

**Висновок**

Успіх ботів суттєво визначається складністю їх роботи для людини, вони знаходять широке застосування у різних галузях та різних інформаційних системах. Боти є потужним інструментом і мають вплив на майже кожен сегмент мережі Інтернет.

**СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ**

1. Implementing Automated Agents (Bots) using the RTC Client API [Електронний ресурс]. – Режим доступу: <https://msdn.microsoft.com/en-us/library/ms946698.aspx>
2. Методы борьбы с DDoS-атаками [Електронний ресурс]. – Режим доступу: <https://habrahabr.ru/post/129181/>

**ПРИМЕНЕНИЕ МЕТОДОВ ТЕОРИИ НЕЛИНЕЙНЫХ ДИНАМИЧЕСКИХ СИСТЕМ ПРИ АНАЛИЗЕ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ЗАБОЛЕВАЕМОСТИ РАЗЛИЧНЫМИ КОЖНЫМИ ПАТОЛОГИЯМИ В УКРАИНЕ**

**Антонова И.В., Чикина Н.А.**

*Национальный технический университет «Харьковский политехнический институт»  
61002, г. Харьков, ул. Курпичева, 21, каф. высшей математики, тел. (057) 7076-693  
E-mail: anira2004@mail.ru*

**Постановка проблемы.** В некоторых классах кожных заболеваний время от времени возникают вспышки роста заболеваемости. Прогнозирование заболеваемости различными кожными патологиями необходимо для разработки перспектив реального им противодействия. Наличие прогнозного значения уровня заболеваемости соответствующими кожными патологиями позволит планировать эффективные меры профилактики для различных социальных групп населения.

В представленной работе рассматриваются вопросы, связанные с анализом временных рядов, характеризующих динамику заболеваемости в Украине различными кожными патологиями.

**Анализ литературы.** Наиболее известным приложением теории нелинейных систем с хаотическим поведением является прогнозирование динамики порождаемых ими временных рядов.

Применение методов теории нелинейных динамических систем (НДС) к анализу временных рядов основано на предположении, что имеющийся ряд описывает поведение изучаемой системы, и это единственная доступная информация о ней. По известной теореме Такенса для адекватного описания динамической системы в целом достаточно единственного временного ряда.

Анализ временных рядов методами НДС приобретает все более широкое распространение. По терминологии теории НДС процесс, описываемый временным рядом, содержит в себе детерминированный хаос, или, проще говоря, является хаотическим. С точки зрения линейных методов анализа – это стохастические процессы. Нелинейный анализ показывает, что с одной стороны, эти процессы нельзя причислить к детерминированным, с другой стороны, абсолютно случайными они также не являются. Другими словами, прогнозирование состояния системы с определенной точностью возможно, но лишь краткосрочное.

Источником информации о состоянии здоровья населения являются данные, содержащиеся в официальной статистической отчетности МОЗ Украины [1]. В исследованиях [2] отмечалось отсутствие тренда в динамике показателей заболеваемости некоторыми кожными патологиями, что делает практически невозможным качественный прогноз заболеваемости даже на один шаг.

Авторами в [3] исследовался соответствующий временной ряд методами фрактального анализа. В качестве показателя стабильности исходного временного ряда был выбран индекс фрактальности  $\mu$  [4]. Полученное в результате вычислений значение  $\mu = 0,66 \pm 0,073$ , то есть  $\mu > 0,5$ , интерпретируемое как флэт, говорит о состоянии относительной стабильности исследуемого процесса. Степень влияния настоящего на будущее при анализе временного ряда определялась корреляционным соотношением  $C = 2^{2H-1} - 1$  [4].

К формальным характеристикам хаотических процессов в теории НДС относятся, в первую очередь, фазовое пространство и аттрактор. В работе [5] представлены результаты реконструкции авторами аттрактора изучаемой динамической системы. Отмечено, что имеет место бифуркация аттрактора. Обычно это связано с появлением у системы таких изменений состояния, которые могут быть интерпретированы как скачкообразные или близкие к ним.

Комплексная методика анализа хаотических временных рядов, порождаемых нелинейными биологическими или социальными системами, методами нелинейной динамики предполагает использование, в том числе, показателя Ляпунова [6].

**Целью** настоящих исследований является анализ устойчивости траектории заболеваемости различными кожными патологиями в Украине по ее временным реализациям с помощью показателя Ляпунова.

