

МАТЭМАТЫКА

УДК 519.240

С.Н. Гуз, М.Д. Юдин

ОДИН ПОДХОД К МОДЕЛИРОВАНИЮ ЭВОЛЮЦИИ ПЯТЕН
РАДИОАКТИВНОЙ ЗАРАЖЕННОСТИ

Часть I. Линейные направления

Эволюцию радиоактивных пятен в линейных направлениях мы рассматриваем как стохастически непрерывный [1] диффузионный процесс, модель которого получается в виде предельного распределения сумм случайных величин — приращений процесса [2].

Из стохастической непрерывности процесса следует, что при неограниченном размельчении отрезка времени $[0, t]$ система соответствующих приращений процесса становится системой равномерно бесконечно малых случайных величин [1].

1⁰. Мы предполагаем, что система серий приращений $\{\xi_{ns}\}_{s=1}^n$, $n = \overline{1, \infty}$, соответствующая системе разбиений отрезка $[0, t]$, при которых $\max_s \Delta t_{ns} \rightarrow 0$

при $n \rightarrow \infty$, удовлетворяет условию фундаментальных теорем 2.3 или 2.7 из [3], стр. 60 и 72. В частности, удовлетворяет естественным ограничениям зависимости между приращениями, требуемым в этих теоремах. В таких условиях, как показано в [3], суммы $S(t) = \sum_s \xi_{ns}$ будут иметь при $n \rightarrow \infty$ предельное распределение, логарифм характеристической функции (х.ф.) которого выражается по формуле

$$\psi(t) = \int_{-\infty}^{\infty} (e^{ix} - 1 - itx) \frac{1}{x^2} dK(x) - \frac{\sigma^2 t^2}{2} + itb \quad (1)$$

где $K(x)$ — спектральная функция Колмогорова величин $\eta_{ns} = \xi_{ns} - M\xi_{ns}$, σ^2 — предел суммы ковариаций (включая дисперсии), b — предел суммы математических ожиданий (м.о.) величин ξ_{ns} , а из области интегрирования исключен ноль.

По структуре формула (1) ничем не отличается от формулы Колмогорова (см., например, [4; 5]). Поэтому

1) определяемая формулой (1) функция $\psi(t)$ — логарифм безгранично делимой х.ф.,

2) каждое предельное распределение суммы приращений $\sum_{s=1}^n \xi_{ns}$ представимо в виде композиции нормального и конечного или бесконечного числа пуассоновских распределений [4; 5].

В п.2), во-первых, нормальное распределение может быть и вырожденным, во-вторых, само нормальное распределение может быть представлено в виде предела композиций пуассоновских распределений [4; 5]. Однако при моделировании удобно пользоваться композицией "готового" нормального распределения и пуассоновских распределений.

Из п.2), следует, что составляя композиции нормального и конечного числа пуассоновских распределений, мы можем сколь угодно точно аппроксимировать любое распределение случайной функции $S(t)$ при любом фиксированном t .

2⁰. Вообще говоря, в линейных направлениях, пересекающих радиационные пятна, степень зараженности не постоянна: она попеременно убывает и возрастает, причем колебания сходят на нет к границе пятна. Поэтому теоретическая плотность вероятности в модели должна быть, вообще говоря, многовершинна. Это обстоятельство заставляет нас принять концепцию, предложенную в [2], а именно, внутренние взаимодействия диффузирующих частиц и внешние воздействия на ход процесса обуславливают разделение его приращений на два типа: относительно малые приращения броуновского типа, которых подавляющее большинство, и относительно большие, различные, возможно, по длине, приращения, вызванные внешними факторами, такими, как перемещения среды, погодные условия, растаскивания и т.д.

Пусть ξ_{ns} — случайная величина — смещение диффузирующей частицы (радионуклида) за время Δt_{nk} , где Δt_{nk} — элементарные промежутки времени, полученные при разбиении отрезка $[0, t]$, $\sum_{k=1}^n \Delta t_{nk} = t$, $\{\xi_{nk}\}_{k=1}^n$ — система серий приращений, для которой $\max_k \Delta t_{nk} \rightarrow 0$ при $n \rightarrow \infty$, $S(t) = \sum_k \xi_{nk}$, $\eta_{nk} = \xi_{nk} - M \xi_{nk}$.

