном способе преобразовании аналоговой либо цифровой информации в вероятностную форму представления, рассмотренном выше, возникают методические погрешности, тем большие, чем меньше интервал вероятностного преобразования. При работе информационно-измерительных систем с ЦОС в реальном масштабе времени это приводит к заметному сужению их частотного диапазона и, как следствие, к ограничению их областей применения [6].

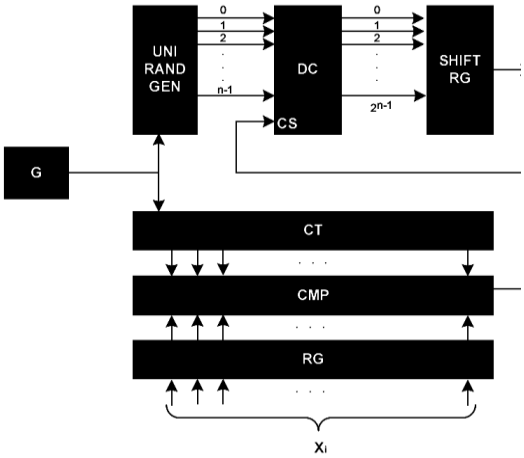
Решением задачи повышения быстродействия может служить использование параллельного вероятностного преобразования измеряемого сигнала [6].

С развитием современной 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. Рассмотренные алгоритмы преобразования любого сигнала в вероятностное отображение имеют общий недостаток – обратную зависимость между точностью преобразования и быстродействием.

Представление информации в виде непозиционного псевдовероятностного отображения. Для решения задачи уменьшения погрешности представления информации в виде непозиционного вероятностного отображения рассмотрим основные его свойства. 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» [7]. Добиться этого можно, изменив алгоритм формирования вероятностного отображения (1), задав заранее количество «1» в вероятностном отображении в соответствии с выражением:

$$P(y_{ij} = 1) = x_i . \qquad (19)$$

При этом, для сохранения свойств вероятностного отображения, распределение единиц в псевдовероятностном отображении должно быть равномерно. Для достижения этого используется преобразователь «сигнал-псевдовероятностное отображение» (рис. 5). В регистр исходных данных RG преобразователя заносится число x_i в двоичном позиционном коде, подлежащее преобразованию.



Р и с. 5. Преобразователь «сигнал-псевдовероятностное отображение»

Одновременно генератор псевдослучайных равномерно распределенных двоичных чисел UNI RAND GEN [7] генерирует в каждый j момент времени t_j n разрядное двоичное число $R(t_{ij}) = Z_l$:

$$Z_1 = (z_0 = 0; z_1 = 0; ...z_{n-1} = 0)$$
$$Z_2 = (z_0 = 0; z_1 = 0; ...z_{n-1} = 1)$$
$$.....$$
$$Z_n = (z_0 = 1; z_1 = 1; ...z_{n-1} = 1),$$

которое подается на n-входовой полный двоично-десятичный дешифратор DC, на одном из 2^{n-1} выходов которого с вероятностью $P_j(Z = Z_l) = 1/2^{n-1}$ появляется «1», которая перезаписывается в соответствующий разряд сдвигового регистра SHIFT RG на 2^n разрядов, предназначенный для временного хранения псевдовероятностного отображения. Аналогичная операция выполняется количество раз равное значению преобразуемого числа x_i. Таким образом, в регистр SHIFT RG заносится точное значение псевдовероятностного отображения преобразуемой величины, что достигается последовательным занесением x_i импульсов с выхода генератора тактовых импульсов G в двоичный накопительный счётчик CT, формированием сигнала *CS* с вихода компаратора CMP, подачей его на разрешающий вход дешифратора DC и остановкой последнего. Тогда $P(CS = 1) = x_i$ и вероятность того, что j-е значение псевдовероятностного отображения есть единица принимает вид:

$$P(y_{ij} = 1) = P_j(Z = Z_l) \cdot P(CS = 1) = \\ = x_i / 2^{n-1}, \quad (20)$$