Одной из особенностей хаотического поведения системы является неустойчивость траекторий, принадлежащих аттрактору. Количественной мерой этой неустойчивости являются показатели Ляпунова – динамические характеристики аттрактора системы. Поскольку критерием хаотической динамики является наличие положительного старшего показателя Ляпунова, то естественный интерес представляет возможность его оценки на основании обработки заданного временного ряда

Траектории, выпущенные из первоначально близких точек, могут сходиться к одной точке, расходиться, или и то и другое может происходить попеременно. В хаотических системах траектории, близкие в начальный момент, экспоненциально расходятся за незначительное время. Характеристикой именно такого расхождения как раз и является показатель Ляпунова. При этом расстояние  $\delta(t)$  между траекториями изменяется по закону  $\delta(t) = \delta_0 \exp(\lambda_p t)$ . Показатель Ляпунова  $\lambda_p(x)$  является легко вычисляемым критерием хаотического поведения траекторий: если  $\lambda_p(x) > 0$ , то близкие в начальный момент траектории разбегаются, и поведение системы может быть хаотическим. Оценка показателя Ляпунова осуществлялась авторами по методу сравнения точек эволюции фазовой траектории [6].

Пусть задан скалярный эквидистантный временной ряд  $\{x(t_i)\}_{i=1}^n$ , измерения которого  $x(t_i)$  в моменты наблюдений  $t_i, i = \overline{1, n}$ , характеризуют заболеваемость в Украине некоторым классом кожных патологий (рис. 1).

В соответствии с методом сравнения точек эволюции фазовой траектории оценку старшего показателя Ляпунова  $\lambda_p(x_1)$  для траектории  $x_i = x(t_i), i = \overline{1, n}$ , дискретного временного ряда  $x_{t+1} = f(x_t)$  авторы проводили по формуле

$$\lambda_p(x_1) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln |f'(x_i)|$$

соответствующей определению  $\lambda_p(x_1)$  при условии, что этот предел существует.

Проведенные расчеты показали, что для заданного временного ряда  $\lambda_p(x_1) \approx 1,18$ , т.е.  $\lambda_p(x) > 0$ . Это дает основание полагать, что траектория временного ряда анализируемой динамической системы является хаотической.

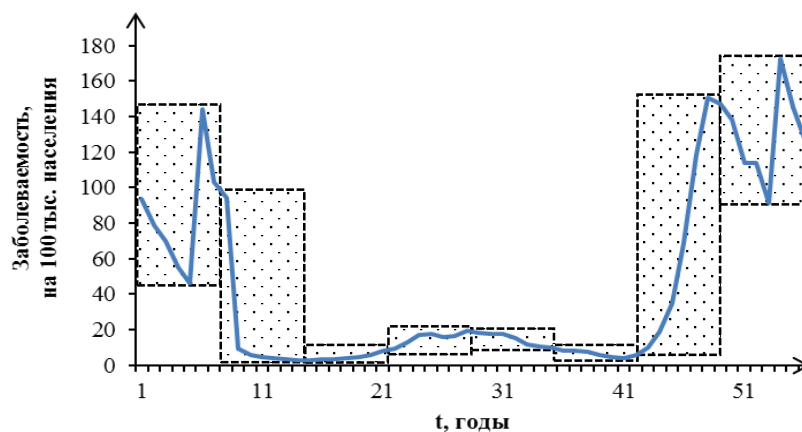


Рис. 1

#### ЛИТЕРАТУРА:

1. Показники лікувально-профілактичної допомоги хворим шкірними і венеричними захворюваннями в Україні // Відп. за випуск Голубчиков М.В. – Київ: Центр медичної статистики МОЗ України, 2007. – 110 с.
2. Волкославская В.Н. О квазипериодичности в динамике заболеваемости сифилисом и основных направлениях организации борьбы с ИППП в Украине / В.Н. Волкославская, А.Л. Гутнев, Н.А. Чикина // Труды науч.-практ. конф. «Актуальные проблемы дерматологии и венерологии». – Одесса: ОГМУ. – 2003. – С. 25-26.

