

# Оценивание индекса Блюменталья-Гетура на основе асимптотического поведения характеристической функции\*

Панов В. А.

vladimir.panov@uni-due.de

Москва, лаборатория структурных методов анализа данных в предсказательном моделировании (МФТИ),  
Дуйсбург, университет Дуйсбург-Эссен (Германия)

В данной работе рассмотрена задача оценивания индекса Блюменталья-Гетура для двух классов процессов, широко используемых для моделирования в задачах финансовой математики - для процессов Леви с изменяющимся временем и для моделей стохастической волатильности. Представлен новый метод получения состоятельных оценок, основанный на изучении асимптотического поведения характеристической функции.

## Введение

Процессы Леви являются одним из наиболее популярных инструментов для моделирования финансовых временных рядов. На основе данных процессов можно построить модели, учитывающие специфические свойства финансовых данных [2], [6], [11].

Целью данной работы является оценка *активности прыжков* процесса Леви  $Z$ , используемого для моделирования. Под прыжками мы понимаем моменты времени  $s$ , когда  $|Z_s - Z_{s-}| > 0$ . В задачах финансовой математики, прыжок процесса  $Z$  интерпретируется как резкое колебание цены в этот момент времени. В связи с такой трактовкой, *активность прыжков* - это некоторая величина, характеризующая «нервность» (или, наоборот, «стабильность») на рынке.

Предполагается, что доступны наблюдения рассматриваемого процесса в моменты времени  $t_k = k\Delta$ ,  $k = 1..n$ . Методы обработки этих данных зависят от предположений об интервале между соседними наблюдениями. Наиболее часто рассматриваются 2 типа предположений: данные имеют высокочастотный или низкочастотный характер (*high-frequency setup* или *low-frequency setup*).

В первом случае  $\Delta$  стремится к 0 при  $n \rightarrow \infty$  таким образом, что  $\Delta * n$  является постоянной величиной. Для данных такого типа задача оценивания активности прыжков изучена достаточно полно [1]. Процедура оценивания основана на наблюдении, что когда  $\Delta$  принимает маленькие значения, большое приращение  $X_{k\Delta} - X_{(k-1)\Delta}$  свидетельствует о наличии прыжка между точками  $t_{k-1}$  и  $t_k$ .

В случае, когда данные имеют низкочастотный характер,  $\Delta$  является величиной, не уменьшающейся при увеличении  $n$ . Этот факт делает затруднительным, а иногда и невозможным эффективное оценивание некоторых важных характеристик процессов. Действительно, большое приращение процесса может быть объяснено как прыжком, так и

плавной изменчивостью между соответствующими моментами времени.

В данной статье описан метод построения состоятельных оценок в случае низкочастотных данных. Метод основан на изучении асимптотического поведения характеристической функции. Данный подход был впервые предложен в работе [2]. Затем похожие идеи были применены к стохастическим моделям волатильности [9]. В рамках данной работы показаны основные идеи данного метода, а также описано применение для ещё одного широкого класса процессов - для процессов Леви с изменяющимся временем.

## Основные определения

### Процессы Леви

**Определение 1.** Процесс  $Z = (Z_t)_{t \geq 0}$  называется процессом Леви, если

- 1)  $Z_0 = 0$  п.н.;
- 2) приращения процесса независимы, т.е.  $\forall 0 \leq t_1 \leq t_2 \leq \dots \leq t_n \leq \infty$ , случайные величины  $Z_{t_2} - Z_{t_1}, Z_{t_3} - Z_{t_2}, \dots, Z_{t_n} - Z_{t_{n-1}}$  являются независимыми;
- 3) приращения являются стационарными, т.е.  $\forall t > s$  случайная величина  $Z_t - Z_s$  имеет то же распределение, что и  $Z_{t-s}$ ;
- 4)  $Z_t$  обладает свойством стохастической непрерывности, т.е.

$$\forall t > 0, \forall \varepsilon > 0, \lim_{s \rightarrow 0} P \{|Z_{t+s} - Z_t| > \varepsilon\} = 0.$$

Например, процессами Леви являются Винеровский процесс, (составной) процесс Пуассона,  $\alpha$ -стабильный процесс и многие другие.

