

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ ТЕХНОЛОГИЙ МНОГОАГЕНТНЫХ СИСТЕМ ПРИ ОБРАБОТКЕ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ

С.А. Поттосина., Т.М. Музычина

Белорусский государственный университет радиоэлектроники и информатики, ул.П.Бровки, 6, Минск, 220069, тел 2398992, БЕЛАРУСЬ, Pottosina@belcaf.minsk.by

ABSTRACT

The possibility of using multi-agent technology for computer analyze time series when sampling times constitute Poisson stream of events is considered. The following problems are discussed: filtration of Poisson stream intensity and the estimation of time series trend when the moments of measuring are known exactly, known with mistake, and only their order is known.

Ключевые слова: модель «клиент-сервер», многоагентная система, пуассоновский поток, фильтрация интенсивности, тренд, среднеквадратическая погрешность

1. ВВЕДЕНИЕ

Многоагентные системы являются объединением объектно-ориентированной технологии программирования и технологии искусственно-го интеллекта. Технологии многоагентных систем расширяют возможности технологий распределенного программирования. Сфера использования их достаточно широка - от индустриального и коммерческого применения (процессы контроля и управления различными ресурсами, информационный и стратегический менеджменты, электронная коммерция) до мониторинга в области здравоохранения и окружающей среды [1]. Подготовка специалистов в области экономической информатики предусматривает изучение современных прикладных информационных технологий и их использование при решении различных прикладных задач, в частности при статистической обработке временных рядов.

Большинство исследований по анализу временных рядов относятся к ситуациям, когда измерения, составляющие временной ряд, получены через равные промежутки времени. В последнее время появилось много публикаций, посвященных обработке статистических рядов при случайных моментах измерений. Случайные моменты производства измерений имеют место в телеметрических системах съема данных со спутников, годе, кроме регулярных измерений, замеры осуществляются всякий раз,

когда наступает событие типа срабатывание датчика, выход значения контролируемого параметра за определенные пределы и т.п. В экономических системах часто возникают ситуации, когда моменты измерений, порождающие временной ряд, случайны. В торговле, в системах управления запасами, в банках и страховых компаниях приход клиента происходит в случайные моменты времени и величина операции, производимая с эти клиентом, есть также случайная величина. В докладе рассматривается возможность использования технологии многоагентных систем для обработки временных рядов при случайных моментах измерений.

2. АЛГОРИТМЫ ФИЛЬТРАЦИИ ИНТЕНСИВНОСТИ ПУАССОНОВСКОГО ПОТОКА

Имеется флуктуирующий пуассоновский поток событий, интенсивность которого $\lambda(t)$ является стационарным случайным процессом с математическим ожиданием $M\lambda(t)=\lambda_0$ и корреляционной функцией $R(\tau)=M\{\lambda(t)\lambda(t+\tau)\}$. На промежутке $[0, T]$ наблюдаются моменты наступлений $t_1, t_2, t_3, \dots, t_N$ событий потока, причем число N этих событий случайно. В качестве критерия оптимальности фильтрации интенсивности потока выбирается минимум среднеквадратичной погрешности $\varepsilon^2 = M_{t,\lambda}\{(\lambda(t) - \hat{\lambda}(t))^2\}$

в оценке $\hat{\lambda}(t)$ интенсивности в момент измерения. Символ $M_{t,\lambda}\{\dots\}$ означает усреднение по моментам прихода событий, их числу, а также по флуктуациям интенсивности $\lambda(t)$. Предлагается три варианта фильтрации. В соответствии с одним из них, оценка интенсивности имеет вид $\hat{\lambda}(t) = \sum_{i=1}^N \varphi(t-t_i) + C$, где C - константа, определяемая из требования несмещенности оценки $\hat{\lambda}(t)$; $\varphi(t)$ - некоторая функция, доставляющая минимум среднеквадратич-

