TEMPUS PROJECT IB-JEP-25054-2004
Training Centre for Actuaries and Financial Analysts

EUROPEAN COMMISSION
Directorate -- General Education and Culture

ABSTRACTS

INTERNATIONAL SUMMER SCHOOL
"INSURANCE AND FINANCE: SCIENCE, PRACTIC AND EDUCATION"

25 June – 1 July 2006
Foros (Crimea, Ukraine)

Kyiv 2006

Organizers:

Kyiv Taras Shevchenko National University (Ukraine)
Mälardalen University (Sweden)
Training Centre for Actuaries and Financial Analysts
Ukrainian Actuarial Society
State Commission for Regulation of the Financial Services Markets of Ukraine.

Organizing Commettee:

Yulia Misura (Kyiv, Ukraine)-co-chairman
Dmitrii Silvestrov (Västerås, Sweden)- co-chairman
Oleksandr Borysenko (Kyiv, Ukraine)- secretary
Yurii Ivanko (Kyiv, Ukraine)
Evelina Silvestrova (Västerås, Sweden)
Nadija Zinchenko (Kyiv, Ukraine)
Galina Bagro (Kyiv, Ukraine)

International Summer School "**Insurance and Finance: Science, Practice and Education"** was held under the support of the EU within the framework of the EU TEMPUS PROJECT IB-JEP-25054-2004 "Training Centre for Actuaries and Financial Analysts "

Main topics:

- Actuarial Sciences
- Analytical Methods in Finance
- Educational Actuarial Programs
- Training Center for Actuaries and Financial Analysts
- Life Insurance, Pension Insurance and Non-Life Insurance in Ukraine: Practices and Analysis of Problems
- Compulsory Insurance of Public Responsibility of Transport Owners: First Year Analytics
- Problems of Insurance Business in Ukraine and Actuarial Support of Insurance Companies Activity.

INVITED LECTURES

TRAINING CENTER FOR ACTUARIES AND FINANCIAL ANALYSTS – ACTIVITY AND PLANS

Oleksandr Borysenko
Kyiv Taras Shevchenko National University
E-mail: odb@univ.kiev.ua

Description of activity of Training Center for Actuaries and Financial Analysts on the base of Kyiv Taras Shevchenko National University will be presented. The content of training courses for actuaries within the British Examination System will be discussed.

МЕТОДИКА ФОРМУВАННЯ РЕЗЕРВІВ ІЗ СТРАХУВАННЯ ЖИТТЯ

(*Розпорядження Держфінпослуг № 24 від 27.01.2004* **)**

Деменко Тетяна Анатоліївна
Держфінпослуг
Головний спеціаліст відділу методології
недержавного пенсійного забезпечення
та страхування життя
Бутова Віра Василівна
Головний спеціаліст відділу методології
недержавного пенсійного забезпечення
та страхування життя

Основні принципи оцінки вартості грошових зобов'язань страховика за договорами страхування життя: принципи формування та склад математичних резервів, вимоги до базису розрахунку та модифікації.

Аналіз Положень про формування резервів, які подаються страховиками до Держфінпослуг.

Пропозиції щодо вдосконалення Методики.

COOPERATION WITH DAV (GERMAN ACTUARIAL ASSOCOATION) AND EAA (EUROPEAN ACTUARIAL ACADEMY)

Nadiia Zinchenko
Kyiv Taras Shevchenko National University
E-mail: znm@univ.kiev.ua

The overview of European Actuarial Academy syllabuses will be presented.

A TWO-FLUID ACTUARIAL MODEL WITH AN ALTERNATING PAYOFF POLICY

D. G. Konstantinides

Department of Statistics and Actuarial - Financial Mathematics,
University of the Aegean, Karlovassi, GR-83 200 Samos, Greece
E-mail address: konstant@aegean.gr

N.U. Prabhu

Department of Operations Research and Industrial Engineering,
276 Rhodes Hall, Cornell University,
Ithaca, New York 14853-3801, USA
E-mail address: questa@orie.cornell.edu

In this paper we consider the model for an actuarial problem dealing with two types of claims and payoffs subject to seasonal switching. Claims are assumed to occur in a fluid fashion whereas payoffs are made at a unit rate so long as claims remain to be paid.

The distribution properties of the accumulated claim sizes $\{Z_1(t), Z_2(t)\}$ are derived at finite time as well as in steady state. We first investigate this process embedded at the successive switching points. This process is Markovian with independent components. In continuous time the components $\{Z_1(t), Z_2(t)\}$ are also independent for each finite t, but are dependent in steady state.

Extensions are possible to the case of three or more inputs with release over a sequence of intervals of fixed or variable lengths.

References

[1] Feller, W. (1971) An Introduction to Probability Theory and Its Applications. Vol. II. Second edition. Wiley, New York.
[2] Gani, J. and Pyke, R. (1960) The content of a dam as the supremum of an infinitely divisible process. J. Math. and Mech. 9, 639–652.
[3] Gerber, H.U. and Shiu, E.S.W. (2005) On Optimal Dividends: From Reflection to Refraction. Preprint.
[4] Kingman, J.F.C. (1963) On Continuous Time Models in the Theory of Dams. J. Australian Math. Soc. 3, 480–487.
[5] Moran P.A.P. (1959) The Theory of Storage. Methuen, London.
[6] Prabhu, N.U. (1964) Queues and Inventories. Wiley, New York.
[7] Prabhu, N.U. (1997) Stochastic storage processes: queues, insurance risk, dams and data communication. Springer Verlag, New York.

STOCHASTIC SYSTEMS WITH AVERAGE IN DIFFUSION APPROXIMATION SCHEME

V.S.Koroliuk
Institute of Mathematics
Kiev, Ukraine
E-mail: korol@imath.kiev.ua

Diffusion approximation of stochastic systems in the series scheme with average is systematized. The stochastic systems are represented by the Markov processes with locally independent increments in Euclidean space with Markov and semi-Markov random switching.

Asymptotic analysis is based on the theory of random evolution. Diffusion approximation is constructed by using an asymptotic representation of the generator and a solution of singular perturbation problem for reducible invertible operators.

Various applications, particularly in actuarial mathematics are also discussed.

QUEUING SYSTEMS WITH SEMI-MARKOV FLOW IN THE AVERAGE AND DIFFUSION APPROXIMATION SCHEMES

V.S.Koroliuk, V.V.Koroliuk, N.Limnios
Ukrainian National Academy of Science, Ukraine
Universite de Technologie de Compiegne, France

The queuing systems (QS) of SM/M/1 and M/SM/1/∞ are considered in the series scheme with the small parameter $\varepsilon \to 0$ $(\varepsilon > 0)$. The mark "SM" in type of QS means that the semi-Markov process on the standard phase space $(E; \Im)$ defines the service flow in M/SM/1/ and the input flow in SM/M/1/. The special case of Markov flow instead of semi-Markov is also considered. Additionally, the Markov renewal counting process in the series scheme is considered also.

The average and diffusion approximation of fluctuations are established by using the random evolution approach on the Banach space $C_0^k(R)$ of *k*-times continuously differentiable functions with bounded support. The main tool to this end is the compensating operator of the extended Markov renewal process. This technique is developed in the V.S.Koroliuk and N.Limnios book "Stochastic Systems in Merging Phase Space", World Scientific Publishers, 2005.

