

УДК 621.374::00.61

Н. Е. САПОЖНИКОВ, д-р техн. наук, проф., СНУЯЭиП, Севастополь;
Д. В. МОИСЕЕВ, канд. техн. наук, доц., СНУЯЭиП, Севастополь;
П. С. БЕЙНЕР, аспирант, СНУЯЭиП, Севастополь;
Н. В. БЕЙНЕР, аспирант, препод., СНУЯЭиП, Севастополь

ОЦЕНКА ТОЧНОСТИ И БЫСТРОДЕЙСТВИЯ ПРИ ВЕРОЯТНОСТНОЙ ФОРМЕ ПРЕДСТАВЛЕНИЯ ИНФОРМАЦИИ

Проведена оценка зависимости точности и быстродействия при представлении дискретной информации в виде вероятностных отображений, что делает возможным применение вероятностной форме представления информации для построения информационно-измерительных систем.

Ключевые слова: вероятностная форма представления, точность, быстродействие.

Введение. Важнейшими составляющими эффективности для информационно-измерительных систем (ИИС), являются показатели живучести, надёжности, точности воспроизведения исходной информации, способности функционировать в реальном масштабе времени, затрат оборудования, стоимости разработки, производства и эксплуатации [1].

Хорошо знакомым на сегодняшний день является представление информации в виде двоичных позиционных параллельных или последовательных кодов.

Гораздо менее известной является дискретная форма представления информации в виде вероятностных отображений [2,3].

Постановка задачи. Известны основные преимущества вероятностной формы представления данных: малый аппаратный объём, повышенная помехозащищённость, способность функционировать в масштабе реального времени. Однако недостаточно освещённым является вопрос обратной зависимости между точностью и быстродействием вероятностных ИИС, приводящий к необходимости снижения частотного диапазона использования ИИС либо к увеличению погрешности представления [4].

Целью данной работы является оценка точности и быстродействия при представлении информации в вероятностной форме.

Решение задачи. Преобразование сигнала из любой формы в рассматриваемую основано на замене значения измеряемого параметра сигнала соответствующей ему вероятностью. В зависимости от правила, в соответствии с которым это происходит, методы преобразования делятся на однолинейное однополярное, однолинейное двухполярное и двухлинейное двухполярное представления [3]. В первом, наиболее простом случае, процесс преобразования может быть выполнен в соответствии с правилом

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

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

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

y_{ij} – значение вероятностного отображения сигнала x_i из ряда

$$Y_i(t) = \{y_{i1}; y_{i2}; \dots; y_{ij}; \dots; y_{iK}\}. \quad (2)$$

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.

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

$$F(R) = \begin{cases} 0 & \text{при } r < 0 \\ r & \text{при } 0 \leq r \leq 1 \\ 1 & \text{при } r > 1 \end{cases} \quad (3)$$

математическое ожидание (МО) примет вид

$$M[Y_i(t)] = P(y_{i,j} = 1) = x_i. \quad (4)$$

Важнейшим следствием из (4) является тот факт, что значение исходного параметра x_i поддаётся восстановлению из его вероятностного отображения y_i , что делает возможным обратное преобразование параметра вероятность-значение. Определяя МО от вероятностного отображения при равномерном законе распределения как ординату интегрального закона распределения $F_{x_i}(R)$ путём функционального преобразования можно определить величину x_i^* , являющуюся оценкой x_i .

Оценкой, удовлетворяющей требованиям несмещённости, состоятельности и эффективности примем

$$x_i^* = \{M[Y_i(t)]\}^* = \frac{1}{K} \sum_{j=1}^K y_{ij}. \quad (5)$$

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

Величина погрешности вероятностного преобразования зависит от вида закона распределения вспомогательного случайного сигнала $R(t)$ и обратно пропорциональна корню квадратному из числа независимых статистических испытаний K .