ной погрешности ε^2 . Оптимальный вид импульсной характеристики $\varphi(t)$ удовлетворяет некоторому интегральному уравнению [3,4]. Последнее приводится к дифференциальному уравнению вида $\varphi''(t) - k^2\varphi(t) = 0$, если корреляционная функция процесса $\lambda(t)$ имеет вид $R(t) = \lambda_0^2 + \sigma^2 \exp(-\gamma |t|)$, где $k^2 = \gamma^2 + 2\gamma\sigma^2\lambda_0^{-1}$. Его решением является функция вида $\varphi(t) = C_1 e^{-kt} + C_2 e^{kt}$, где C_1 и C_2 определяются формулами:

$$C_1 = (k - \gamma) \left[1 + \frac{k - \gamma}{k + \gamma} \left[\frac{k + \gamma}{k - \gamma} e^{2kT} - \frac{k - \gamma}{k + \gamma} \right]^{-1} \right];$$

$$C_2 = (k + \gamma) \left[\frac{k + \gamma}{k - \gamma} e^{2kT} - \frac{k - \gamma}{k + \gamma} \right].$$

Минимальная среднеквадратичная погрешность ε^2 , соответствующая найденной импульсной характеристике, определяется формулой

$$\varepsilon_{\min}^2 = \sigma^2 \left(1 - \frac{C_1}{k + \gamma} (1 - \exp(-(k + \gamma)T)) - \frac{C_2}{k - \gamma} (e^{(k - \gamma)T} - 1) \right)$$

Второй вариант фильтрации реализуется рекуррентным фильтром вида

$$\hat{\lambda}(t) = \hat{\lambda}(t_i) \varphi(t - t_i) \quad (t_i < t < t_{i+1});$$

$$\hat{\lambda}(t_{i+1}) = \hat{\lambda}(t_i) \varphi(t_{i+1} - t_i) + \psi(t_{i+1} - t_i).$$

Возможен широкий выбор функций $\varphi(t)$ и $\psi(t)$, в частности, возможен вариант фильтрации, когда $\varphi(\tau) = e^{-\alpha\tau}$; $\psi(\tau) = \alpha e^{-\alpha\tau}$. В этом случае формула для среднеквадратичной ошибки принимает вид.

$$\varepsilon^2 = R(0) - 2\alpha \int_0^{\infty} e^{-\alpha u} R(u) du + \alpha^2 \lambda_0 \int_0^{\infty} e^{-2\alpha u} du + \alpha^2 \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} e^{-\alpha(u+v)} R(u-v) dudv$$

Заменяя $R(u)$ на $\lambda_0^2 + R_0(u)$, после несложных преобразований получаем окончательное выражение для среднеквадратичной ошибки:

$$\varepsilon^2 = R_0(0) + \alpha \lambda_0 - 2\alpha \int_0^{\infty} R_0(u) e^{-\alpha u} du + \alpha^2 \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} e^{-\alpha(u+v)} R_0(u-v) dudv$$

Зная вид функции $R_0(u)$, можно найти оптимальное значение параметра α рекуррентного фильтра, минимизирующее ε^2 . Это значение параметра α удовлетворяет уравнению

$$\lambda_0 - \int_0^{\infty} (1 - \alpha u) e^{-\alpha u} R_0(u) du = 0.$$

Если $R_0(u) = \sigma^2 e^{-\gamma|u|}$, где $\gamma^{-1} = \tau_k$ - время корреляции процесса $\lambda(t)$, то среднеквадратичная ошибка определяется формулой $\varepsilon^2 = \sigma^2 \left(\alpha S + \frac{1}{1 + \alpha \gamma^{-1}} \right)$, где $S = \lambda_0 / \sigma^2$. Это выражение имеет минимум по α при выполнении условия $S < \tau_k$. Находя положение минимума, получаем $\alpha = \sqrt{\gamma S^{-1}} - \gamma$, при этом $\varepsilon^2 = \sigma^2 (\sqrt{S\gamma} (2 - \sqrt{S\gamma}))$, и при малых отношениях S / τ_k среднеквадратичная погрешность может быть достаточно малой [5].

Третий вариант фильтрации предусматривает для оценки рекуррентный фильтр со смещением, работающий в соответствии с формулами

$$\hat{\lambda}(t) = \hat{\lambda}(t_i) e^{-\alpha(t-t_i)}, \quad (t_i < t < t_{i+1});$$

$$\hat{\lambda}(t) = \hat{\lambda}(t_i) e^{-\alpha t_i} + p e^{-\alpha t_i} + l \quad (\tau_i = t_{i+1} - t_i),$$