МОДЕЛЮВАННЯ ПРОЦЕСУ НАДХОДЖЕННЯ ВИМОГ ЯК ЛОГГАУССОВОГО ПРОЦЕСУ КОКСА В КЛАСИЧНІЙ МОДЕЛІ РЕЗЕРВНОГО ПРОЦЕСУ РИЗИКУ

Юрій Козаченко
Київський національний
університет ім. Тараса Шевченка
e-mail:yvk@univ.kiev.ua
Олександр Погоріляк
Київський національний
університет ім. Тараса Шевченка
e-mail:alex_pogorilyak@ukr.net

В класичній теорії ризику в якості резервного процесу ризику розглядається наступний процес:

$$R_t = u_0 + ct + \sum_{k=1}^{N_t} \xi_k ,$$

де u_0 – початковий капітал, c – розмір премії за одиницю часу, ξ_k – невід'ємні, незалежні, однаково розподілені випадкові величини(які характеризують величину вимог), N_t – пуассонівський випадковий процес. Але як показують практичні дослідження звичайний пуассонівський процес є не завжди адекватною моделлю процесу надходження вимог. Насправді, для адекватності моделі, процес надходження вимог часто доводиться розглядати як процес Кокса, тобто пуассонівський, у якого функція інтенсивності також є випадковим процесом. Ця модель може бути інтуїтивно зрозумілою, якщо інтенсивність $\mu(\cdot)$, наприклад, описує погодні умови в страхуванні машин або епідемії в страхуванні життя. Також ця модель може бути використана, якщо емпірично встановлено, що вимоги більш пульсуючі ніж такі як передбачає простий пуассонів процес. Але з математичної точки зору процес Кокса є занадто загальним, тому бажано накладати деякі припущення на вигляд інтенсивності. Розглядатимемо випадок, коли інтенсивність $\mu(\cdot)$ є логгауссовим випадковим процесом.

Нехай $\{\Omega, \mathfrak{F}, \mathbf{P}\}$ – стандартний ймовірнісний простір, $\mathfrak{B}-\sigma$-алгебра борелівських множин $\mathbf{T}$, $\mathbf{T} \subset \mathbf{R}$, $\{Y(t), t \in \mathbf{T}\}$ – центрований, гауссовий, стаціонарний, неперервний в середньому квадратичному випадковий процес, $\mathbf{E}Y(t) = 0$, $B(t,s) = \mathbf{E}Y(t)Y(s)$. Тоді, в наших позначеннях, інтенсивність логгауссового процесу Кокса N_t зображується у вигляді

$$\mu(A) = \int_A \exp\{Y(t,\cdot)\} dt,$$

де $Y(t,\cdot)$, $t \in \mathbf{T}$ – реалізація процесу $\{Y(t),\ t \in \mathbf{T}\}$.

Нас цікавитиме задача моделювання процесу надходження вимог N_t.

Оскільки N_t це подвійно стохастичний випадковий процес, то його модель будується в два етапи. Спочатку моделюється гауссовий випадковий процес $\{Y(t),\ t \in \mathbf{T}\}$, далі розглядається деяке розбиття D_{T} області $\mathbf{T} = [0,T]$ і на кожному елементі $[t_i, t_{i+1}]$ цього розбиття будується модель пуассонівської випадкової величини з відповідним середнім. Нас цікавитиме побудова моделі процесу N_t з заданою наперед точністю та надійністю.

ON WAVELET EXPANSION OF THE PROCESSES OF FRACTIONAL BROWNIAN MOTION

Kozachenko Yu.V. , Perestyuk M.M. and Vasylyk O.I.
Taras Shevchenko Kyiv National University
Department of Probability Theory and Mathematical Statistics
E-mail: yvk@univ.kiev.ua
Fenix@justice.com
vasylyk@univ.kiev.ua

Let $X = \{X(t),\ t \in \mathbb{R}\}$ be a φ-sub-Gaussian random process [1] such that $X(-t) = X(t)$ as $t > 0$, $\sup\limits_{|t-s|\le h, t>0, s>0} \tau_\varphi\left(X(t) - X(s)\right) \le ch^\alpha$, $0 < \alpha \le 1$, $c > 0$,

$$c_2 |t|^\alpha \le \tau_\varphi\left(X(t)\right) \le c_1 |t|^\alpha, \quad c_2 > 0, c_1 > 0.$$

The particular case of these processes was considered in the paper [2], namely the φ-sub-Gaussian process $Z_\alpha = \{Z_\alpha(t), t \in \mathbb{R}\}$, $Z_\alpha(-t) = Z_\alpha(t)$ as $t > 0$, for which

$$\tau_\varphi^2\left(Z_\alpha(t) - Z_\alpha(s)\right) = \left(Z_\alpha(t) - Z_\alpha(s)\right)^2 = |t-s|^{2\alpha},\ t > 0, s > 0,$$

$$\tau_\varphi^2\left(Z_\alpha(t)\right) = Z_\alpha^2(t) = t^{2\alpha},\ t > 0.$$

These processes are called weakly self-similar processes with stationary increments (WSSSI-process). If $Z_\alpha(t)$ is Gaussian random process then $Z_\alpha(t)$ is called a process of *fractional Brownian motion*.

Let $\phi(x)$ be an f-wavelet and $\psi(x)$ be the m-wavelet corresponding to $\phi(x)$. We suppose that $\phi(x)$ and $\psi(x)$ satisfy conditions $|\phi(x)| \le \Phi(x)$, $|\psi(x)| \le \Phi(x)$, where $\Phi(x)$ is some even bounded monotonically decreasing as $x > 0$ function.

Denote $\phi_{jk}(x) = 2^{j/2}\phi\left(2^j x - k\right)$; $\psi_{jk}(x) = 2^{j/2}\psi\left(2^j x - k\right)$, $j \in Z, k \in Z$.

Theorem. *Let* $X = \{X(t),\ t \in \mathbb{R}\}$ *be the random process defined above,* $\{a_l\}_{l=1}^\infty$ *be such a sequence that* $0 < a_l < a_{l+1}$, $l = 1, 2, \ldots$, $a_l \to \infty$, *as* $l \to \infty$, $a_{-l} = a_l$, *as* $l > 0$, $\{c(t), t \in \mathbb{R}\}$ *be an even positive function such that* $c(t)$ *increases as* $t > 0$, $\delta_l = \left(c(a_l)\right)^{-1}$ *and suppose that the following conditions holds true*

$$\sum_{l=-\infty}^{\infty} \delta_l |a_{l+1}|^\alpha < \infty \quad \textit{and} \quad \int_{\mathbb{R}} c(x)\Phi(x)dx < \infty.$$

Then there exist $a_{0k} = \int_{\mathbb{R}} X(t)\overline{\phi_{0k}(t)}dt$, $b_{jk} = \int_{\mathbb{R}} X(t)\overline{\psi_{jk}(t)}dt$ $(k \in Z,\ j = \overline{0, +\infty})$

and with probability one $X_m(x) = \sum\limits_{k\in Z} a_{0k}\phi_{0k}(x) + \sum\limits_{j=0}^{m-1}\sum\limits_{k\in Z} b_{jk}\psi_{jk}(x) \to X(x)$ as $m \to \infty$ *uniformly on any finite interval.*

References.

