при визначенні коефіцієнта компактності контура необхідно використовувати значення периметра.

1. Исхакова Л.К., Молотова А.Ю., Щукин И.В. Исследование некоторых особенностей восприятия точечных изображений // Автометрия. – 1985. – №4. – С. 94 – 96.
2. Меденников П.А., Павлов Н.И. Обнаружение малоразмерных объектов на текстурном изображении // Оптический журнал. – Т. 70. – 2003. – № 4. – С. 82 – 86.
3. Семенков О.И., Абламейко С.В., Берейшик В.И., Старовойтов В.В. Обработка и отображение информации в растровых графических системах. – Минск: Наука и техника, 1989. – 181 с.
4. Жаботинский Ю.Д., Сердцев А.А. Системы технического зрения для промышленных роботов // Зарубежная радиоэлектроника. – 1985. – № 12. – С. 23 – 33.
5. Haralick R.M. A Measure for Circularity of Digital Figures // IEEE Trans. Syst., Man., Cybern., July, 1974. pp. 394 – 396.
6. Камінський Р.М. Підхід до побудови шкали складності розпізнавання зображень об'єктів в людино-машинних системах // Інформаційні технології і системи. – Т. 5. – 2002. – № 1-2. – С. 132 – 139.
7. Кориков А.М., Сырямкин В.И., Титов В.С. Корреляционные зрительные системы роботов. – Томск: Радио и связь, 1990. – 264 с.
8. Федер Е. Фракталы. – М.: Мир, 1991. – 254 с.
9. Петунин Ю.И., Шульдешов Г.А. Вычисление периметра плоской фигуры по ее дискретизованному изображению // Кибернетика. – 1986. – № 2. – С. 1 – 7.
10. Генкин В.Л., Ерош И.Л., Москалев Э.С. Системы распознавания автоматизированных производств. – Л.: Машиностроение, 1988. – 246 с.
11. Фролов С.А. Кибернетика и инженерная графика. – М.: Машиностроение, 1967. – 200 с.

О.Гарасимчук, В.Максимович
Національний університет "Львівська політехніка"

УДК 681.3

ОЦІНКА ЯКОСТІ АЛГОРИТМІВ ФОРМУВАННЯ ПУАССОНІВСЬКОГО ІМПУЛЬСНОГО ПОТОКУ

Досліджено кілька алгоритмів формування випадкових імпульсних потоків за законом розподілу, близьким до пуассонівського. Графічно наведено відносну похибку δ та оцінку за допомогою статистичного критерію χ^2.

Some algorithms of random pulse stream formation, that has close to Puasson distribution law, are researched. The graphic expression of relative error δ and estimation through statistical criterion χ^2 are represented.

1. Постановка проблеми

Сьогодні апаратні і програмні генератори випадкових та псевдовипадкових імпульсних послідовностей широко використовуються у вимірювальній, обчислювальній та інших галузях техніки, а також в біологічних, медичних і військових дослідженнях.

Серед таких генераторів важливу роль відіграють генератори, які генерують випадкові імпульсні потоки за пуассонівським законом розподілу.

Основною характеристикою випадкового імпульсного потоку є те, що імпульси з'являються у випадкові моменти часу і саме момент появи чергового імпульсу є випадковим параметром, а амплітуди і тривалості імпульсів є фіксованими постійними величинами.

Для простого пуассонівського потоку імовірність появи рівно k імпульсів за час t підпорядковується закону Пуассона [1, 2]:

$$P_k(Z,t) = \frac{(Zt)^k}{k!} e^{-Zt}, \tag{1}$$

де Z – середнє число імпульсів за одиницю часу (средня інтенсивність).

Пуассонівським законом розподілу описуються події, які трапляються дуже рідко. До таких подій можна віднести, наприклад, кількість частинок радіоактивного розпаду, які зареєстровані лічильником протягом деякого часового проміжку t, кількість викликів, які надійшли на телефонну станцію за час t, кількість родзинок в кексі, кількість дефектів у клаптику тканини або у стрічці фіксованої довжини і т.д.

Також простий потік пуассонівських імпульсів може використовуватися як вихідний потік для отримання більш складних потоків, наприклад, потоку Ерланга [2].

Отже, актуальною задачею сьогодні є пошук нових і модифікація старих алгоритмів для отримання пуассонівських імпульсних потоків, а також дослідження і оцінювання їх характеристик.