где α, p, l - некоторые числа. В [5] получена формула для среднеквадратичной погрешности ошибки. Приравнявая нулю производную $\partial \varepsilon^2 / \partial l$, получаем оптимальное значение параметра $l = \lambda_0 (1 - \beta / \alpha)$, при котором

$$\varepsilon^2 = \beta^2 \frac{\lambda_0}{\alpha} + \left(\frac{\beta^2}{\alpha} - 2\beta \right) \int_0^{\infty} R_0(u) e^{-\alpha u} du + R_0(0)$$

где $\beta = l + p$. Приравнявая нулю производную $\partial \varepsilon^2 / \partial \beta$, определяем оптимальное значение параметра $\beta = [\alpha l / (\lambda_0 + l)] < \alpha$, где

$$l = \int_0^{\infty} R_0(u) e^{-\alpha u} du \quad \text{при} \quad \text{котором}$$

$\varepsilon^2 = R_0(0) - \alpha l^2 / (\lambda_0 + l)$. Приравнявая нулю производную $\partial \varepsilon^2 / \partial \alpha$, можно получить уравнение, определяющее оптимальное значение параметра α .

В частном случае, когда $R_0(u) = \sigma^2 \exp(-\gamma|u|)$, имеют место форму-

$$\text{т.г. } \varepsilon^2 = \sigma^2 \left[1 - \frac{x}{(1+x)(1+S_0+S_0x)} \right],$$

$I = (\alpha + \gamma)^{-1}$, где $x = \alpha\tau_k$, $S_0 = S/\tau_k$, а оптимальное значение параметра α равно $\alpha = \gamma\sqrt{1+S_0^{-1}}$. При оптимальных значениях параметров α , β и I значение среднеквадратичной ошибки определяется формулой $\varepsilon^2 = \sigma^2(1 - 1/(\sqrt{1+S_0} + \sqrt{S_0})^2)$. Заметим, что в случае фильтра со смещением оптимальное значение параметра α существует при любых значениях отношения S/τ_k .

3. ОРГАНИЗАЦИЯ СРАВНЕНИЯ И ВЫБОРА АЛГОРИТМОВ ФИЛЬТРАЦИИ МНОГОАГЕНТНОЙ СИСТЕМОЙ

В многоагентных системах агент рассматривается как программный модуль, способный обновлять структуру данных, посредством которой он выполняет свои функции и проявляет свою активность. Особенность агентно-ориентированного программирования состоит в том, что фиксируются состояния модулей с помощью определенных компонент, называемых убеждениями, возможностями, выбором и другими подобными характеристиками. Вычисление состоит из обработки информации, послышки требований, предложений, выражения согласия, отказа, помощи друг другу, выработки решения. Для реализации своих функций агент должен обладать по крайней мере следующими возможностями – реактивностью, активностью, социальной способностью, автономностью [2]. Наиболее популярной моделью обмена информацией между агентами распределенной системы является модель «клиент-сервер», в которой сервер – всегда активный процесс, ожидающий запрос от клиента, обрабатывающий его и отсылающий ответ клиенту.

Авторами разработана программа сравнения и выбора алгоритмов фильтрации, в которой проводится имитационное моделирование моментов $\{t_i\}$ временного ряда, фильтрация флюктуирующего пуассоновского потока, расчет погрешностей алгоритмов фильтрации и проводится построение графиков зависимостей погрешности ε^2 как функции параметров τ_k , λ_0 и σ^2 для различных вариантов фильтрации. Программа реализована в среде Delphi 3.0 с использованием модели «клиент-сервер», где ка-

ждый из клиентов (экспертов) выполняет свои функции: одни формируют начальные параметры и условия моделирования, отсылают их в виде текстового пакета на сервер для последующей обработки, другие – получают необходимые данные, обрабатывают их и выводят результаты на печать или в виде файлов для последующего их использования.

Программа состоит из серверной части (модуль Server.exe) и приложений экспертов (модули Expert1.exe, Expert2.exe, Expert3.exe). Сервер является ядром системы и поэтому берет на себя следующие функции: –установка сеанса связи с экспертами; –получение от экспертов параметров, их соответствующая обработка и отсылка готовых результатов обратно экспертам. Главная функция серверной части – управление информацией, поступающей от экспертов. Сервер работает в автоматическом режиме и не требует постоянного участия человека. Модули Expert1.exe, Expert2.exe, Expert3.exe реализуют соответственно интерфейсную часть клиентов, выступающих в качестве экспертов.