Абсолютная погрешность вероятностного преобразования будет равна

$$\Delta = \sqrt{2} \Phi^{-1}(P) \sigma(x_i^*) = \frac{\sqrt{2} \Phi^{-1}(P)}{\sqrt{K}} \sqrt{F_{x_i}(R) - F_{x_i}^2(R)}, \quad (6)$$

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

P – вероятность того, что истинное значение $F_{x_i}(R)$ принадлежит интервалу с границами $I_p = \{F_{x_i}^*(R) - \Delta; F_{x_i}^*(R) + \Delta\}$.

Нормирование в единичном диапазоне величины

x_i , подвергнутой вероятностному преобразованию, приводит к возможности расчета величины приведённой погрешности по:

$$\gamma = \Delta 100\% . \quad (7)$$

Для решения задачи определения ошибки при вероятностном преобразовании в общем виде некоторой произвольной величины использование формул (6) и (7) показывает, что увеличение количества статистических испытаний уменьшает величину погрешности.

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

В этом случае выражение (6) для абсолютной погрешности примет вид:

$$\Delta = \sqrt{2}\Phi^{-1}(P)\sigma(x_i^*) = \frac{\sqrt{2}\Phi^{-1}(P)}{\sqrt{K}} \sqrt{x_i(1-x_i)} . \quad (8)$$

Как известно из [3] максимальная погрешность при вероятностном преобразовании возникает, 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:

$$\Delta \leq 0,7\Phi^{-1}(P)\sqrt{K} . \quad (9)$$

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

$$\Delta_{\max} \leq \frac{1,645}{\sqrt{K}} . \quad (10)$$

Согласно (8) приведённая погрешность вероятностного преобразования будет равна:

$$\gamma \leq \frac{1,645}{\sqrt{K}} \cdot 100\% . \quad (11)$$

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

Количество статистических испытаний K	Значение параметра x				
	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5
1	98.700	131.600	150.767	161.176	164.500
2	69.791	93.055	106.608	113.969	116.319
4	49.350	65.800	75.383	80.588	82.250
8	34.896	46.528	53.304	56.984	58.160
16	24.675	32.900	37.692	40.294	41.125
32	17.448	23.264	26.652	28.492	29.080
64	12.338	16.450	18.846	20.147	20.563
128	8.724	11.632	13.326	14.246	14.540
256	6.169	8.225	9.423	10.074	10.281
512	4.362	5.816	6.663	7.123	7.270

На рис. приведены рассчитанные значения величины γ , отображающие зависимость приведенной погрешности от числа статистических испытаний K при разных значениях величины параметра x из 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 видно, что приведенная погрешность вероятностного преобразования при равномерном распределении $R(t)$ меньше зависит от значения преобразуемого параметра x .

Случайная, равномерно распределенная функция позволяет получить целый ряд важных преимуществ. Линейность равномерного закона и нормирование в единичном диапазоне приводят к равенствам:

$$x^* = \frac{1}{K} \sum_{j=1}^K y_{a_j}; \gamma = \gamma_x, \quad (12)$$

и, как следствие, при линейном вероятностном преобразовании значение оценки параметра величины x будет получено с погрешностью равной погрешности вероятностного преобразования.

Как отмечалось выше, важнейшим свойством вероятностного преобразования является возможность восстановления значения исходного параметра x_i из его вероятностного отображения y_i . Знание интегрального закона распределения вспомогательной случайной функции $R(t)$ позволяет путем функционального преобразования определить оценку параметра величины x_i по найденному значению оценки математического ожидания вероятностного отображения.

Выражая из формулы абсолютной погрешности количество испытаний K , необходимое для того, чтобы погрешность не превышала допустимую, получаем:

$$\lceil K \rceil = \left(\frac{\sqrt{2}\Phi^{-1}(P)}{\Delta} \sqrt{x_i(1-x_i)} \right)^2. \quad (13)$$

Расчет количества испытаний K при различном значении абсолютной погрешности Δ и значение преобразуемого параметра x_i приведены в табл. 2.