Важным свойством процессов Леви является возможность представить характеристическую функцию в виде

$$\varphi(u) := E[\exp\{iu^\top Z_t\}] = \exp\{t g(u)\},$$

где функция  $g(u)$  называется характеристической экспонентой процесса  $Z$ . Характеристическая экспонента может быть разложена по следующей фор-

Работа выполнена при финансовой поддержке правительства России, грант № 11.G34.31.0073.

муле, известной как формула Леви-Хинчина:

$$g(u) = i\mu u - \frac{1}{2}\sigma^2 u^2 + \int_{\mathbb{R} \setminus \{0\}} (e^{iux} - 1 - iux \cdot \mathbf{1}_{\{|x| \leq 1\}}) \nu(dx),$$

где  $\mu \in \mathbb{R}$ ,  $\sigma > 0$ , а мера  $\nu$  на  $\mathbb{R} \setminus \{0\}$ , называемая мерой Леви, удовлетворяет условию

$$\int_{\mathbb{R} \setminus \{0\}} (|x|^2 \wedge 1) \nu(dx) < \infty.$$

Таким образом, тройка  $(\mu, \sigma^2, \nu)$  задаёт характеристическую функцию процесса. В данной работе мы предполагаем что эта тройка известна.

### Индекс Блюменталья-Гетура

**Определение 2.** Для одномерного процесса Леви  $Z = (Z_t)_{t \geq 0}$  с мерой Леви  $\nu$ , индекс Блюменталья-Гетура (БГ) определяется как

$$BG(Z) := \inf \left\{ r > 0 : \int_{|x| \leq 1} |x|^r \nu(dx) < \infty \right\}.$$

Оценивание этой величины важно по нескольким причинам. Во-первых, индекс БГ является характеристикой активности прыжков. Индекс изменяется от 0 до 2; чем больше значение, тем более данный процесс Леви похож на Винеровский [9]. Во-вторых, порядки сходимости различных алгоритмов, основанных на методе Монте-Карло, зависят от значения этого индекса [7].

### Стохастические модели волатильности

Наиболее известной моделью для процессов цены является модель Блэка-Шоулза, определяемая решением стохастического дифференциального уравнения

$$\frac{dS_t}{S_t} = a dt + v dW_t, \quad (1)$$

где  $a \in \mathbb{R}$ ,  $v > 0$ , и  $W_t$  является Винеровским процессом. Решение уравнения (1) может быть выписано в явном виде

$$S_t = S_0 \exp \left\{ (\mu - v^2/2) t + v W_t \right\}.$$

Параметр  $v$  называется *волатильностью*. Этот параметр тесно связан с дисперсией процесса цены,

$$v^2 = \frac{1}{t} D(\ln S_t).$$

Многочисленные исследования показывают, что представление волатильности как детерминированной величины может привести к некорректным результатам. Например, если цена ведёт себя скачкообразно, то волатильность также меняется [5],

[8]. Это наблюдение приводит к рассмотрению более общего класса моделей, в которых волатильность представлена некоторым случайным процессом. Такие модели известны как *стохастические модели волатильности* [6].

Рассмотрим модель, в которой процесс цены  $X_t$  и процесс волатильности  $V_t$  задаются как решения системы стохастических дифференциальных уравнений,

$$\begin{aligned} dX_t &= (a_X + b_X V_{t-}) dt + \sqrt{V_{t-}} dW_{1,t} + dZ_{1,t}, \\ dV_t &= (a_V - b_V V_{t-}) dt + a_V \sigma_V \sqrt{V_{t-}} dW_{2,t} + dZ_{2,t}, \end{aligned}$$

где  $(W_{1,t}, W_{2,t})$  - это двумерный Винеровский процесс,  $\sigma_V \geq 0$ ,  $a_V \geq 0$ ,  $b_V > 0$ ,  $Z_{1,t}$  и  $Z_{2,t}$  являются процессами Леви, причём процесс  $Z_{2,t}$  возрастает по времени или является постоянной величиной.