Для поддержания работы клиентского и серверного приложений в сети используются компоненты TClientSocket –на клиентском и TServerSocket–на серверном приложениях. Для того, чтобы произошло подключение клиента к серверу, необходимо инициализировать сокет. В серверном приложении TServerSocket устанавливается в активное состояние уже при запуске программы. В клиентском приложении после присвоения свойству Active значения true, сокет инициализируется и начинает поиск. Когда серверный сокет обнаружен и установлено соединение с сервером, происходит событие property OnConnect:TSocketNotifiEvent. На сервере все подключившиеся клиенты автоматически заносятся как элемент свойства Connections.Меню. “Сервер/Установить соединение” используется для соединения с сервером. При выборе этого меню появляется диалог, в котором необходимо ввести имя пользователя и пароль. После ввода осуществляется попытка установить соединение. В случае неудачи выдается соответствующее сообщение об ошибке, иначе – сообщение о том, что соединение установлено. Меню “Сервер/Разорвать соединение” предназначено для разрыва соединения с сервером. После успешного подключения Экспертам необходимо указать параметры модели и условия моделирования.

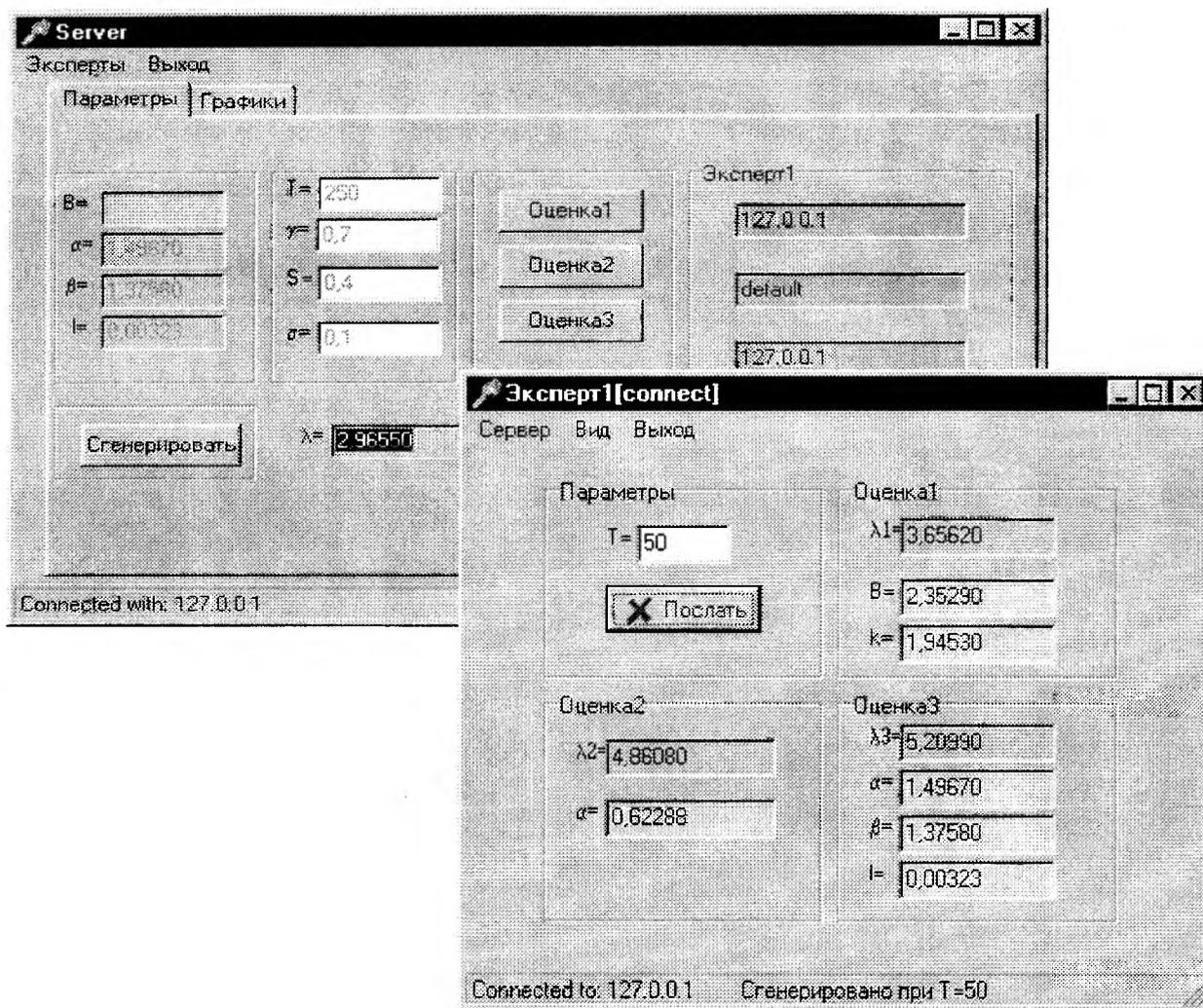


Рисунок 1. Интерфейс модулей “Сервер” и “Эксперт 1”

Основной функцией Эксперта 1 является генерация моментов наступления событий $t(i)$ и получение оценок интенсивности потоков. Чтобы это осуществить, Эксперт 1 должен выбрать меню “Вид/Параметры”, затем “Вид/Оценки” и ввести значение периода T для моделирования моментов наступления событий. Затем нажатием кнопки “SEND”, параметры отсылаются на сервер, где и осуществляется расчет оценок интенсивности. Результат отсылается обратно Эксперту 1.

Основная функция Эксперта 2 – это вычисление минимальной среднеквадратичной погрешности ε^2 и построение графиков зависимостей погрешности ε^2 от S . Для построения графиков, необходимо ввести в соответствующие компоненты значения S , γ , σ . Затем эти данные отсылаются на сервер, где они обраба-

тываются. Обратно Эксперт 2 получает пакет данных, по которым он строит графики зависимостей среднеквадратичной погрешности (Рис. 2)

В функции Эксперта 3 входит анализ ошибок фильтрации, распространение результатов работы первых двух экспертов и принятие решений о наилучшем алгоритме фильтрации для той или иной реальной ситуации. Для этого необходимо, выбрав Эксперт 1/Эксперт 2, сделать запрос на сервер. Результаты, которые отображаются в специальном компоненте ТМето, при необходимости можно записать в файл или распечатать на принтер. Заметим, что при решении реальной задачи оценки интенсивности входного потока Эксперт 1 отправляет на сервер не данные моделирования, а файл с реальными моментами поступления событий.