2. Аналіз останніх досліджень

Дослідженню генераторів імпульсних послідовностей з пуассонівським законом розподілу не завжди приділяється належна увага.

Для отримання випадкових імпульсних послідовностей за пуассонівським законом розподілу (так як і для інших розподілів, які відрізняються від рівномірного) виконують певну математичну чи логічну обробку випадкових рівномірно розподілених чисел, алгоритмам отримання яких сьогодні присвячено велику кількість праць [3, 4, 5]. Зокрема, в [2] запропоновано структурні схеми двох генераторів пуассонівських імпульсів потоків, але не наведено результати моделювання їх роботи, крім того, схеми мають низку недоліків.

Для досліджень і оцінки якості генераторів псевдовипадкових послідовностей використовують, в основному, дві групи тестів:

1. Графічні тести, за допомогою яких користувач отримує певні графічні залежності і на основі їх вигляду робить висновки про властивості псевдовипадкової послідовності, яка тестується.
2. Оцінкові тести, коли на основі певних критеріїв робиться висновок про ступінь близькості статистичних властивостей псевдовипадкової послідовності, що тестується, до дійсно випадкової послідовності.

Переважна більшість тестів придатна для тестування лише псевдовипадкових послідовностей за рівномірним законом розподілу, а для тестування послідовностей за законом розподілу, що відрізняється від рівномірного, існує обмежена кількість тестів.

Одним із поширених тестів для оцінки якості псевдовипадкових послідовностей, за допомогою якого можна тестувати і імпульсні послідовності за пуассонівським законом розподілу, є критерій [4, 6, 7].

3. Мета роботи

Метою роботи є дослідження декількох алгоритмів формування випадкових імпульсних потоків за законом розподілу, близьким до пуассонівського з використанням графічного наведення відносної похибки δ та оцінки за допомогою статистичного критерію χ^2.

4. Дослідження алгоритмів формування випадкових імпульсних послідовностей

Випадкові імпульсні послідовності, розподілені за законом, наближеним до пуассонівського, було отримано за допомогою моделювання на ПК за програмами, розробленими алгоритмічною мовою *Turbo Pascal*. Методика реалізації дослідження була такою:

- спочатку отримували числа за рівномірним законом розподілу (загальну кількість чисел позначимо *I*);
- весь інтервал значень цих чисел розбивали на підінтервали (величина підінтервалу n_{max} = 100 значень) для аналізу отриманого закону розподілу;
- факт формування імпульсу фіксували, порівнюючи ці числа з певними заданими значеннями.

Під час моделювання використовувалися такі способи отримання рівномірно розподілених випадкових чисел:

- стандартна функція алгоритмічної мови *Turbo Pascal* – random (для чисел, розподілених в діапазоні від 0 до 1);
- лінійний конгруентний метод:

$$X_{n+1} = \left(a \quad X_n + b\right) \bmod \bar{n}, \tag{2}$$

- математичний алгоритм [8]:

$$\begin{cases} E = \ln\dfrac{i+n}{n}, \\ W = \text{round}(E \cdot 10^j), \\ \\ B = W - d(W\,\text{div}(d)), \end{cases} \tag{3}$$

де i та n – поточні числа діапазону і піддіапазону відповідно, $d = 10^s$, s та j – цілі числа.

Загальна кількість згенерованих чисел при реалізації блоком обробки даного алгоритму:

$$I = i_{max} n_{max} , \tag{4}$$

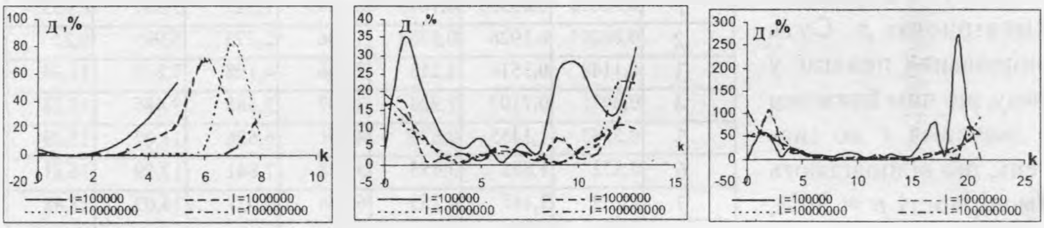
де i_{max} – максимальне значення діапазону (i_{max} = 1000, 10000, 100000, 1000000).

У конгруентному методі максимальний період повторення при правильно вибраних множнику a і приросту b може дорівнювати c, для чого були вибрані такі параметри: $a = 109$; $b = 12345$. Отже, у цьому випадку $I = c$.