Напомним, что целью данного исследования является оценивание индекса БГ для процессов Леви по выборке из низкочастотных данных  $X_{\Delta k}$ ,  $k = 1..n$ . Основу для данного алгоритма составляет следующий теоретический факт:

**Теорема 1.** [4], [9]. Пусть процесс  $V_t$  является эргодическим. Тогда характеристическая функция приращений  $X_{k\Delta} - X_{(k-1)\Delta}$  может быть представлена как

$$\begin{aligned} \log |\varphi^\Delta(u)| &= -\tau_1 u - \tau_2 u^\alpha (1 + r(u)), \\ |r(u)| &\leq \tau_3 u^{-\varkappa}, \quad u > 1, \end{aligned}$$

где  $\tau_1, \tau_2, \tau_3, \alpha$  и  $\varkappa$  - неотрицательные числа. Кроме того,

- если  $a_V > 0$ , то  $\tau_1 > 0$  и  $\alpha = \max\{\gamma_1, \gamma_2\}$ ;
- если  $a_V = 0$ , то  $\tau_1 = 0$  и  $\alpha = \max\{\gamma_1, 2\gamma_2\}$ ,

где  $\gamma_1$  и  $\gamma_2$  - индексы БГ для процессов  $Z_{1,t}$  и  $Z_{2,t}$  соотв.

Таким образом, оценивание параметра  $\alpha$  ведёт к верхним оценкам для индексов БГ. Основная идея приведённой ниже процедуры оценивания  $\alpha$  состоит в следующем преобразовании логарифма характеристической функции:

$$\begin{aligned} \mathcal{Y}(u) &:= \log \left\{ -\log \left[ |\varphi^\Delta(u)|^{2\theta} / |\varphi^\Delta(\theta u)|^2 \right] \right\} \\ &= \log(2\tau_\theta) + \alpha \log(u) + \log(Q(u)), \end{aligned}$$

где  $\theta > 1$ ,  $\tau_\theta = \tau_2(\theta - \theta^\alpha)$  и  $Q(u) \rightarrow 1$  при  $u \rightarrow \infty$ . Отметим, что задача оценивания  $\alpha$  может быть теперь рассмотрена как задача регрессии.

Алгоритм состоит из следующих этапов:

1. оценивание характеристической функции [12]:

$$\varphi_n(u) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n e^{iu(Y_{\Delta k} - Y_{\Delta(k-1)})}; \quad (2)$$

2. оценивание функции  $\mathcal{Y}(u)$ :

$$\mathcal{Y}_n(u) = \log \left\{ -\log \left[ |\varphi_n(u)|^{2\theta} / |\varphi_n(\theta u)|^2 \right] \right\}; \quad (3)$$

3. оценивание параметра  $\alpha$ :

$$\alpha_n = \int_0^\infty w^{U_n}(u) \mathcal{Y}_n(u) du, \quad (4)$$

где  $U_n$  - это последовательность положительных чисел, стремящаяся к бесконечности при  $n \rightarrow \infty$ , а весовая функция  $w^{U_n}(u)$  допускает разложение  $w^{U_n}(u) = U_n^{-1} w^1(u/U_n)$ , причём функция  $w^1$  имеет компактный носитель  $[\delta, 1]$  и удовлетворяет условиям

$$\int_\delta^1 w^1(u) du = 0, \quad \int_\delta^1 w^1(u) \log u du = 1.$$

Как следует из теоремы 1, характеристическая функция для моделей с положительным параметром  $a_V$  и характеристическая функция для моделей с параметром  $a_V = 0$  имеют разное асимптотическое поведение. По этой причине свойства оценки  $\alpha_n$  различаются в зависимости от параметра  $a_V$ . В следующей теореме представлены некоторые свойства оценки  $\alpha_n$  для случая  $a_V > 0$ .