Математически наличие подавляющего большинства малых приращений процесса и относительно редких больших, различных длин, отражается в модели условиями [2]: при любом сколь угодно малом $\tau > 0$ и $n \rightarrow \infty$

$$\sum_{k=1}^n \int x^2 dP\{\eta_{nk} < x\} \rightarrow \sigma^2(t),$$

$$\sum_{k=1}^n \int dP\{\eta_{nk} < x\} \rightarrow \lambda_s(t), \quad s = -m_1, m_2, \quad s \neq 0,$$

$$\sum_{k=1}^n M \left(\eta_{nk}^2; \bigwedge_{s=-m_1}^{m_2} |\eta_{nk} - \alpha_s| \geq \tau \right) \rightarrow 0, \quad \text{где } \alpha_0 = 0,$$

$\alpha_{-m_1} < \alpha_{-m_1+1} < \dots < \alpha_{-1}$ — отрицательные, $\alpha_1 < \alpha_2 < \dots < \alpha_{m_2}$ — положительные числа. Кроме того, полагаем, что существует предел суммы ковариаций:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{s \neq p} M \eta_{ns} \eta_{np} = a(t),$$

и предел суммы м.о.: $\sum_{k=1}^n M \xi_{nk} \rightarrow l_0(t)$ в момент t .

В этих условиях из формулы (1) следует, что логарифм х.ф. распределения величины $S(t)$ будет выражен по формуле:

$$\psi(z, t) = \sum_{s=-m_1}^{m_2} \lambda_s(t) (e^{i\alpha_s z} - 1) - \frac{(\sigma^2(t) + a(t))z^2}{2} + iz \left(l_0 - \sum_{s=-m_1}^{m_2} \lambda_s(t) \alpha_s \right),$$

где $s \neq 0$, z — параметр х.ф., t — время. Отсюда получаем: в момент t , плотность вероятности распределения $S(t)$ в виде композиции нормального и пуассоновских распределений:

$$p(x, t) = \frac{e^{-\sum_{s=-m_1}^{m_2} \lambda_s} \left(x - \left(l_0 - \sum_{s=-m_1}^{m_2} \lambda_s \alpha_s \right) - \sum_{s=-m_1}^{m_2} k_s \alpha_s \right)^2}{\sqrt{2\pi(\sigma^2 + a)} \sum_{k_s=0, \forall s}^{\infty} e^{\frac{\sum_{s=-m_1}^{m_2} \lambda_s^k}{2(\sigma^2 + a)}} \prod_{s=-m_1}^{m_2} \frac{\lambda_s^{k_s}}{k_s!}, \quad s \neq 0, \quad (2)$$

3⁰. Обычно для получения первого приближения теоретической плотности (2) к фактической радиозараженности в линейных направлениях достаточно взять

две–три точки α_s и путем компьютерного варьирования параметров плотности (2) добиться хорошей адекватности. При этом можно использовать следующие приемы:

1. Сдвиг графика плотности. На рис. 1 вначале путем варьирования параметров и выбора единицы масштаба для плотности

$$p(x, t) = \frac{e^{-\lambda_1 - \lambda_2}}{\sqrt{2\pi(\sigma^2 + a)}} \sum_{k_1=0}^{\infty} \sum_{k_2=0}^{\infty} \frac{\lambda_1^{k_1} \lambda_2^{k_2}}{k_1! k_2!} e^{-\frac{(x - (\ell_0 - \lambda_1 \alpha_{-1} - \lambda_2 \alpha_2) - \alpha_{-1} k_1 - \alpha_2 k_2)^2}{2(\sigma^2 + a)}}, \quad (3)$$

получен подходящий вид кривой (3) с вершинами, еще не совпадающими с результатами измерений (справа $\alpha_{-1} = 0$ и $\alpha_1 = 2$, $\lambda_1 = 4$, $\sigma^2 + a = 0.33$, $\mu = (\ell_0 - \lambda_{-1} \alpha_{-1} - \lambda_1 \alpha_1) = 0$). Затем путем подбора значений μ сделан параллельный сдвиг, совместивший вершины кривой с максимумами результатов измерений (слева $\mu = -4.1$).

