

МИНИСТЕРСТВО ОБРАЗОВАНИЯ И НАУКИ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ
НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ
ТОМСКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ
ИНСТИТУТ ОПТИКИ АТМОСФЕРЫ СО РАН им. В.Е. ЗУЕВА



НОВЫЕ ИНФОРМАЦИОННЫЕ ТЕХНОЛОГИИ В ИССЛЕДОВАНИИ СЛОЖНЫХ СТРУКТУР

**МАТЕРИАЛЫ
ДВЕНАДЦАТОЙ КОНФЕРЕНЦИИ С МЕЖДУНАРОДНЫМ УЧАСТИЕМ
4–8 июня 2018 г.**

*Мероприятие проведено при финансовой поддержке
Российского фонда фундаментальных исследований (проект № 18-07-20033)*

Томск
Издательский Дом Томского государственного университета
2018

Результаты расчетов моделей методом комитетов и линейным разделением представлены в табл. 3.

Т а б л и ц а 3

Результаты линейного разделения и разделения КБ из 5 членов

Метод	Обучающаяся выборка		Контрольная выборка	
	Множ. 1	Множ. 2	Множ. 1	Множ. 2
Линейная классификация	59.25%	58.62%	48.70%	46.84%
КБ из 5 членов	63.79%	61.51%	50.32%	51.65%

Литература

1. Мазуров Вл.Д. Метод комитетов в задачах оптимизации и классификации. М. : Наука, 1990. 248 с.
2. Элдер А. Как играть и выигрывать на бирже: Психология. Технический анализ. Контроль над капиталом. М. : Альпина Паблишер, 2016. 472 с.

ОЦЕНИВАНИЕ ЧИСЛА СОСТОЯНИЙ СИНХРОННОГО ДВАЖДЫ СТОХАСТИЧЕСКОГО ПОТОКА СОБЫТИЙ

Е.Н. Беккерман, И.С. Шмырин

Национальный исследовательский Томский государственный университет, Томск, Россия
javajive@yandex.ru, is21@mail.ru

В настоящее время исследованию различных математических моделей дважды стохастических потоков событий с кусочно-постоянной случайной интенсивностью посвящена обширная литература (см. литературу диссертационных работ [1,2]). В подавляющем числе работ исследование ведется в предположении известного (априорно заданного) числа состояний интенсивности потока, однако, для реальных потоков событий число состояний интенсивности, как правило, неизвестно. В связи с этим возникает необходимость оценивания числа состояний интенсивности дважды стохастического потока событий по наблюдениям за моментами времени наступления событий потока.

В качестве исследуемой модели дважды стохастического потока событий рассматривается одна из наиболее распространенных [3–6] моделей – синхронный дважды стохастический поток событий с конечным числом состояний. Приводится подробное описание математической модели синхронного потока событий на основе [7], рассматривается задача оценивания числа состояний синхронного потока событий по наблюдениям за потоком. Вводится понятие интервала постоянства интенсивности синхронного потока событий, доказывается закон распределения длительности интервала постоянства интенсивности синхронного потока с использованием методики [8]. С учетом существующих исследований [9,10] обосновывается возможность использования теоретических и практических результатов, полученных при решении задачи оценивания числа состояний асинхронного потока событий, для решения задачи оценивания числа состояний синхронного потока событий.

Литература

1. Нежелская Л.А. Автореферат дис. ... доктора физико-математических наук / Нац. исслед. Том. гос. ун-т. Томск, 2017.
2. Сиротина М.Н. Автореферат дис. ... кандидата физико-математических наук / Нац. исслед. Том. гос. ун-т. Томск, 2017.
3. Нежелская Л.А., Сидорова Е.Ф. Алгоритм оптимального оценивания состояний обобщенного синхронного потока событий второго порядка // Математическое и программное обеспечение информационных, технических и экономических систем : материалы V Международной молодежной научной конференции / под общ. ред. И.С. Шмырина. 2017. С. 105–113.
4. Сиротина М.Н., Горцев А.М. Оценка максимального правдоподобия длительности мертвого времени в модулированном синхронном дважды стохастическом потоке событий // Вестник Томского государственного университета. Управление, вычислительная техника и информатика. 2016. № 1 (34). С. 50–64.
5. Горцев А.М., Сиротина М.Н. Совместная плотность вероятностей значений длительности интервалов между соседними событиями модулированного синхронного дважды стохастического потока в условиях непродлевающего мертвого времени // Известия высших учебных заведений. Физика. 2015. Т. 58, № 11-2. С. 127–132.
6. Нежелская Л.А., Крюкова Н.С. Оптимальная оценка состояний синхронного потока событий в условиях непродлевающего мертвого времени // Известия высших учебных заведений. Физика. 2015. Т. 58, № 11-2. С. 158–163.
7. Бушланов И.В., Горцев А.М., Нежелская Л.А. Оценка параметров синхронного дважды стохастического потока событий // Автоматика и телемеханика. 2008. № 9. С. 76–93.
8. Василевская Т.П., Загородняя М.Е., Шмырин И.С. О соотношении моделей МАР-потока событий и асинхронного, полусинхронного и синхронного дважды стохастического потока событий // Вестник Томского государственного университета. 2004. № S9 (II). С. 138–144.