Анализируя выражения (6), (7) и (13), можно прийти к выводу о том, что количество источников вспомогательных сигналов в значительной степени зависит

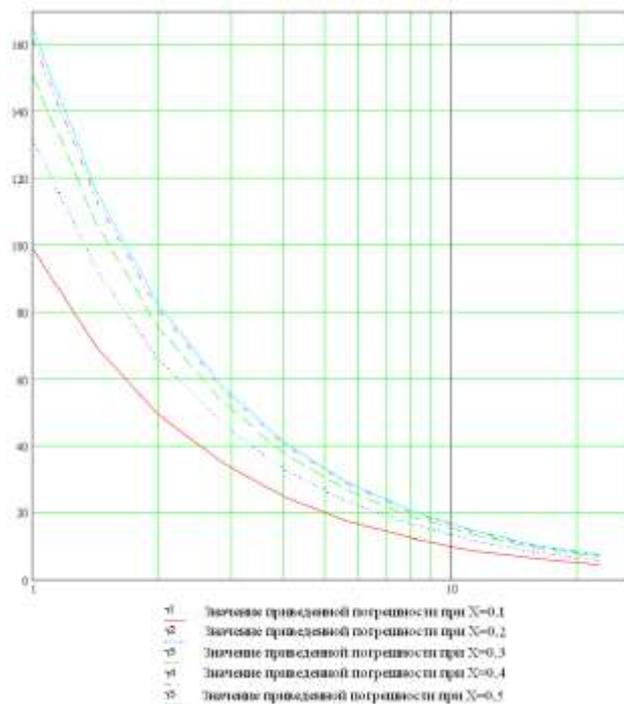


Рис. - Значения величины γ , отображающие зависимость приведенной погрешности от числа статистических испытаний K при разных значениях величины параметра x

от заданной погрешности преобразования, а также от значения величины x_i и, при прочих равных условиях, является максимальным при $x_i = 0,5$.

Таблица 2 - Количество испытаний K , необходимое для достижения допустимой погрешности при различном значении параметра x

Допустимая абсолютная погрешность, D	Значение параметра x				
	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5
1%	2436	4330	5683	6495	6766
2%	609	1083	1421	1624	1692
3%	271	482	632	722	752
4%	153	271	356	406	423
5%	98	174	228	260	271
6%	68	121	158	181	188
10%	25	44	57	65	68

Следует также отметить, что для простоты построения дискретных схем следует выбирать K равным ближайшей сверху степени двойки.

Таким образом, например, для достижения заданной абсолютной погрешности вероятностного преобразования $\Delta = 5\%$ количество испытаний будет равно $K = 512$, что в настоящее время.

Таким образом, становится очевидным основной недостаток вероятностной формы представления данных – обратная зависимость между точностью и быстродействием, что, в свою очередь, приводит к необходимости значительно сужать частотную область применения устройств для реализации заданной точности.

Решение данной проблемы возможно за счет применения параллельного вероятностного преобразования измеряемого сигнала [5].

Выводы. Всё рассмотренное выше позволяет сделать вывод о том, что при представлении информации в ИИС в виде вероятностных отображений при проектировании последних следует учитывать обратную зависимость между точностью и быстродействием. Наиболее целесообразно применять вероятностную форму представления данных в ИИС в случаях, когда решающими требованиями к аппаратному комплексу являются высокая живучесть и надёжность, малые затраты оборудования, полная автоматизация измерительно-вычислительного процесса при ограниченных требованиях к быстродействию.

Указанным требованиям отвечает широкий класс специальных информационно-измерительных систем, применяемых в энергетике при осуществлении радиационного, газового и экологического контроля.