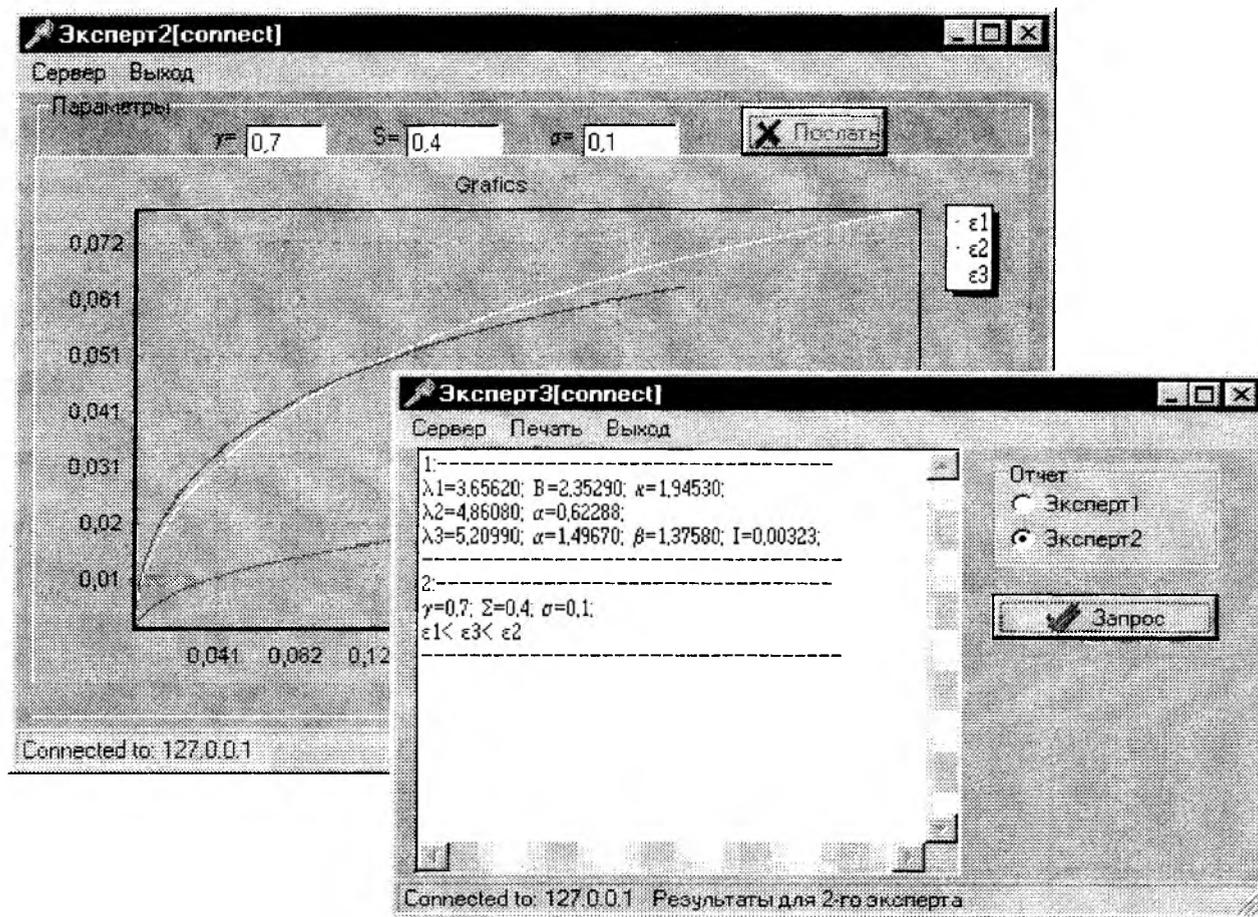


Рисунок 2. Интерфейс модулей “Эксперт 2” и “Эксперт 3”

4. ВЫДЕЛЕНИЕ ТРЕНДОВ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ ПРИ СЛУЧАЙНЫХ МОМЕНТАХ ИЗМЕРЕНИЙ

Рассмотрена проблема выделения трендов временных рядов, когда моменты времени, в которые производятся измерения, случайны и образуют пуассоновский поток. Случайные моменты производства измерений имеют место в телеметрических системах съема данных со спутников, в экономических системах (системы управления запасами, страховые компании, банки), когда приход заявки происходит в случайные моменты времени и величина операции, производимой с заявкой, есть тоже случайная величина.

Измеренные значения $x(t_i)$ представимы в

$$x(t_i) = \sum_{k=1}^s \theta_k \varphi_k(t_i) + n_i,$$

где θ_k - неизвестные параметры, $\varphi_k(t_i)$ - известные функции времени, а n_i - случайные добавки. Задача выделения тренда сводится к оценке параметров θ_k , $k = 1, 2, \dots, s$. модели. Исследовано три ситуации: моменты измерений

известны точно; моменты измерений неизвестны, но известен их порядок и ошибки измерений; относительно моментов измерений известен лишь их порядок [6, 7].

Для первого и второго типа ситуаций предложен линейный алгоритм оценки параметров тренда, дающий асимптотически нормальные оценки. Для третьей ситуации предложено два алгоритма оценивания. Один из них основан на модификации метода наименьших квадратов, а второй построен из