1. V. V. Buldygin, Yu. V. Kozachenko. *Metric characterization of random variables and random prosses.* American Mathematical Society, Providence RI, 2000.
2. Yu.Kozachenko, T.Sottinen and O.Vasylyk. *Weakly self-similar stationary increment processes from the space $SSub_\varphi(\Omega)$* // Theory of Probability and Math. Statistics, No. 65, 2001, pp. 67-78.

ON THE CHARACTERIZATION OF PREMIUM PRINCIPLE

A. Kukush
Kyiv National Taras Shevchenko University

A premium principle (PP) is an economic decision rule used by the insurer in order to determine the amount of the net premium for each risk in his portfolio, see Kaas et al. (2001). We invetsigate the problem how to determine the PP to be used. In Goovaerts and Dhaene (1997) one can see some desirable properties of a PP, in particular it should be additive for comonotonic risks. We consider a PP for risks of any sign, and prove its distribution-free representation.

The results are joint with Prof. J. Dhaene (Belgium) and my student M.Pupashenko.

References

Kaas, R., Goovaerts, M.J., Dhaene, J., and Denuit, M. (2001), Modern Actuarial Risk Theory Kluwer Academic Publishers, Boston.

Goovaerts, M.J., and Dhaene, J. (1997), On the characterization of WangБ─≥s class of premium principle. DTEW Research Report 9740, K.U.Leuven, Belgium.

СТАТИСТИЧНИЙ АНАЛІЗ МАКРОЕКОНОМІЧНИХ ЧАСОВИХ РЯДІВ УКРАЇНИ

Р.Є.Майборода
Київський національний університет імені Тараса Шевченка
e-mail: mre@univ.kiev.ua
В.Л. Плескач
Науково-дослідний фінансовий інститут Міністерства фінансів України
e-mail: Pleskach_Valentina_L@ndfi.kiev.ua

Перерозподіл ВВП країни у рамках державного бюджету разом з грошово-кредитною політикою є важливою складовою державного регулювання економіки. Для забезпечення сталого економічного розвитку податково-бюджетна політика повинна спиратись на науково обґрунтовану економіко-математичну модель взаємозв'язків бюджетних надходжень та основних макроекономічних показників. Розробка такої моделі для України вимагає статистичного аналізу українських економетричних та податкових часових рядів.

У доповіді розглядаються методики та результати досліджень макроекономічних, фінансових і податкових часових рядів України, які проводяться у Науково-дослідному фінансовому інституті Міністерства Фінансів України. Метою цих досліджень є виявлення закономірностей динаміки бюджетних надходжень та витрат в залежності від стану української економіки. Дослідження охоплює такі показники, як валовий внутрішній продукт, кількість грошей в обороті, індекси цін, доход та податкові надходження консолідованого бюджету України за період 1998-2005 років.

ROBUST ESTIMATION PROBLEMS FOR MULTIDIMENSIONAL STOCHASTIC PROCESSES

Mikhail Moklyachuk, Aleksandr Masyutka,
Київський національний університет ім. Тараса Шевченка
mmp@univ.kiev.ua

We consider the problem of optimal linear estimation of the functional $A_L\vec{\xi} = \int_0^L \vec{a}(t)\vec{\xi}(t)dt$ which depends on the unknown values of a multidimensional stationary process $\vec{\xi}(t) = \{\xi_k(t)\}_{k=1}^T$ from observations of the process $\vec{\xi}(t) + \vec{\eta}(t)$ for $t \in R \setminus [0, L]$, where $\vec{\eta}(t) = \{\eta_k(t)\}_{k=1}^T$ is a multidimensional stationary process uncorrelated with $\vec{\xi}(t) = \{\xi_k(t)\}_{k=1}^T$. Formulas are proposed for calculation the mean square error and spectral characteristics of the optimal linear estimate $\hat{A}_L\vec{\xi}$ of $A_L\vec{\xi}$ in the case where spectral densities $F(\lambda) = \{f_{kl}(\lambda)\}_{k,l=1}^T$, $G(\lambda) = \{g_{kl}(\lambda)\}_{k,l=1}^T$ of processes $\vec{\xi}(t) = \{\xi_k(t)\}_{k=1}^T$, $\vec{\eta}(t) = \{\eta_k(t)\}_{k=1}^T$ are known and satisfy the minimality condition.

The minimax-robust approach is applied to estimation of the functional $\mathrm{A}_\mathrm{L}\vec{\xi}$ in the case where spectral densities $F(\lambda) = \{f_{kl}(\lambda)\}_{k,l=1}^T$, $G(\lambda) = \{g_{kl}(\lambda)\}_{k,l=1}^T$ are not known exactly, but a class of possible spectral densities are given. The least favorable spectral densities and the minimax-robust spectral characteristics of the optimal linear estimate are found for different classes of spectral densities.

References

1. Kassam S.A. and Poor H.V. Robust techniques for signal processing: A survey // Proc. IEEE. – 1985. – Vol. 73. N 3. – p.433-481.
2. Grenander U. A prediction problem in game theory // Ark. Mat. – 1957. – Vol. 3. – p.371-379.
3. Franke J. On the robust prediction and interpolation of time series in the presense of correlated noise // J. Time Series Analysis. – 1984. - Vol. 5. №4. – p.227-244.
4. Moklyachuk M.P. Estimates of stochastic processes from observations with noise // Theory of Stochastic Processes. – 1997. – V.3(19). – No.3-4, p.330-338 .
5. Moklyachuk M.P. Robust procedures in time series analysis// Theory of Stochastic Processes, Vol.6(22), No.3-4, 2000, pp.127-147.
6. Moklyachuk M.P. Game theory and convex optimisation methods in robust estimation problems// Theory of Stochastic Processes, Vol.7(23), No.1-2, 2001, pp.253-264.

АНАЛІЗ ТА ПРОГНОЗ АВТОМОДЕЛЬНИХ ЧАСОВИХ РЯДІВ

Моклячук М.П., Зражевський О. Г.,
Київський національний університет ім. Тараса Шевченка
mmp@univ.kiev.ua; zalex@univ.kiev.ua

Основною темою роботи є дослідження автомодельних часових рядів з сильною залежністю, для яких параметр Хюрста приймає граничні значення близькі до 0.5 та 1. В роботі побудовані оцінки параметра Хюрста для часових рядів цін та доходності тікера MSFT. Встановлено їх автомодельність і асимтотичні властивості. Наведений метод для побудови короткострокового прогнозу за відомою корелляційною функцією.

Одним з методів дослідження автомодельності та сильної залежності часового ряду є визначення параметра Хюрста. У літературі наведено багато різних статистичних методів аналізу часового ряду з точки зору автомодельності і визначення параметра Хюрста. Найбільш відомими є метод вибіркової дисперсії агрегованого ряду, метод нормованого розмаху, метод, що базується на побудові втокореляційної функції, метод періодограм, метод Робінсона (див. [1, 4]). Останні три методи базуються на побудові оцінки спектральної щільності (і пов'язанною з нею перетворенням Фур'є автокореляції). Показано (див. [2]), що за деяких умов періодограма не є єффективною оцінкою для спектральної щільності і не може застосовуватись, наприклад, до аналізу данних, близьких до білого шуму. В цих випадках замість періодограми використовуються періодограмні оцінки зі спектральними вікнами. Прикладами спектральних вікон є вікно Бартлета, Парзена, Т'юкі (див. [3]).