9. Беккерман Е.Н. Автореферат дис. ... кандидата физико-математических наук / Нац. исслед. Том. гос. ун-т. Томск, 2017.
 10. Беккерман Е.Н., Катаев С.Г., Катаева С.С. Эвристический метод аппроксимации случайного потока событий МС-потоком с произвольным числом состояний // Автоматика и телемеханика. 2013. № 9. С. 20–33.

PARAMETER ESTIMATION AND CHANGE-POINT DETECTION FOR AR(P)/ARCH(Q) PROCESS WITH UNKNOWN PARAMETERS*

S.E. Vorobeychikov, Yu.B. Burkatovskaya

Tomsk Polytechnic University, Tomsk, Russia

Tomsk State University, Tomsk, Russia

International Laboratory Statistics of Stochastic Processes and Quantitative Finances, Tomsk, Russia

tracey@tpu.ru

The problem of change point detection arises often in different applications connected with time series analysis, financial mathematics, image processing etc. Sequential methods include a special stopping rule that determines a stopping time. Due to a special stopping rule, we construct statistics with variances bounded from above by a known constant. Consequently, we can estimate non-asymptotically the probabilities of false alarm and delay, but we also investigate asymptotic properties of the statistics.

We consider scalar autoregressive process AR(p)/ARCH(q) specified by the equation

$$x_k = \lambda_1 x_{k-1} + \dots + \lambda_p x_{k-p} + \sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 x_{k-1}^2 + \dots + \alpha_q x_{k-q}^2} \xi_k$$

Here $\{\xi_k\}_{k \geq 1}$ – is a sequence of independent identically distributed random variables with zero mean and unit variance. The density distribution function $f_\xi(x)$ of $\{\xi_k\}_{k \geq 1}$ is strictly positive for any value of x . Parameters $\Lambda = [\lambda_1, \dots, \lambda_p]$ and $A = [\alpha_0, \dots, \alpha_q]$ are supposed to be unknown.

Since the noise variance of the observed process is unbounded from above, we transform the model; hence, we obtain a model with the noise variance bounded from above by an unknown constant. For parameter estimation of the process, we construct a special factor Γ_n at the interval $[0, n+s]$, where $s = \max\{q, p\}$, to compensate the influence of the unknown constant. Then, we estimate autoregressive parameters by using this factor in the frame of sequential procedure. We introduce a stopping time $\tau(H)$ depending on the positive parameter H and construct a weighted least-squares sequential estimator on the interval $[n+1, \tau]$. Due to the stopping time and the weights, the standard deviation of the estimator is bounded from above by a known constant, which is inversely proportional to H . Also we prove a variant of vector central-limit martingale theorem, which allows investigating asymptotic properties of the estimator.

Suppose that after a certain instant θ , parameter vectors (Λ, A) change their values from (Λ_0, A_0) to (Λ_1, A_1) , and $\|\Lambda_0 - \Lambda_1\|^2 \geq \Delta$. We construct a series of sequential estimation plans $(\tau_i, \hat{\Lambda}_i)$, where $\{\tau_i\}$ is the increasing sequence of the stopping instances ($\tau_0 = -1$), and $\hat{\Lambda}_i$ is the guaranteed parameter estimator on the interval $[\tau_{i-1}+1, \tau_i]$. Then we choose an integer $l > 1$ and associate the statistic J_i with the i -th interval for all $i > l$

$$J_i = (\hat{\Lambda}_i - \hat{\Lambda}_{i-l})^T (\hat{\Lambda}_i - \hat{\Lambda}_{i-l}).$$

This statistic is the squared deviation of the estimators with numbers i and $i-l$. The proposed statistics change their expectation after a change point. That allows us to construct the following change-point detection algorithm. The J_i values are compared with a certain threshold δ . The change point is considered to be detected when the value of the statistic exceeds δ .

The probabilities of false alarm P_0 and the probability of delay P_1 in any observation cycle $[\tau_{i-1}+1, \tau_i]$ are important characteristics of any change point detection procedure. Due to the application of the guaranteed parameter estimators in the statistics, we can obtain the upper bounds for these probabilities

$$P_0 \leq \frac{4(H+p-1)}{\delta H^2}, \quad P_1 \leq \frac{4(H+p-1)}{(\sqrt{\Delta} - \sqrt{\delta})^2 H^2}.$$

Asymptotic properties of the estimators let us establish the following asymptotic upper bounds of the error probabilities. For ergodic AR(p)/ARCH(q) process and for sufficiently large H we obtain the inequalities

$$P_0 \leq 4 \left(1 - \Phi \left(\frac{\sqrt{\delta} H}{2\sqrt{(H+p-1)}} \right) \right), \quad P_1 \leq 4 \left(1 - \Phi \left(\frac{(\sqrt{\Delta} - \sqrt{\delta}) H}{2\sqrt{(H+p-1)}} \right) \right).$$

* Authors are supported by the RFBR grant № 16-01-00121.