эвристических соображений. С целью проверки правильности и работоспособности предложенных алгоритмов проведено их имитационное моделирование, которое позволило уточнить пределы применимости предложенных оценок и те значения объемов выборки, с которых оценки параметров могут считаться асимптотически нормальными

Для построения оценок $\hat{\theta}_k$ параметров θ_k при известных моментах измерений обычно используют метод наименьших квадратов, в соответствии с которым, находится минимум статистики

$$R = \sum_{i=1}^N (x_i - \sum_{k=1}^s \theta_k \varphi_k(t_i))^2$$

Явное выражение вектора оценок $\hat{\theta}$ для вектора параметров θ имеет вид $\hat{\theta} = (\varphi^T \varphi)^{-1} \varphi^T x$, где φ – матрица с элементами $\varphi_{ki} = \varphi_k(t_i)$, x – вектор-столбец из элементов $x(t_i) = x_i$. Как показали результаты имитационного моделирования, при измерениях в случайные моменты времени для получения хороших оценок требуются выборки достаточно большого объема – порядка 100 и выше. Поэтому был предложен упрощенный алгоритм оценки параметров θ , не требующий обращения матрицы $(\varphi^T \varphi)^{-1}$. Элементы

$$\text{матрицы } (\varphi^T \varphi) \text{ имеют вид } \sum_{i=1}^N \varphi_k(t_i) \varphi_l(t_i).$$

$$\text{Введем обозначение } \varphi_{kl} = \int_0^T \varphi_k(u) \varphi_l(u)$$

$du)/T$. В силу сходимости почти наверное

$$\text{соотношение } \sum_{i=1}^N \varphi_k(t_i) \varphi_l(t_i) \text{ можно заменить}$$