**Теорема 2.** [9]. Пусть последовательность  $U_n$  выбрана так, что

$$\frac{\log n}{\sqrt{n}} e^{2\theta(\tau_1 + \tau_2 + \tau_3)U_n} \rightarrow 0, \quad n \rightarrow \infty.$$

Тогда

1. (состоятельность)

$$\mathbb{P} \left\{ |\alpha - \alpha_n| > C_1 \log^{-\varkappa} n \right\} \leq C_2 n^{-1-\delta},$$

где  $C_1, C_2, \delta > 0$ ;

2. (асимптотическая нормальность)

$$\frac{1}{2} \sqrt{\frac{n}{\lambda_n}} (\alpha_n - \bar{\alpha}_n) \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0, 1), \quad n \rightarrow +\infty,$$

причём  $\lambda_n$  ведёт себя асимптотически следующим образом:

$$\lambda_n = C U_n^{-3/2} \log^{-2} (|\varphi^\Delta(U_n \theta)|^2 / |\varphi^\Delta(U_n)|^{2\theta}) \frac{1 - |\varphi^\Delta(\theta U_n)|^2}{|\varphi^\Delta(\theta U_n)|^4} [1 + o(1)], \quad n \rightarrow \infty,$$

где  $C > 0$ .

### Процессы Леви с изменяющимся временем

Рассмотрим теперь другой тип моделей, для которых подобная техника также приводит к построению состоятельных оценок для индекса БГ.

Пусть  $Z = (Z_t)_{t \geq 0}$  - процесс Леви, а  $T = (T(s))_{s \geq 0}$  - неотрицательный неубывающий процесс, причём  $T(0) = 0$ . Тогда процесс Леви с изменяющимся временем определяется как  $Y = (Y_s)_{s \geq 0} := (Z_{T(s)})_{s \geq 0}$ . Замена времени основана на идее, что периоды большой волатильности (большей «нервности» на рынке) можно представить как периоды, когда время течёт быстрее [11].

Анализ моделей с изменяющимся временем труден прежде всего потому, что процессы  $Z$  и  $T$  не наблюдаются непосредственно. Поэтому возникают задачи, связанные с оцениванием составных функций [3]. Кроме того, процесс  $Z$  не является процессом Леви - его приращения являются в общем случае зависимыми. Напомним также, данные имеют низкочастотный характер, что приводит к затруднениям, описанным во введении.

Предполагая независимость между процессами  $Z$  и  $T$ , а также стационарность и эргодичность процесса  $T$ , можно доказать следующий теоретический факт, который является аналогом теоремы 1.

**Теорема 3.** [10]. Пусть функция плотности случайной величины  $T_\Delta$  (процесс  $T$  в момент времени  $\Delta$ ) допускает следующее представление

$$p^\Delta(x) = x^{\beta-1} f(x),$$

где  $\beta > 0$ , и  $f(x)$  - бесконечно гладкая функция. Тогда характеристическая функция приращений  $Y_{k\Delta} - Y_{(k-1)\Delta}$  может быть представлена следующим образом:

$$|\psi^\Delta(u)| = \frac{c_\beta}{u^{2\beta}} \left( 1 - \frac{\tau_1 \beta d_\gamma}{u^{2-\gamma}} - \frac{\tau_2 \beta d_{\gamma-\chi}}{u^{2-(\gamma-\chi)}} (1 + o(1)) \right), \quad u \rightarrow \infty,$$

где  $\gamma$  - индекс Блюменталья-Гетура для процесса  $Z$ , и  $\tau_1, \tau_2, \chi, c_\beta, d_\gamma > 0$ .

Построение оценки для индекса БГ (и доказательство свойств этой оценки) в данном случае сложнее, чем для стохастических моделей волатильности. Основное затруднение вызывает существенная зависимость коэффициентов разложения характеристической функции от параметра  $\beta$ , который как правило не известен. Поэтому предлагается оценить сначала параметр  $\beta$ , а затем оценить  $\gamma$ , используя полученную оценку для  $\beta$ .