3. Антонова И.В. Применение методов фрактального анализа к исследованию временных рядов / И.В. Антонова, Н.А. Чикина // Вестник НТУ «ХПИ». Серия: Информатика и моделирование. – Харьков: НТУ «ХПИ». – 2015. – № 21. – С. 9-14.
4. Старченко Н.В. Локальный анализ хаотических временных рядов с помощью индекса фрактальности / Н.В. Старченко // Автореф. дисс. на соискание ученой степени кандидата физ.-мат. наук, Москва, 2005. – 22 с.
5. Антонова И.В. Применение метода фазовых траекторий при анализе показателей заболеваемости различными кожными патологиями в Украине / И.В. Антонова, Н.А. Чикина // Интеллектуальные системы принятия решений и проблемы вычислительного интеллекта: Материалы международной научной конференции. – Херсон: ХНТУ, 2015. – С. 17-19.
6. Братусь А.С. Динамические системы и модели в биологии / А.С. Братусь, А.С. Новожилов, А.П.

## ЭКОНОМИЧЕСКИЕ АСПЕКТЫ ИНФОРМАЦИОННОЙ БЕЗОПАСНОСТИ

Архипов А.Е.

*Национальный технический университет Украины «Киевский политехнический институт»  
г. Киев, проспект Победы, 37, sonet0515@gmail.com*

В работах [1] был рассмотрен ряд моделей информационных рисков и их применение для анализа экономико-стоимостных отношений в ситуации «атака/защита» в информационной сфере. Предложенные модели характеризуются очевидной преемственностью структуры и параметров, однако при этом содержат и некоторые отличия, обуславливающие при определенных условиях появление существенной дифференциации свойств моделей. При формировании модели риска использовалась трехфакторная формула риска вида

$$R = P_t P_v q = P_t \frac{q}{q + sc} q, \quad (1)$$

где  $P_t$  – вероятность возникновения (активации) угрозы  $T$  у атакующей стороны  $A$  (злоумышленника) относительно некоторого информационного ресурса  $I$ ,  $P_v$  – вероятность удачного использования атакующей стороной уязвимостей информационной системы (ИС), приводящая к реализации угрозы  $T$ ,  $q$  – убытки, возникающие в этом случае. В общем случае  $P_v$  – обобщенная (интегрированная) вероятность успешного проведения комплекса атак, порожденных существованием совокупности уязвимостей ИС (включая уязвимости самой системы защиты информации (СЗИ)). Значение вероятности  $P_v$  зависит от степени защищенности ИС, которая в свою очередь обусловлена объемом инвестиций  $c$  в СЗИ и учитывается эвристической моделью в виде дроби в правой части выражения (1) [2, 3]. Значение  $s$  в знаменателе дроби – коэффициент, возможный диапазон значений которого связан с существующей в мировой практике зависимостью между уровнем инвестиций  $c$  в СЗИ и ценностью  $q$  критической информации для ее владельца (сторона  $B$ ). Для коммерческой тайны  $c = (0,05 \div 0,20) q$  [3, 4], а границы для  $s$  определяются из условия:  $s \geq 10 \div 60$ . Из формулы (1) очевидно, что при отсутствии критической информации в ИС (т.е.  $q = 0$ ) вероятность  $P_v = 0$ . Для  $q \gg sc$ , т.е. при значительном уровне критичности ресурса  $I$  и низких затратах на создание и функционирование СЗИ, вероятность  $P_v \rightarrow 1$ , что соответствует объективной невозможности обеспечения адекватного уровня защиты критической информации в ИС. При нулевом инвестировании в СЗИ вероятность  $P_v = 1$ , поэтому исходное значение интегрального информационного риска равно  $R_1 = P_t q$ . Инвестирование в СЗИ средств в размере  $c$  приводит (при условии рациональных расходов этих средств на нужды защиты) к тому, что вероятность успешного использования уязвимости становится меньше 1, то есть  $P_v < 1$ . Остаточный риск в этом случае равен  $R = P_t P_v q$ . Таким образом величина потерь, которые удастся предотвратить благодаря инвестированию в СЗИ, составляет

$$R_1 - R = P_t q - P_t P_v q = (1 - P_v) P_t q = P_s P_t q, \quad (2)$$

а соответствующая «прибыль» -  $\Delta_R = R_1 - R - c = (1 - P_v) P_t q - c$ . С учетом формулы (1) величина  $\Delta_R$  оказывается нелинейно зависящей от объема инвестиций  $c$ , а максимум этой зависимости определяет значение эффективных инвестиций  $c_{eff \max}$  [3, 4], для которого прибыль на единицу инвестируемых