В роботі розглянуто часові послідовності для MSFT (тікер акцій фірми Microsoft) даних по цінам акцій і доходності. Для цін на тікер MSFT був визначений параметр Хюрста, який рівний 0.968. А отже цей часовий ряд є автомодельним і прогнозованим (див. [1]). Для визначення оцінки параметра Хюрста для доходності тікера MSFT замість стандартних методів були застосовані періодограмні оцінки зі спектральними вікнами Бартлета та Т'юкі. Значення оцінки параметра Хюрста: 0.987. А отже цей часовий ряд є автомодельним і його значення є некорельованими, він не є передбачуваним.

У цій роботі наведений прогноз для часового ряду цін тікера MSFT, обудований за допомогою розкладу процесу у ряд за власними функціями кореляційної матриці (див. [5]. Цей метод використовує припущення стаціонарності і відомості про кореляційну функцію для досліджуваного часового ряду. Побудований часовий ряд містить чотири тренди, які спостерігаються і в вихідному ряді, що може слугувати показником коректності використаного метода
прогнозування.

Прогнозування часових рядів цін тікерів фінансових ринків є однією з актуальних проблем у наш час.

1. M. Moklyachuk, A. Zrazhevsky, Long-range dependence of time series for MSFT data of shares and returns// Random Operators and Stochastic Equations, Vol.14, № 4, 2006.
2. А. Н. Ширяев, Вероятность - М.:Наука, 1989.-640 с.
3. И. Г. Журбенко, И. А. Кожевникова, Стохастическое моделирование процессов - М.:Изд-во МГУ,1990.- 148 с.
4. M.S. Taqqu, W. Willinger, R. Sherman and D.V. Wilson, Self-Similarity Through High-Variability: Statistical Analysis of Ethernet LAN Traffic at the Source Level // IEEE/ACM Trans. Network., V.5, p.71-86, 1997.
5. И. И. Гихман, А. В. Скороход, Теория случайных процесов – т. 1, М., 1971 г., 664 стр.

ACTUARIAL COURSES IN KYIV UNIVERSITY AND UNIVERSITY "KYIV-MOHYLA ACADEMY"

Andriy Olenko
Kyiv University, Ukraine
olenk@univ.kiev.ua

The course "Introduction to Actuarial Studies" (for Bachelor level, Kyiv university and for Master level, University "Kyiv-Mohyla academy") was developed in a frame of Tempus-Tacis Network Project NP-22012-2001.

The aim of this course is to provide a grounding in the mathematical techniques which are of particular relevance to actuarial work in life insurance, pensions, health and care. The course intends to give the students an insight into the life insurance business and its institutional organization. This course gives students basic knowledge of life insurance mathematics, mortality theory and more general stochastic processes in life insurance with applications to health insurance and multi-life insurance. Program of the course also includes such topics: the equivalence principle, prospective reserves and differential equations for these, administration costs, gross premiums and premium reserves. Introduction to credibility theory, stochastic models of insurance risk, the risk processes are taught in the second part of the course.

Internet cite of the course with lectures, problems, tables, a dictionary and another useful resources is developed. Problems book [1] is published.

The course is adapted to European standards in this area. One of the aims of this course is students preparation to UK Faculty and Institute of Actuaries exams. This course serves as the base for development "Contingencies" course which will be taught at Training Center for Actuaries and Financial Analysts [2].

Description, aims and objectives of the course will be given in the presentation. Overview of the course's program, background readings and relevant actuarial Internet resources will be presented. Various aspects of future development and improving of the course will be discussed.

References.

1. Olenko A. Actuarial mathematics. Problems. (second edition). Kyiv: KU-press. 67p. (2005).
2. http://www.mechmat.univ.kiev.ua/probability/Actuarial_Center/index.html

ФИНАНСОВЫЙ РИСК-МЕНЕДЖМЕНТ КАК НОВОЕ ПЕРСПЕКТИВНОЕ НАПРАВЛЕНИЕ ПРОФЕССИОНАЛЬНОГО ОБРАЗОВАНИЯ

А.И. Пономаренко
Киевский национальный университет имени Тараса Шевченко
E-mail: probab@univ.kiev.ua

Развитие финансовых экономики и менеджмента привело к тому, что к середине 90-х годов прошлого века в развитых странах риск-менеджмент сложился как вполне самостоятельная отрасль финансовой индустрии. Способствующими факторами были глобализация финансовых рынков, обострение конкуренции, увеличение волатильности рынков, возрастание интенсивности дефолтов, новые достижения аналитического моделирования рисков и определение кредитного рейтинга, новые стандарты индустрии VaR и RADOC (Value – at Risk и Risk – Adjusted Return on Capital), серия международных регуляторных соглашений по управлению кредитными и операционными рисками (Базельские соглашения 1988, 1996 и 2004 годов).

Возникли международные профессиональные организации риск-менеджеров – GARP (Global Association of Risk Professionals – 1996 год) и PRMIA (Professional Risk Manager`s International Association – 2002 год), были созданы образовательные программы с регулярными профессиональными экзаменами на получение сертификатов Financial Risk Manager (FRM) и Professional Risk Manager (PRM). Разработан профессиональный кодекс этики.

Сегодня риск-менеджер в развитых станах – престижная и высокооплачиваемая профессия, требующая серьезной аналитической и математической подготовки, хорошего экономического мышления, аналитических способностей, понимания особенностей функционирования финансовых инструментов, знания финансовых рынков и финансовых инструментов. Риск-менеджмент охватывает все стороны финансовой деятельности организации и выступает как стратегический инструмент оптимизации использования капитала с учетом разнообразных рисков не только в финансовых институтах, но и в крупных не финансовых корпорациях с интенсивными потоками денег и других финансовых активов.

В последние годы довольно интенсивно развивается система обучения риск-менеджеров и у соседей Украины – России, Казахстане, Белоруссии. Очень актуальным является становление подобной системы и для Украины, учитывая довольно острые проблемы ее банковского сектора, других финансовых инструментов и рынков.

По существующим стандартам базовая подготовка риск-менеджеров, как и актуариев, а также финансовых аналитиков, включает интенсивные программы по теории вероятностей, математической статистике, теории случайных процессов, методам оптимизации, исследованию операций, а также банковскому и биржевому делу, страхованию, инвестиционному анализу, корпоративным финансам, анализу финансовой отчетности, налогообложению, макроэкономике и микроэкономике.

Профессиональная подготовка риск-менеджеров содержит курсы: по традиционной и стохастической финансовым математикам; теорий управления рыночными рисками, рисками ликвидности, кредитными и операционными рисками; по управления бухгалтерскими налоговыми и юридическими рисками, операциями с деривативами; по регулированию рисков банковской деятельности; по учету макроэкономических и международных рисков; теории интегрированного риск-менеджемента на уровне предприятия.