Список литературы: 1. *Надёжность и эффективность в технике: Справочник в 10 т. Т.1. – Методология. Организация. Терминология.* – М.: Машиностроение, 1986. - 328 с. 2. *Гладкий В. С.* Вероятностные вычислительные модели. – М.: Наука, 1973. – 300 с. 3. *Сапожников Н.Е.* О вероятностном преобразовании информации // *Приборостроение.* – Вып.34, 1983. – С.31-38. 4. *Моисеев Д. В.* Преимущества первичных преобразователей «аналог-вероятность» / Д. В. Моисеев // *Зб. наук. пр. Академії військово-морських сил імені П.С. Нахімова.* – Севастополь: АМВС ім. П.С. Нахімова, 2011. – Вип. 1 (5). С 115-120. 5. *Моисеев Д. В.* Метод построения вероятностного широкодиапазонного спектрометра повышенной точности / Д.В. Моисеев, Н.Е. Сапожников // *Зб. наук. пр. СНУЯЕтаП.* – Севастополь: СНУЯЕтаП, 2010. – Вип. 2(34) С. 209–215.

Надійшла до редколегії 03.06.2013

Оценка точности и быстродействия при вероятностной форме представления информации/ Н. Е. Сапожников, Д. В. Моисеев, П. С. Бейнер, Н. В. Бейнер// Вісник НТУ «ХПІ». Серія: Нові рішення в сучасних технологіях. – Х: НТУ «ХПІ», – 2013. - № 38 (1011). – С.39-44 . – Бібліогр.: 5назв.

Проведена оцінка залежності точності і швидкодії при поданні дискретної інформації у вигляді імовірнісних відображень, що робить можливим застосування ймовірнісної форми подання інформації для побудови інформаційно-вимірювальних систем.

Ключові слова: ймовірна форма подання, точність, швидкодія.

Accuracy dependence on processing speed when discrete information in the form of a probabilistic mapping representing is estimated. It enables the application of probabilistic information representation form for information-measuring systems design.

Keywords: probabilistic form of presentation, accuracy, speed.

УДК 681.5

Л. Д. ЯРОЩУК, канд. техн. наук, доц., НТУУ «КПІ», Київ;

О. А. ЖУЧЕНКО, асистент, НТУУ «КПІ», Київ

НАЛАШТУВАННЯ НЕЧІТКОЇ СИСТЕМИ КЕРУВАННЯ РЕЖИМОМ ПУСКУ ПРОЦЕСУ ЕКСТРУЗІЇ ПОЛІМЕРІВ

Представлені результати налаштування нечіткої системи керування режимом пуску процесу екструзії полімерів. Показано, що факторами, які найбільш впливають на якість системи керування, є кількість термів лінгвістичних змінних та відповідні функції належності, діапазони вхідних змінних, а також складові бази правил. Запропоновані напрямки подальших досліджень.

Ключові слова: нечітка система, полімер, екструдер, режим пуску

Вступ. Сьогодні полімерна продукція використовується фактично у всіх областях людської життєдіяльності. Одним з основних технологічних процесів у виробництві полімерних матеріалів є процес екструзії. Підвищення загальної ефективності даного процесу пов'язане з забезпеченням ефективної роботи на кожній з його стадій. Однією із стадій процесу екструзії є режим його пуску, тобто переходу від стану, коли продукція не виробляється, до стану виробництва продукції із заданими якісними і кількісними характеристиками. Цей режим роботи є режимом непродуктивної витрати сировини та енергоресурсів і, значить, безпосередньо негативно впливає на показники ресурсо- та енергоефективності виробництва.

До теперішнього часу проведення пуску процесу екструзії залишається «мистецтвом оператора» [1], який, базується на власному досвіді та розумінні процесу, виконує функції багатовимірної системи керування. Тому підвищення ефективності пуску процесу екструзії пов'язано із створенням відповідної автоматичної системи керування.

Постановка задачі. Задача керування пуском процесу екструзії є достатньо складною, тому що сам процес характеризується багатопараметричністю, причому саме на стадії пуску його параметри змінюються найбільш інтенсивно. Технологічні ситуації, що виникають під час пуску, практично не повторюються, що не дозволяє створити програмну систему керування [2].

Останнім часом для автоматизації процесу пуску екструдерів застосовують