Алгоритм оценивания состоит из следующих шагов:

1. оценивание характеристической функции приращений наблюдаемого процесса  $Z$ :

$$\psi_n(u) := \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n e^{iu(Z_{\Delta k} - Z_{\Delta(k-1)})}; \quad (5)$$

2. оценивание параметра  $\beta$ :

$$\beta_n := -\frac{1}{2} \int_0^\infty w^{U_n}(u) \log |\psi_n(u)| du, \quad (6)$$

где весовая функция  $w^{U_n}(u)$  и последовательность  $U_n$  удовлетворяют условиям, описанным после формулы (4);

3. оценивание индекса Блюменталья-Гетура:

$$\gamma_n(\beta_n) := 2 - \int_0^\infty w^{V_n}(u) \log R_n(u) du, \quad (7)$$

где

$$R_n(u) = 1 - \frac{|\psi_n(u)|u^{2\beta_n}}{c_{\beta_n}},$$

а последовательность  $V_n$  удовлетворяет тем же условиям, что и  $U_n$ .

Состоятельность и порядки сходимости этой оценки показаны в следующей теореме.

**Теорема 4.** *Обозначим событие*

$$W_n := \left\{ |\gamma_n(\alpha_n) - \gamma| \leq \Psi_1 V_n^{-\chi} + \Psi_2 \frac{\log n}{\sqrt{n}} V_n^{2\alpha+(2-\gamma)} + \Psi_3 V_n^{2-\gamma} \log V_n |\alpha_n - \alpha| \right\},$$

где  $\Psi_1, \Psi_2, \Psi_3$  - некоторые известные положительные функции, зависящие от  $\alpha$  и  $\gamma$  [10]. Тогда найдутся положительные числа  $B$  и  $\delta$  такие, что

$$P\{W_n\} > 1 - Bn^{-1-\delta}.$$

## Выводы

В данной работе рассмотрены два широких класса моделей, основанных на процессах Леви - аффинные стохастические модели волатильности и процессы Леви с изменяющимся временем. В работе показано, что для обоих классов моделей активность прыжков (в терминах индекса Блюменталья-Гетура) может быть состоятельно оценена при помощи исследования асимптотического поведения характеристической функции. Предложены конкретные алгоритмы для оценивания, а также описаны некоторые свойства полученных оценок.

## Литература

- [1] Aït-Sahalia, Y. and Jacod, J. Estimating the degree of activity of jumps in high frequency financial data. *Ann.Stat.*, 37(5A):2202–2244, 2009.
- [2] Belomestny, D. Spectral estimation of the fractional order of a Lévy process. *Ann.Stat.*, 38(1):317–351, 2010.
- [3] Belomestny, D. Statistical inference for time-changed Lévy processes via composite characteristic function estimation. *Ann. Stat.*, 39(4):2205–2242, 2011.
- [4] Belomestny, D. and Panov, V. Abelian theorems for stochastic volatility models with application to the estimation of jump activity of volatility. WIAS Preprint, 1631, 2011.
- [5] Black, F. Fact and fantasy in the use of options. *Financial Analyst J.*, 31(4):36–41, 1975.
- [6] Cont, R. and Tankov, P. *Financial modelling with jump process*. CRC Press UK, 2004.
- [7] Dereich, S. Multilevel Monte Carlo algorithms for Lévy-driven SDEs with Gaussian correction. *Ann. Appl. Probab.*, 21:283–311, 2011.
- [8] Lewis, A. *Option valuation under stochastic volatility*. Finance Press, Newport Beach, 2000.
- [9] Panov, V. *Abelian theorems for stochastic volatility models and semiparametric estimation of the signal space*. PhD thesis, Humboldt University, 2012.
- [10] Panov, V. Statistical estimation of the jump activity for time-changed Lévy processes. In *Information Technologies and Systems 2012 (ITaS'12)*, Petrozavodsk, Russia, 2012.
- [11] Schoutens, W. *Lévy processes in finance*. John Wiley and Sons, 2003.
- [12] Ushakov, N.G. *Selected topics in characteristic functions*. VSP, Utrecht, 1999.