соотношением $\lambda T \varphi_{kl}$. Тогда при больших объемах можно приближенно считать, что $(\varphi^T \varphi) = \lambda T \Phi$, $(\varphi^T \varphi)^{-1} = (1/\lambda T) \Phi^{-1}$, где $\Phi = (\varphi_{kl})$. Заметим, что Φ^{-1} есть числовая матрица. Оценки параметров принимают вид $\hat{\theta} = \Phi^{-1} (1/\lambda T) (\varphi^T x)$ и элементы вектор-столбца $(1/\lambda T) (\varphi^T x)$ суть статистики вида $(1/\lambda T)$

$$\sum_{i=1}^N \varphi_k(t_i) x_i, k = 1, 2, \dots, s.$$

В ситуации, когда значения величин t_i неизвестны, а известен лишь порядок измерений $0 < t_1 < t_2 < \dots < t_N < T$ и число измерений N , невозможно воспользоваться обычным МНК, поскольку моменты измерений нам неизвестны. Необходима модификация метода. Эта модификация заключается в том,

$$\text{что в формуле } R = \sum_{i=1}^N (x_i - \sum_{k=1}^s \theta_k \varphi_k(t_i))^2$$

вместо $\varphi_k(t_i)$ используются их условные математические ожидания $\varphi_{ki} = \varphi_k(t_i) = M[\varphi_k(t_i)/N]$, полученные при условии, что на интервале $[0, T]$ было произведено N измерений. При пуассоновском потоке моментов измерений величины φ_{ki}

$$\text{определяются формулой } N! \int_0^T (t/T)^{i-1} (1-t/T)^{N-i}$$

$\varphi_k(t) / (T(i-1)!(N-i)!)$, по которой при известных $\varphi_k(t)$ эти условные математические ожидания могут быть вычислены. Достаточно трудно доказать, что в асимптотическом случае при $\lambda \rightarrow \infty$ имеет место приближенная формула $\varphi_{ki} = \varphi_k(Ti/N+1) = \varphi_k(Ti/N)$, $i=1, 2, \dots, N$. После того, как найден приближенно явный вид оценок φ_{ki} , можно найти и явный вид оценок параметров θ_k . В матричном обозначении они имеют вид $\hat{\theta}_k = (1/N) (\varphi^T \varphi)^{-1} \varphi^T x$, что и дает явное выражение для оценок неизвестных параметров

Рассмотрим случай, когда моменты измерений известны с ошибками, т.е. вместо величин t_i нам известны величины $t_i + \zeta_i$, где ζ_i , – погрешность измерения. Предполагается, что ζ_i – независимые нормальные величины с нулевым математическим ожиданием и дисперсией σ_0^2 . Вновь будем считать, что моменты измерений образуют пуассоновский поток и измеренные значения $x(t_i) = x_i$

$$\text{представимы в виде } x(t_i) = x_i = \sum_{k=1}^s \theta_k \varphi_k(t_i) + n_i$$

Оценки параметров будем искать по модифицированному методу наименьших квадратов из условия минимума величины

$$R = \sum_{i=1}^N (x_i - \sum_{k=1}^s \theta_k \varphi_k(t_i))^2, \text{ где } \varphi_k(t_i) =$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} \varphi_k(t_i) p(t_i / \tau_i) dt_i \text{ есть условное среднее}$$

функции $\varphi_k(t_i)$ при условии, что τ_i известно. При $N \gg 1$ приближенно можно считать, что величина t_i является нормальной случайной величиной с $M[t_i/N] = T i/(N+1)$ и $D[t_i/N] = T^2 i(N+1-i)/(N+1)^2 (N+2)$. Величина τ_i при фиксированном t_i тоже является нормальной величиной с математическим ожиданием $M[\tau_i/N] = t_i$ и дисперсией $D[\tau_i/N] = \sigma_0^2$. Согласно свойствам многомерных нормальных величин, условная плотность вероятностей $p(t_i / \tau_i)$ при известном значении τ_i и числе измерений N будет тоже нормальной величиной, причем, ее характеристики нетрудно вычислить. Поскольку $p(t_i/\tau_i)$, входящая в формулу для $\varphi_k(t_i)$, известна, появляется возможность