откуда следует, что для перехода к (3) необходимо домножить полученный результат на множитель 2^{n-1}, что эквивалентно переносу запятой в двоичном позиционном коде на n-1 позиций влево; при этом указанное двоичное число может быть получено путём последовательного сложения всех членов псевдовероятностного отображения в двоичном накопительном счётчике (на схеме не показан). Таким образом, равенство каждого члена псевдовероятностного отображения единице как и в классическом случае вероятностного преобразования, прямо пропорционально преобразуемой величине. Время преобразования t_{np} также пропорционально x_i, то есть:

$$t_{np} = \frac{x_i}{f_{такт}}, \quad (21)$$

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

Из выражения (21) следует, что быстродействие устройства тем больше, чем больше его тактовая частота и тем меньше, чем большее количество «1» необходимо занести в регистр. 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 [6].

Заключение. Таким образом, становится очевидным тот факт, что применение в ЦОС непозиционного представления информации в виде вероятностного отображения позволяет снизить аппаратный объем вычислительных устройств в среднем на два порядка и как следствие повысить показатели живучести, надёжности и энергоэффективности и в свою очередь уменьшить затраты на оборудования, стоимость разработки, производства и эксплуатации, что особенно важно для систем контроля окружающей среды.

Рассмотренные алгоритмы преобразования любого сигнала в вероятностное отображение имеют общий недостаток – обратную зависимость между точностью преобразования и быстродействием.

Применение предложенного алгоритма преобразования сигнала в псевдовероятностное представление позволяет при заданной точности повысить быстродействие вероятностного процессора на три порядка, сохранив показатели надёжности и аппаратного объёма.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Лебедев Е.К., Галанина Н.А.* Сравнительный анализ позиционной и непозиционной обработки информации сигнальными процессорами // Динамика нелинейных дискретных электротехнических и электронных систем: материалы V Всерос. науч. конф. – Чебоксары: Изд-во Чуваш. ун-та, 2003. – С. 193–196.
2. *Дзегеленок И.И, Оцоков Ш.А.* Алгебраизация числовых представлений в обеспечении высокоточных суперкомпьютерных вычислений // Вестник МЭИ. – 2010. – № 3. – С. 107–116.
3. *Оценка* точности и быстродействия при вероятностной форме представления информации / Д.В. Моисеев, Н.Е. Сапожников, П.С. Бейнер [и др.] // Вісник НТУ «ХПІ». –Харьков: НТУ «ХПІ», 2013. – № 38 (1011). – С. 34–39.
4. *Сапожников Н.Е., Моисеев Д.В., Чужикова-Проскурнина О.Д.* Реализация вероятностного вычитания на основе вероятностного сложения // Зб. наук. пр. СНУЯЕтаП. – Севастополь: СНУЯЕтаП, 2013. – Вип. 3 (47). – С. 172–177.
5. *Вероятностные* вычислительные модели / Н.Е. Сапожников, Д.В. Моисеев, А.Г. Шокин [и др.] // Зб. наук. пр. СНУЯЕтаП. – Севастополь: СНУЯЕтаП, 2013. – Вип. 1 (45). – С. 210–215.
6. *Выполнение* параллельных вычислений при вероятностном представлении информации / Д.В. Моисеев, Н.Е. Сапожников, П.С. Бейнер [и др.] // Технологічній аудит та резерві виробництва. – Харьков: Технологічній центр, 2013. – № 3/1(11). – С. 9–12.
7. *Оценка* погрешностей выполнения вероятностных арифметических операций сложения и умножения / Д.В. Моисеев, Н.Е. Сапожников, П.С. Бейнер [и др.] // Восточно-Европейский журнал передовых технологий. – Харьков: Технологический центр, 2013. – № 3/4 (63). – С. 40–42.
8. *Сапожников Н.Е., Моисеев Д.В.* Теория и структура генерации псевдослучайных вероятностных отображений измеряемых сигналов // Зб. наук. пр. СНУЯЕтаП. – Севастополь: СНУЯЕтаП, 2014. – Вип. 2 (50). – С. 221–228.