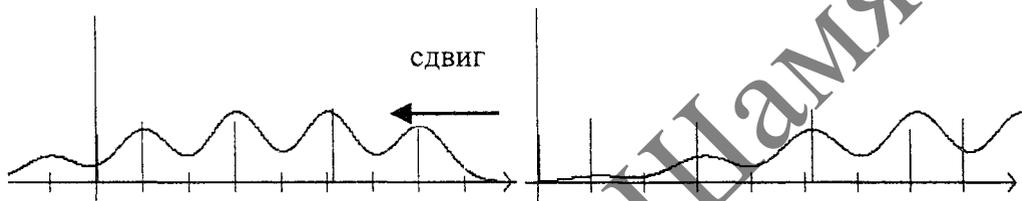


Рис. 1

2. Добавление новых точек α_s , носителей пуассоновской вероятности. Так на рис. 2 (левый график) вначале взята точка $\alpha_{-1} = -1.0$, $\lambda_{-1} = 2.3$, $\sigma^2 + a = 0.1$, $\mu = -1.9$. Но график плотности (3) не аппроксимировал часть зараженности по данному направлению. Добавление точки $\alpha_{-2} = -2.0$ позволило аппроксимировать зараженность по данному направлению (см. рис. 2 справа: $\alpha_{-1} = -1.0$ и $\alpha_{-2} = -2.0$, $\lambda_{-1} = 2.3$, $\lambda_{-2} = 1.8$, $\sigma^2 + a = 0.1$, $\mu = 1.1$).

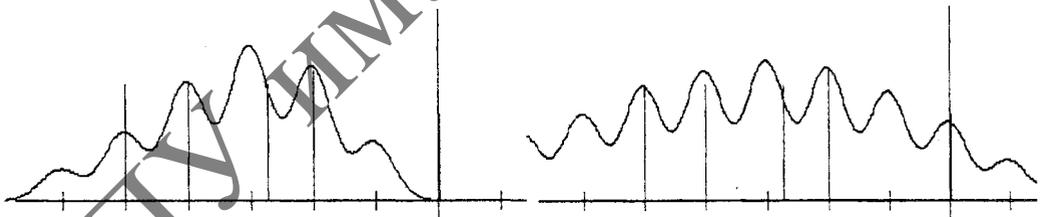


Рис. 2

3. Сложение плотностей. Можно аппроксимировать действительную картину зараженности по частям. Например, вначале подобрать плотность $p_1(x, t)$ для одной части, затем $p_2(x, t)$ для другой части данного линейного направления. Затем сложить графики этих плотностей, приписав им некоторые вероятностные веса:

$$p(x, t) = q_1 p_1(x, t) + q_2 p_2(x, t), \quad q_1 > 0, \quad q_2 > 0, \quad q_1 + q_2 = 1.$$

На рис. 3 показана одна из реализаций данного подхода. Заметим, что вначале масштабы по вертикали были увеличены, поскольку при сложении графиков с вероятностными весами масштабы уменьшаются.