VARIANCE-MINIMIZING HEDGING IN THE MODEL WITH JUMPS

Vadym Radchenko
Department of Mathematical Analysis,
Kyiv National Taras Shevchenko
University, Kyiv 01033 Ukraine.
E-mail: vradchenko@univ.kiev.ua

We consider one risky asset with discounted price $(X_t)_{0\le t\le T}$ and assume that X_t is derived by Brownian motion and, in addition, has random jumps.
We have

$$X_t = X_0 + \int_0^t X_{s-}(\mu\, ds + \sigma\, dW_s) + \sum_{j:0<s_j\le t} X_{s_j-}U_j,\ 0\le t\le T,$$

where W_t is the Brownian motion, $\mu \ge 0$ and $\sigma > 0$ are real constants, s_j are jump times, U_j are mutually independent and independent of W_t random variables, $U_j \in (-1,+\infty)$. Assume that for all $n\ge 1,\ j$ we have $EU_j^n < \infty$.
Given H, variance-minimizing hedging means solving the optimisation problem

$$\text{Minimize } E\left[H - V_0 - \int_0^T \vartheta_s dX_s\right]^2 \text{ over all strategies } \vartheta \text{ and } V_0 \in R.$$

The problem is studied for the following two cases.
1) s_j are previously known deterministic times and for all j

$$EU_j^2 > U_j EU_j \text{ a.s.}$$

2) s_j are the jump times of homogeneous Poisson process with intensity λ, U_j are identically distributed and

$$\frac{\mu + \lambda EU_j}{\sigma^2 + \lambda EU_j^2}U_j < 1, \text{ a.s.}$$

The explicit form of the variance-minimizing hedging strategy is obtained. The results are based on the Föllmer–Schweizer decomposition of contingent claims.

ON APPLICATION OF SIMULATION OF STOCHASTIC PROCESSES IN ACTUARIAL AND FINANCIAL MATHEMATICS

Yu. V. Kozachenko, I.V. Rozora
Kyiv National Taras Shevchenko University
yvk@univ.kiev.ua, irozora@bigmir.net
E.V. Turchyn
Dnipropetrovsk State Agricultural University
turchyn@a-teleport.com

One of important problems of the theory of stochastic processes is mathematical model construction of stochastic processes, study of its properties. Many methods of stochastic simulation are investigated to date. The simulation of stochastic processes is applied in different branches of nature and social sciences, in financial and actuarial mathematics and etc.

Let (Ω, F, P) be a probability space and T be a parametric set. A centered second-order stochastic process $X = \{X(t), t \in T\}$ is considered. Under R(t,s) define a correlation function of X(t). Let $(\Lambda, \mathrm{B}_\Lambda, \mu)$ be a measurable space with σ-additive measure μ. The following theorem holds true.

Theorem 1. Let f(t,λ), $t \in T$, belong to $L_2(\Lambda, \mu)$ and a family of functions $g_k(\lambda)$, $k \in \mathbb{Z}$, be an orthonormal basis in $L_2(\Lambda, \mu)$.

Then the correlation function R(t,s) has the representation as

$$R(t,s) = \int_\Lambda f(t,\lambda)\overline{f(s,\lambda)}d\mu(\lambda)$$

if and only if the process X(t) is represented as

$$X(t) = \sum_{k\in\mathbb{Z}} a_k(t)\xi_k, \tag{1}$$

where $a_k(t) = \int_\Lambda f(t,\lambda)\overline{g_k(\lambda)}d\mu(\lambda)$, ξ_k are centered non-correlated random variables, $E\xi_k^2 = 1$.

If in Theorem 1 the process X(t) is Gaussian then $\xi_k, k \in \mathbb{Z}$, are independent Gaussian random variables.

The expansion (1) can be used for model construction of stochastic processes in different functional space with given accuracy and reliability.

Let $X(t) = \sum_{k=0}^{\infty} z_k(t)\xi_k$, be Gaussian stochastic process, ξ_k are independent centered Gaussian random variables with variance 1.

Definition 1. A process $X_N(t)$ is called a model of the process X(t) if

$$X_N(t) = \sum_{k=0}^{N} z_k(t)\xi_k .$$

Let ||•|| be a norm in some functional space.

Definition 2. The model $X_N(t)$ approximates stochastic process X(t) with given accuracy δ>0 and reliability $1-\nu$, $\nu \in (0,1)$,

$$P\{\| X_N(t) - X(t) \| > \delta\} \le \nu. \tag{2}$$

To construct the model with given accuracy and reliability in given Banach space it's necessary to find a such N for which the inequality (2) is fulfilled. For different Banach spaces were found the conditions for finding N.

ANALYTICAL FINANCE – NEW TREND IN MASTER EDUCATION PROGRAMMES IN FINANCIAL ENGINEERING, ECONOMICS, AND BUSINESS ADMINISTRATION

Dmitrii Silvestrov
Mälardalen University
Västerås, Sweden
E-mail: Dmitrii.Silvestrov@mdh.se

The Master programme "Analytical Finance" (300 ECTS credits, five years of studies) and the MIMA Master programme "Analytical Finance" (120 ECTS credits, for two year studies for students with appropriate bachelor level education) are realised by the Analytical Finance group at Mälardalen University. They are hosted by the Department of Mathematics and Physics in co-operation with the School of Business. These two Master educational programmes have a unique character by their contents and system of degrees. They are carefully designed and belong to the very popular educational area of financial engineering. Focusing on quantitative computer-based methods of financial analysis, the programmes provide a good grounding in Mathematics, Economics, Business Administration, and Computer Science, extended by advanced specialised material. Offered courses include Financial and Actuarial Mathematics, Statistics, Stochastic Processes, Operation Research, Analytical Finance with MATLAB, Java Programming in Finance, Portfolio Theory, Financial Engineering, Financial and Risk Management Software, Econometrics, Microeconomics, Macroeconomics and International Finance, Corporate Finance, Management Accounting, Business Administration, etc. After two years of studies combining basic courses in Mathematics, Economics and Business Administration students can choose one of two directions, applied mathematics with direction analytical finance and economics or business administration. The programmes have a flexible system of degrees including (1) Bachelor and Master Degrees in Applied Mathematics (with direction towards Analytical Finance) that can also be combined with Bachelor degree in Economics, and (2) Bachelor and Master Degrees in Business Administration (available in the first programme). The programmes response to the tendency of quick penetration of quantitative mathematical, statistical computer based methods in economics and business, and the trend in applied mathematics towards direct symbiosis with various industrial applications. It worth to note that both Master programmes are internationally oriented (English language of instructions) in the line with so-called Bologna process, which intends to transform European Union in the leading international centre of higher education.

OVERVIEW OF THE ENCYCLOPEDIA OF ACTUARIAL SCIENCE

Jef Teugels
Katholieke Universiteit Leuven, Belgium

The overview of the Encyclopedia of Actuarial Science **v. 1 - 3, Jozef Teugels and Bjørn Sundt (Editors-in-Chief) Wiley (2004) 1944 pages, ISBN: 0-470-84676-3** will be presented.

COMPARATIVE ANALYSIS OF THE RISKINESS OF REINSURANCE CONTRACTS

Dmitrii Silvestrov
Mälardalen University, Box 883, SE-721 23 Västerås, Sweden
E-mail: dmitrii.silvestrov@mdh.se
Jef Teugels
Katholieke Universiteit Leuven, B-3001 Leuven (Heverlee), Belgium
E-mail: jef.teugels@wis.kuleuven.be
Viktoriya Masol
Mälardalen University, Box 883, SE-721 23 Västerås, Sweden
E-mail: vicamasol@bigmir.net
Anatoliy Malyarenko
Mälardalen University, Box 883, SE-721 23 Västerås Sweden,
E-mail: anatoliy.malyarenko@mdh.se

We introduce a Monte Carlo based approach to evaluate and/or compare the riskiness of reinsurance treaties. We also present an experimental program system *Reinsurance Analyser* based on the indicated approach. Reinsurance Analyser becomes an especially flexible and handy tool when one compares the riskiness of reinsurance contracts of high mathematical complexity such as large claims reinsurance.