У результаті моделювання було отримано значення кількості k імпульсів для фіксованих інтервалів часу. За цими значеннями обчислено статистичну ймовірність $P_{stat}(k)$ появи цих k імпульсів. Потім на основі статистичної $P_{stat}(k)$ і теоретичної $P_{stat}(Z, k)$ймовірностей визначено відносні похибки δ за формулою:

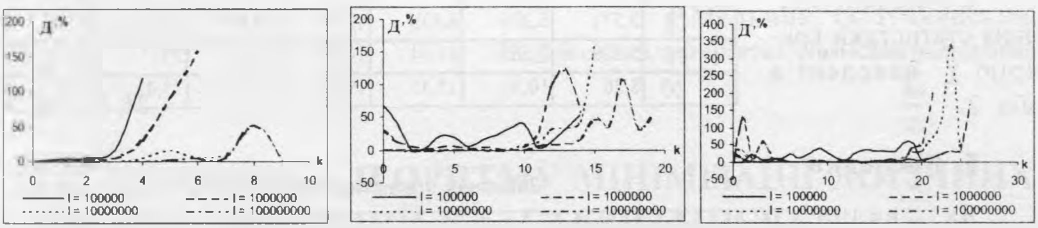
$$\delta = \frac{P_k(Z,t) - P_{stat}(k)}{P_{stat}(k)}\, 100\% . \qquad (5)$$

Графічно ці похибки зображено на рис. 1–3:



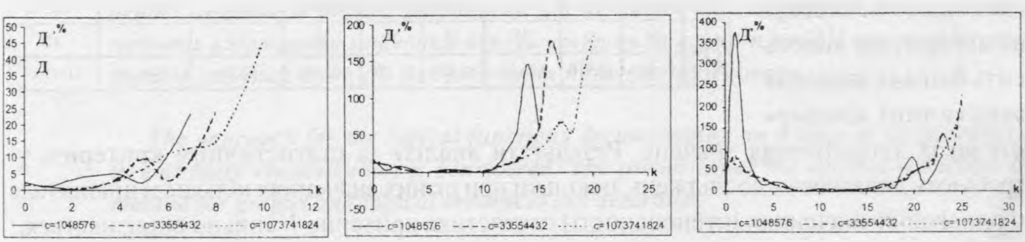
а) б) в)

Рис. 1. Відносні похибки при реалізації блоком обробки функції random: а) $Z = 1$; б) $Z = 5$; в) $Z = 10$



а) б) в)

Рис. 2. Відносні похибки при реалізації блоком обробки математичного алгоритму (3): а) $Z = 1$; б) $Z = 5$; в) $Z = 10$



а) б) в)

Рис. 3. Відносні похибки при реалізації блоком обробки лінійного конгруентного методу (2): а) $Z = 1$; б) $Z = 5$; в) $Z = 10$.

Також за формулою:

$$V = \sum_{k=0}^{m} \frac{\left(Y_k - i_{\max} p_k(Z,t)\right)^2}{i_{\max} p_k(Z,t)}, \tag{6}$$

де Y_k – кількість імпульсів, які потрапили в k-ту категорію, $i_{\max} = I/n$, було обчислено значення статистичного критерію χ^2 – V, на основі яких можна робити висновок про те чи значення псевдовипадкової послідовності, що тестується, є достатньо випадковими. Для оцінки отриманого результату було використано таблицю розподілу χ^2 (табл. 1) [4].

У рядках лівого стовпця вказане число "ступенів свободи" $\nu = m - 1$, а в графах – ймовірності p. Суть оцінювання полягає у тому, що чим ближчим є значення V до значень, що відповідають ймовірності p = 50%, тим кращими (випадковішими) вважаються результати.

Обчислені значення статистики критерію χ^2 наведені в табл. 2.