вычислить интеграл
$$\varphi_k(\tau_i) = \int_{-\infty}^{\infty} \varphi_k(t_i) p(t/\tau_i) dt_i.$$

При некоторых конкретных видах $\varphi_k(t_i)$ этот интеграл достаточно просто вычисляется. Зная величины $\varphi_k(\tau_i)$, можно получить и явный вид оценок $\hat{\theta}_k$ параметров θ_k .

Как видно из изложенного выше, во всех трех ситуациях необходимо выполнять идентичные вычислительные действия, связанные с обработкой массивов векторов и матриц для получения оценок параметров тренда с последующим нахождением матрицы ковариаций этих оценок. Последняя позволяет провести анализ качества полученных оценок. Применение технологий многоагентных систем к программной реализации матричных алгоритмов позволит не только провести параллельные вычисления оценок трендов временных рядов для различных ситуаций, но и выбрать ту из них, которая адекватна реальным данным. Выбор сопровождается анализом качества оценок и сообщением этой информации пользователю.

5. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Создание программного обеспечения анализа временных рядов при случайных моментах измерений с использованием многоагентных технологий расширит возможности организации мониторинга экономических процессов. Последние отличает большая подвижность вследствие структурных сдвигов в народном хозяйстве, смены механизма управления, изменения склонности к политике потребления и сбережения, движения цен, научно-технического прогресса, кредитно-финансовой политики. Погружение

будущего специалиста в реальную среду современных информационных технологий должно происходить не только на занятиях по информатике и программированию, но и при изучении смежных дисциплин, связанных с обработкой информации. Выполнение курсовых работ в конкретных предметных областях, в частности по анализу временных рядов, с использованием современных информационных технологий способствует тому, что студент от теоретического знания технологий программирования переходит к их самостоятельному применению.

ЛИТЕРАТУРА

1. РААМ-97(1997) Proceedings of the First International Conference on the Practical Application of Intelligent Agents and Multi-agent Systems. London
2. Трахтенгерц Э. А. Взаимодействие агентов в многоагентных системах. // Автоматика и телемеханика, № 9, 2000 г.
3. Поттосина С.А., Терпугов А.Ф. Фильтрация дважды стохастических рекуррентных точечных процессов // Радиотехника, 1991.-№12.-с.20-25.
4. Поттосина С.А., Терпугов А.Ф. Линейная фильтрация случайных процессов при измерениях в случайные моменты времени // Изв.высш. учебн.завед., сер.Физика, 1994.-№2.-с.67-72.
5. Поттосина С. А., Трушкин С. Ю. Сравнительный анализ алгоритмов фильтрации флуктуирующих пуассоновских потоков // Автоматика и вычислительная техника, Мн.1993.
6. Идрисов Ф.Ф. Выделение трендов временных рядов при измерениях в случайные моменты времени // Изв.высш. учебн.завед., сер.Физика, 1995.-Т.38.-№3.-с.3-10.
7. Идрисов Ф.Ф. Выделение трендов временных рядов при наличии ошибок в измерениях моментов времени // Изв.высш. учебн.завед., сер.Физика, 1996.- Т.39.-№4.-с.11-16.

К ВОПРОСУ ОБНАРУЖЕНИЯ ПРЕДАВАРИЙНЫХ СОСТОЯНИЙ ТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ

В.В. Шахов

Институт Вычислительной Математики и Математической Геофизики Сибирского Отделения Российской Академии Наук, пр. Лаврентьева, 6, 630090, РОССИЯ, тел. (3832) 39-62-11, shakhov@rav.sccc.ru

АННОТАЦИЯ

Рассматривается статистическая задача обнаружения экстремального режима функционирования технической системы, обусловленного отказом некоторых компонент системы

при сохранении общей работоспособности. Предполагается, что объект может функционировать в предаварийном режиме некоторое фиксированное время без потерь.

Требуется обнаружить наступление указанного режима, при этом объявляя ложную тре-