The effect of applications of reinsurance contracts is compared by a set of risk measures (e.g., value at risk, coefficient of variation, etc.). The key idea is to use Monte Carlo simulations to calibrate the contracts so that their reinsurer's quota loads are equal, and to estimate the ratios of the corresponding risk measures of the contracts.

Furthermore, we present results of the experiments on the comparison of the riskiness of reinsurance contracts obtained for an extreme value reinsurance contract and classical excess-of-loss, in case when the variance of the underlying claim flow distribution is infinite.

References

1. Teugels, J.L. (2003) Reinsurance. Actuarial Aspects. EURANDOM Report 2003-006, Technical University of Eindhoven, The Nederlands.
2. Silvestrov, D.S., Teugels, J.L., Masol, V., Malyarenko, A. (2005) Reinsurance Analyser. Research Report 2005-04, Mälardalen University, Sweden.

ON SOME PROPERTIES OF GENERALIZED φ-SUB-GAUSSIAN FRACTIONAL BROWNIAN MOTION

R. Yamnenko
Kyiv National Taras Shevchenko University
01033, Ukraine, Kyiv, Volodymyrska str., 64.
E-mail: yamnenko@univ.kiev.ua

The properties of fractional Brownian motion make it natural choice in modeling processes which are happen in financial mathematics, queuing theory etc. But since in most cases real processes are Gaussian only asymptotically or not Gaussian at all, a problem of introduction of more general class of processes than Gaussian one is arise. From such a viewpoint the classes of φ-sub-Gaussian and strictly φ-sub-Gaussian random processes are of significant interest as a natural expansion of the class of Gaussian random processes.

We call the process $Z^H = (Z^H(t), t \in T)$ generalized φ-sub-Gaussian fractional Brownian motion (φ-GFBM) with Hurst index $H \in (0,1)$ if Z^H is φ-sub-Gaussian random process with stationary increments and covariance function

$$R_H(t,s) = EZ^H(s)Z^H(t) = \frac{1}{2}\left(t^{2H} + s^{2H} - |s-t|^{2H}\right).$$

We investigate some properties for this random process. In particular we have obtained the estimates of probability of exceeding by trajectories of φ-GFBM a level specified by some monotone function.

CONTRIBUTED LECTURES

APPROXIMATE CALCULATION OF NON-RUIN PROBABILITIES IN DISCRETE MODEL

V.A. Chernecky, S.M. Pokas'
Mechnikov National Odessa University
Department of Mathematical Analysis
Department of Geometry and Topology
<chern.va@paco.net>, <math@imem.odessa.ua>

Let $F(v)$ be the distribution of claims $Z_k \geq 1$, $EZ_k = \mu$, $K(v)$ be the distribution of waiting time $T_k \geq 1$, $ET_k = 1/\alpha$, and $c > \alpha \cdot \mu$ be the gross risk premium rate. Probability of solvency of an insurance company, $\varphi(u)$, with initial capital u, in ordinary renewal process, satisfies the integral equation:

$$\varphi(u) = \int_0^\infty dK(v) \int_0^{u+cv} \varphi(u+cv-z)dF(z), \ \ \varphi(\infty) = 1. \tag{1}$$

In stationary renewal process, the probability of solvency, $\varphi(u)$, is calculated by the formula:

$$\varphi_0(u) = \alpha \int_0^\infty [1-K(v)] \int_0^{u+cv} \varphi(u+cv-z)dF(z)dv\,, \ \ \varphi_0(0) = 1 - \alpha \cdot \mu / c\,. \tag{2}$$

where $\varphi(u)$ is the solution of (1).

We consider the problem (1) when T_k and Z_k are the arbitrary integer-valued random variables and $c > \alpha \cdot \mu$ is not necessarily integer, and look for the corresponding approximate solution of the equation (1). In this setting, the problem (1) is the system of Wiener-Hopf type, and has two linear independent solutions in the class of functions having limit at ∞: $\varphi^{(1)}(u) \uparrow 1$ and $\varphi^{(2)}(u) \downarrow 0$ when $u \to +\infty$. Let us introduce the system of nodes $j = 0,1,...N$, and reduce the equation (1) to a system of linear homogeneous algebraic equations, $A\tilde{\varphi} = 0$, with a $(N+1)\times(2N+1)$-Toeplitz matrix A and the vector of unknowns $\tilde{\varphi} = (\varphi_0, \varphi_1, ..., \varphi_N, \varphi_{N+1}, ..., \varphi_{2N+1})$. Replacing the condition $\varphi^{(1)}(\infty) = 1$ by the close one: $\varphi_k^{(1)} = 1$, $k = N+1,...,2N+1,$ for an approximate solution $\tilde{\varphi}^{(1)}$, the integral equation (1) is reduced to a system of nonhomogeneous linear algebraic equations with a $(N+1)\times(N+1)$-Toeplitz matrix of large dimension (of several thousands), $\overline{A}_1\tilde{\varphi}^{(1)} = y_1$, with a vector of unknowns $\tilde{\varphi}^{(1)} = \left(\varphi_0^{(1)}, \varphi_1^{(1)}, ..., \varphi_N^{(1)}\right)$ and with some right part y_1. Assuming the initial condition $\varphi_0^{(2)} = 1$ and $\varphi_k^{(2)} = 0,$ $k = N+1,...,2N+1,$ for an approximate solution $\tilde{\varphi}^{(2)}$, the integral equation (1) is reduced to a system of linear algebraic equations with a $N \times N$-Toeplitz coefficient matrix , $\overline{A}_2\tilde{\varphi}^{(2)} = y_2$, with a vector of unknowns $\tilde{\varphi}^{(2)} = \left(\varphi_1^{(2)}, ..., \varphi_N^{(2)}\right)$ and with some right part y_2. Then the approximate solution of (1) is sought in the form $\tilde{\varphi} = \tilde{\varphi}^{(1)} + C_2 \cdot \tilde{\varphi}^{(2)}$, where the constant C_2 is found from the initial condition in (2) if we substitute $\tilde{\varphi}$ instead of φ. For the solution of the algebraic systems, a program on the programming language C is composed. The program uses a subroutine on a fast solution of linear algebraic systems with Toeplitz matrix. It is interesting to consider the heavy-tailed (dangerous) distributions. To this end we consider the discretized shifted (or normalized) heavy-tailed distributions as lognormal, Pareto, Burr, Benktander-type I-II, Weibull, loggamma.

SOLUTION OF INTEGRAL EQUATION OF RISK THEORY BY THE WIENER-HOPF FACTORIZATION METHOD

V.A.Chernecky
Mechnikov Odessa National University
Department of Mathematical Analysis
<chern.va@paco.net>

Let $F(v)$ be the distribution of claims Z_k, $EZ_k = \mu$, $K(v)$ be the distribution of waiting time $T_k, ET_k = 1/\alpha$, and $c > \alpha \cdot \mu$ be the gross premium rate. Probability of solvency of an insurance company, $\varphi(u)$, with initial capital u, in ordinary renewal process, satisfies the integral equation, [1]:

$$\varphi(u) = \int_0^\infty dK(v) \int_0^{u+cv} \varphi(u+cv-z)dF(z), \qquad \varphi(\infty) = 1. \tag{1}$$

In stationary renewal process, the probability of solvency, $\varphi_0(u)$, is calculated by the formula:

$$\varphi_0(u) = \alpha \int_0^\infty [1-K(v)] \int_0^{u+cv} \varphi(u+cv-z)dF(z)dv, \quad \varphi_0(0) = 1-\alpha \cdot \mu / c. \tag{2}$$

Reducing the equation (1) by the difference method to a system of linear algebraic equations, we notice that the received system is a discrete system of Wiener-Hopf type [2]. This makes us think that the equation (1) is a homogeneous integral equation of Wiener-Hopf type

$$\varphi(u) = \int_0^\infty \varphi(u-v)dk(v)$$

with some kernel $k(v)$ depending on $K(v)$ and $F(v)$.