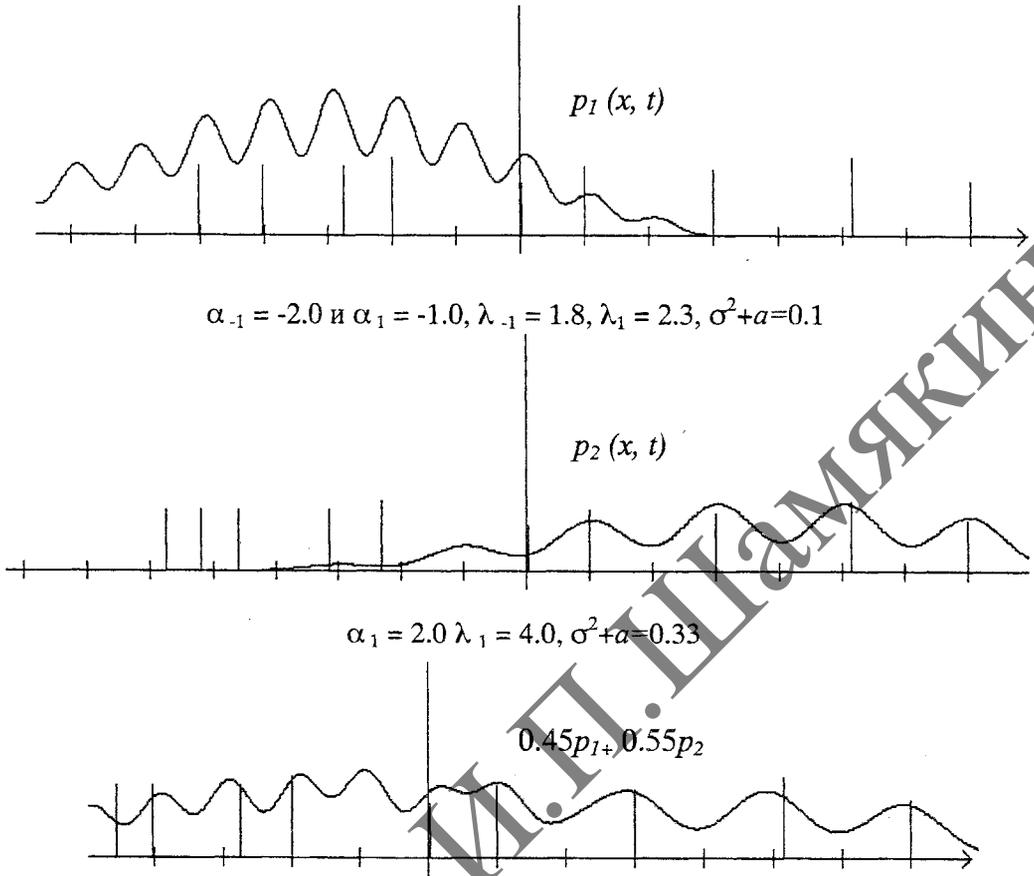


Рис.3

Замечание. При подборе аппроксимирующих графиков нами использовались замеры радиоактивной зараженности в районе пос. Мелешковичи Мозырского района, проведенные в 1988г. [6].

4⁰. Повторные наблюдения эволюции зараженности позволяет, вообще говоря, как-то интерполировать параметры теоретической плотности, что выведет на возможность какого-то прогнозирования процесса.

Моделирование по верным линейным направлениям, пересекающимся в одной точке, позволит, видимо, перейти к моделированию двумерными плотностями вероятности, с последующим получением изображений их поверхностей. Эта идея нами разрабатывается и будет реализована во второй части исследований по данному направлению.

Разумеется, степень зараженности уменьшается в результате естественного распада. это обстоятельство отразится в модели соответствующим уменьшением масштаба по вертикали.

Заметим, наконец, что плотность (3) удовлетворяет неоднородному уравнению теплопроводности [2]:

$$\frac{\partial p(x, t)}{\partial t} = \frac{1}{2} \frac{\partial^2 p(x, t)}{\partial x^2} + f(x, t),$$

которое в теории вероятностей называют неоднородным уравнением диффузии. Явный вид функции $f(x, t)$ указан в [2]. Эта функция появляется в результате

учета воздействий внешних факторов на процесс путем введения пуассоновских компонентов.

Литература

1. Гихман И.И., Скороход А.В. Теория случайных процессов. Т. 1. – М., 1971.
2. Юдин М.Д. Один подход к моделированию диффузионного процесса// Весті АН Беларусі. Сер. фіз.-мат. навук. – 1994. – №2. С.58–60.
3. Юдин М.Д. Сходимость распределений сумм случайных величин. – Минск: Университетское, 1990.
4. Лозв М. Теория вероятностей. – М., 1962.
5. Петров В.В. Суммы независимых случайных величин. – М., 1972.

Summary

The intensity of infection rate on linear directions intersecting a radiation spot is modelled with the purpose of prediction of its changes of aircraft attitude.

Поступила в редакцию 5.06.01.