Таблиця 1

Розподіл χ^2

	p=99%	p=95%	p=75%	p=50%	p=25%	p=5%	p=1%
1	0,00016	0,00393	0,1015	0.4549	1,323	3,841	6,635
2	0.00201	0,1026	0,5753	1,386	2,773	5,991	9,21
3	0,1148	0,3518	1,213	2,366	4,108	7,815	11,34
4	0,2971	0,7107	1,923	3,357	5,385	9,488	13,28
5	0,5543	1,1455	2,675	4,351	6,626	11,07	15,09
6	0,872	1,635	3,455	5,348	7,841	12,59	16,81
7	1,239	2,167	4,255	6,346	9,037	14.07	18,48
8	1,646	2,733	5,071	7,344	10,22	15.51	20,09
9	2,088	3,325	5,899	8,343	11,39	16,92	21,67
10	2,558	3,94	6,737	9,342	12,55	18,31	23,21
11	3,053	4,5754	7,584	10,34	13,7	19.68	24,73
12	3,571	5,226	8,438	11,34	14,84	21,03	26,22
15	5,229	7,261	11,04	14.34	18,25	25	30,58
20	8,26	10,85	15,45	19,34	23.83	31,41	37,57

5. Висновки

Таблиця 2

Значення статистики критерію χ^2

		Random			*Ln*			Лінійний конгруентний метод		
		I = 100000	I = 1000000	I = 10000000	I = 100000	I = 1000000	I = 10000000	I = 1048576	I = 33554432	I = 1073741824
Z=1		6	6	7	6	6	6	7	7	9
	V	4.08	7.48	10.25	11.813	20.380	13.818	7.064	81,334	2364,77
Z=5		12	12	15	6	6	6	15	15	15
	V	12.534	17.79	161.79	17.61	28.661	10.070	25.37	457,49	14507,25
Z=10		20	20	20	20	20	20	15	15	15
	V	26.806	69.710	630.00	87.939	37.179	105 132	64.86	1641.24	51771.17

Як видно з графіків, малі значення похибки δ при значеннях k, близьких до Z, дозволяють зробити висновок, що досліджувані алгоритми мають досить близькі значення статистичної ймовірності до їх теоретичних значень. Результати аналізу за статистичним критерієм χ^2 потребують додаткових досліджень, оскільки при різних значеннях кількості циклів (але при однакових значеннях інтенсивності) статистика критерію V сильно відрізняється.

У загальному можна зробити висновок, що розглянуті алгоритми формування випадкових імпульсних послідовностей за законом розподілу, близьким до пуассонівського, можна використовувати на практиці.

1. Гмурман В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика. – М.: Высш. школа, 1977.
2. Бобнев М.П. Генерирование случайных сигналов. Изд. 2-е перераб. и доп. – М.: Энергия, 1971.
3. Гундарь К.Ю., Гундарь А.Ю., Янишевский Д.А., Защита информации в компьютерных системах. – К.: Корнейчук, 2000. – 152с., ил.
4. Кнут Д. Искусство программирования для ЭВМ. Пер. с англ. В 3-х т. – М.: Мир, 1977. – Т. 2. Получисленные алгоритмы. – 724 с.
5. Романец Ю.В., Тимофеев П.А., Шаньгин В.Ф. Защита информации в компьютерных системах и сетях / Под ред. В.Ф. Шаньгина: 2-е изд., перераб. и доп. – М.: Радио и связь, 2001. – 376 с.
6. Вероятностные распределения и математическая статистика // Сб. ст. АН УзССР, Ин-т математики им. В. И. Романовского; [Редкол.: С.Х. Сираджинов (отв. ред.) и др.]. – Ташкент, Фан, 1986. – 500 с.
7. Иванов М.А. Криптографические методы защиты информации в компьютерных системах и сетях. – М.: КУДИЦ - ОБРАЗ, 2001. – 368 с.
8. Гарасимчук О.І., Максимович В.М. Алгоритм формування пуассонівського імпульсного потоку // Вісник Нац. ун-ту "Львівська політехніка". – 2003. - №475. – С. 21-25.

Р.Мельник, О.Лучковський
Національний університет "Львівська політехніка"

УДК 621.38

ДОСЛІДЖЕННЯ АЛГОРИТМУ МІНІМІЗАЦІЇ ЛОГІЧНИХ ФУНКЦІЙ КЛАСТЕРИЗАЦІЄЮ

Розглянуто підхід до розв'язування задачі декомпозиції логічних функцій на основі нечіткого дерева згортання та нечіткої кластеризації. Описано особливості алгоритмів побудови дерева згортання вершин графів та аналітичних виразів логічних функцій для виділення незалежних змінних.

The approach for the logical functions decomposition on a base of fuzzy reduction tree or fuzzy clusterization is considered. The properties of the optimal reduction tree method for graphs and logical sentences are described.

Вступ

Для мінімізації логічних функцій відомі ряд методів, що базуються на картах Карно чи перетвореннях таблиць за методами Мак-Квейна чи Мак-Класкі. У цій роботі