Using the technique developed in the monographs [2,3], for the symbol $A(\lambda)$ of (1) we receive the formula

$$A(\lambda) = 1 - \overline{F_T(c\lambda)} \cdot F_Z(\lambda), \qquad -\infty < \lambda < +\infty .$$

where $F_{\cdot}(\cdot)$ denotes a characteristic function (Fourier transform) of a corresponding distribution. The symbol $A(\lambda)$ is differentiable function on the numerical line and has always the zero of the first order at $\lambda = 0$. The latter follows from the condition $c > \alpha \cdot \mu$. There is yet the possibility of existence of infinite number of other zeros λ_k of $A(\lambda)$ on the numerical line.Therefore the equation (1) is of nonelliptic type, for the solution of which we can apply the Wiener-Hopf factorization method [2,3]. There exists a factorization

$$A(\lambda) = A^+(\lambda) \cdot \lambda \cdot \prod_k (\lambda - \lambda_k) \cdot A^-(\lambda)$$

where the functions $A_{\cdot}^+(\lambda)$ $\left(A_{\cdot}^-(\lambda)\right)$ assumed to be analytically extendable in the domains $\mathrm{Im}\lambda > 0$ $(\mathrm{Im}\lambda < 0)$, respectively, and continuous in $\mathrm{Im}\lambda \geq 0$ $(\mathrm{Im}\lambda \leq 0)$. The solution of the problem (1) is represented in the form of a linear combination:

$$\varphi(u) = C_1 F^{-1}\left[\frac{1}{\lambda \cdot A^+(\lambda)}\right] + C_2 F^{-1}\left[\frac{1}{A^+(\lambda)}\right],$$

where $F^{-1}[\cdot]$ denotes the inverse Fourier transform in the sense of the L.Schwartz distributions, and the constants C_1 and C_2 are uniquely determined by the two conditions:

$$\lim_{u\to\infty} \varphi(u) = 1 \quad \text{and} \quad \lim_{u\to 0} \varphi_0(u) = 1 - \alpha \cdot \mu / c .$$

Since the characteristic function for the gamma distribution, $\Gamma(\beta,\gamma)$, with the positive integer parameter β is a rational one, in the case when Z_k and T_k have such distributions we can always obtain the solution of the problem (1) in the explicite form. Examples are considered. In the monograph [4], A.Melnikov investigated so called discrete compound binomial model where Z_k are independent identically distributed random variables with values in the set of all natural number, the distribution of T_k can be considered as the `shifted' geometrical distribution and $c=1$. A.Melnikov succeeded in receiving an exact solution for this discrete model in the form of a generating function $G_\varphi(z)$ for $\varphi(u)$, $u \in Z_+$. Assuming $c > \alpha \cdot \mu$ to be an arbitrary positive integer, we consider the problem in general setting, when T_k and Z_k have arbitrary positive integer-valued distributions. Reducing the equation (1) to a discrete Wiener-Hopf equation, for the symbol $A(z)$ of which we obtain the expression

$$A(z) = 1 - G_T\left(z^{-c}\right) \cdot G_Z(z), \quad |z| = 1,$$

where $G_\cdot(\cdot)$ denotes a corresponding generating function. The symbol $A(z)$ has always the zero of the first order at $z=0$, and can have the finite number of other zeros z_k, $|z_k|=1$. Therefore the equation (1) in the discrete case also is of nonelliptic type, for the solution of which it is possible to use the Wiener-Hopf factorization method on the circle $|z|=1$, [2]. Repeating the above reasoning with some modification, we obtain the unique solution of (1) in the form of the generating function for $\varphi(u)$. Examples when the random values T_k and Z_k are `shifted' or conditional uniform discrete, binomial, geometrical, Poisson, negative binomial, are considered.

References

1. J.Grandell, Aspects of Risk Theory, Springer-Verlag, 1991.
2. S.Prössdorf, Einige Klassen singulärer Gleichungen, Akademie-Verlag-Berlin, 1974.
3. F.D.Gakhov and Yu.I.Cherski, Equations of convolution type, (Russian) Nauka, Moskow, 1978.
4. A.Melnikov, Risk analysis in finance and insurance, Chapman & Hall/CRC, 2003.

АНАЛИЗ И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ФИНАНСОВЫХ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ НА ОСНОВЕ НЕЛИНЕЙНОГО ДИНАМИЧЕСКОГО МЕТОДА ГЛАВНЫХ КОМПОНЕНТ

Л.М. Любчик
Кафедра компьютерной математики
и математического моделирования
Национального технического университета
«Харьковский политехнический институт»

Задача анализа и моделирования финансовых временных рядов возникает в различных приложениях финансовой и актуарной математики. Традиционные подходы, основанные на использовании классических моделей типа “тренд + шум” либо “авторегрессии – скользящего среднего” [1] приводят к удовлетворительным результатам лишь для рядов достаточно простой структуры. Между тем реальные ряды финансовых данных имеют значительно более сложную структуру, включающую, например, непериодические колебательные и хаотические компоненты.

Для решения задачи разложения ряда на аддитивные компоненты, такие как тренд, колебания (периодики) и шум хорошо зарекомендовал себя метод, известный под названием SSA (Singular Spectrum Analysis) [2,3] (в России метод получил название «Гусеница» [4]), основанный на динамической модификации метода главных компонент. Для одномерного ряда базовый метод SSA состоит в преобразовании исходного ряда в многомерный путем построения так называемой траекторной матрицы, ее последующем сингулярном разложении, выделении значимых компонент и дальнейшем восстановлении, основанном на группировке и диагональном усреднении. Достоинством метода «Гусеница»-SSA является отсутствие требования априорного задания модели ряда, а также возможность выделения гармонических составляющих с изменяющимися амплитудами и частотами, что выгодно отличает его от методов, в основе которых лежит метод Фурье.

Недостатком метода, ограничивающим возможности его применения, является предположение о линейности модели исследуемого ряда. На первый план выдвигается задача выбора достаточно универсальной модели временного ряда, позволяющей отразить существенные особенности его нелинейной динамики, зачастую носящей хаотический характер. Для решения подобных задач весьма эффективными оказались методы, основанные на так называемых ядерных методах (kernel methods), обеспечивающих возможность моделирования нелинейных связей в финансовых временных рядах при сравнительно малом объеме априорной информации [5].

В настоящей работе рассматривается решение задачи моделирования и прогнозирования временного ряда сложной структуры, генерируемого дискретной динамической системой с нелинейной функцией отображения. С использованием метода "опорных векторов" (SVM - support vector machines) [6], получены алгоритмы оценивания параметров модели ряда в виде линейной комбинации ядерных функций радиально-базисного типа, при этом задача оценивания параметров нелинейной модели ряда сводится к задаче выпуклого квадратичного программирования, размерность которой определяется числом наблюдений. Предложена двухуровневая иерархическая процедура оптимизации структуры модели с использованием методики скользящего контроля. Анализируется влияние априорной информации и выбор настроечных параметров алгоритма. Приводятся примеры анализа реальных рядов финансовых данных.

Литература

1. Box G.E., Jenkins G.M., Time Series Analysis, Forecasting and Control. San-Francisco, CF: Holden-day, 1970.
2. Broomhead D.S., King G.P. Extracting qualitative dynamics from experimental data // Physica D. 1986. Vol. 20. C. 217-236.
3. Elsner J., Tsonis A. Singular Spectrum Analysis. A New Tool in Time Series Analysis. New York: Plenum Press, 1996. - 163 p.
4. Голяндина Н.Э. Метод “Гусеница”-SSA: анализ временных рядов: Учеб. пособие. СПб: Изд-во СПбГУ, 2004. - 76 с.
5. Vapnik V. The nature of statistical learning theory, Springel-Verlag, New-York, 2000.

СПЕКТРАЛЬНЫЙ АНАЛИЗ СТАЦИОНАРНЫХ СЛУЧАЙНЫХ ФУНКЦИЙ НА НЕКОТОРЫХ МАССИВНЫХ ГРУППАХ

А.И. Пономаренко
Киевский национальный университет имени Тараса Шевченко
E-mail: probab@univ.kiev.ua
Ю.Д.Перун
E-mail: perun@bank.gov.ua

Для стационарных случайных функций на абелевых локально компактных группах достаточно хорошо развит спектральный анализ, основывающийся на их спектральных разложениях [1]. Актуальной проблемой является получение подобных результатов для абелевых массивных групп (т.е. групп вообще не являющихся локально компактными).

Пусть G - ядерная топологическая группа, т.е. группа изоморфная хаусдорфовой фактор-группе подгруппы некоторой ядерной векторной группы, $X_g, g \in G$ - слабо стационарная коплекснозначная случайная функция на G, $\mathrm{E}X_g = const,\ \mathrm{E}X_g \overline{X_s} = B(g-s), g, s \in G,$ непрерывная в среднем квадратичном. Тогда X_g и $B(g)$ допускают спектральное разложение в виде преобразований Фурье соответственно регулярных ортогональной случайной меры Z и конечной положительной меры F на дуальной группе G' группы G, наделенной естественной допустимой топологией. Меры Z и F определяются единственным образом. Отметим, что указанный результат охватывает значительное число разнообразных частных случаев, поскольку класс ядерных достаточно богат и замкнут относительно формирования прямых произведений групп, хаусдорфовых фактор-групп и перехода к изоморфным топологическим абелевым группам. Например, он вчасности включает стационарные функции на ядерных локально выпуклых пространствах и на локально компактных группах.

Если $X_\upsilon, \upsilon \in V$ - слабо стационарная случайная функция на аддитивной группе невырожденного действительного линейного пространства произвольной алгебраической размерности V, непрерывная на каждом конечномерном подпространстве пространства V, $X_\upsilon, \upsilon \in V$ и ее ковариация $B(\upsilon)$ позволяют спектральное разложение в виде преобразований Фурье соответственно ортогональной случайной меры Z и конечной положительной меры F на измеримом пространстве $(V^*, \sum(V^*))$, где V^* - дуальное пространство для V, наделенное слабо звездной топологией, а $\sum(V^*)$ - наименьшая σ - алгебра на V^*, для которой отображения V^* в $\mathbf{R}$ вида $\lambda \to \lambda(\upsilon), \lambda \in V^*$ измеримы для всех $\upsilon \in V^*$.

Литература

1. Пономаренко А.И. Стохастические задачи опимизации. – Киев: Изд-во КГУ, 1980.

NECESSARY AND SUFFICIENT CONDITIONS FOR WEAK CONVERGENCE OF FIRST-RARE-EVENT TIMES FOR SEMI-MARKOV PROCESSES WITH APPLICATIONS TO RISK THEORY

Dmitrii Silvestrov
Mälardalen University
Myroslav Drozdenko
Mälardalen University

Necessary and sufficient conditions for weak convergence of first-rare-event times for semi-Markov processes with finite set of states are obtained. These results are applied to risk processes and give necessary and sufficient conditions for stable approximation of ruin probabilities including the case of diffusion approximation. The results presented in the papers give some kind of a ``final solution" for limit theorems for first-rare-event times for semi-Markov process with a finite set of states.

SEMI-MARKOV REWARD MODELS FOR DISABILITY INSURANCE

Fredrik Stenberg
Mälardalen University)
Raimondo Manca
University of Rome
Dmitrii Silvestrov
Mälardalen University

A semi-Markov model for disability insurance is described. Statistical evidences of relevance semi-Markov setting are given. High order semi-Markov backward reward models are invented. Applications of these models to profit-risk analysis of disability insurance contracts are considered.

ОДНЕ ЗАСТОСУВАННЯ АЛГОРИТМІВ РЕГІОНАЛЬНОГО ПОШУКУ

Терещенко В. М.
КНУ імені Тараса Шевченка

Робота присвячена розробці та застосуванню нових підходів щодо розв'язання ряду проблем пов'язаних з ефективним та якісним пошуком інформації в інформаційно-пошукових системах банків та фінансових установах, а також у системі страхування. Пропонується застосування методів обчислювальної геометрії для створення ефективних алгоритмів пошуку. Одним із класів таких алгоритмів є регіональний пошук. Ключовим моментом при застосуванні методів регіонального пошуку для розв'язання вище зазначених проблем являється можливість формалізації їх у термінах обчислювальної геометрії, що в даному випадку це робиться досить природно**.**

Серед існуючих актуальних проблем можна назвати проблему захисту банківської та фінансової інформації, її достовірність та конфенденційність, а в контексті фінансових та банківських систем можна виокремити задачу швидкого та якісного пошуку інформації. Сьогодні існує чимало пошукових серверів, які дозволяють проводити пошук у всесвітній мережі, серед них Alta Vista, Excite, HotBot, InfoSeek, Web Crawler. Всі вони у своїй роботі застосовують сучасні алгоритми пошуку. В дані роботі акцентовано увагу на алгоритмах регіонального пошуку[1]. Регіонами можуть виступати як окремі банки та їх філії, що мають свої електронні представлення в мережі, так і сукупності фінансових установ, які охоплюють певні географічно окреслені регіони. Регіональна ідентифікація в Інтернеті робиться відповідно до домену чи тематики інформації.

Як особливо актуальну галузь застосування алгоритмів регіонального пошуку варто виділити страхування. Саме на основі алгоритмів регіонально пошуку можна побудувати роботу страхових агенцій. Така агенція виступає центром, так званого, ареалу, в якому відбувається пошук потенційних клієнтів. Часто такі агенції утворюють цілі мережі. Таким чином досить великі території можуть покриватися їхніми послугами.

Задача регіонального пошуку, в геометричній інтерпретації, для кругового регіону формулюється так: на заданій множині точок рухається вільно круг радіуса R, необхідно визначити множину точок, які потрапляють у круг для кожного запитного розташування й значення R.

В загальному випадку регіоном пошуку може будь-яка геометрична фігура: для простору R^2 це площа обмежена кривими n-го порядку, для просторів R^j, де $j > 2$, це гіперплощини.

Література:

1. Ф. Препарата, М. Шеймос. Вычислительная геометрия.Введение.-М.: Мир, 1989, 478с.