Научная статья
УДК 519.24
EDN SUWJUC
DOI 10.17150/2500-2759.2022.32(3).570-578

МОДЕЛИРОВАНИЕ РАЗМЕРОВ НАЛОГОВЫХ ПОСТУПЛЕНИЙ ВЕРОЯТНОСТНЫМИ ЗАКОНАМИ

О.В. Леонова
Байкальский государственный университет, г. Иркутск, Российская Федерация

Информация о статье

Дата поступления
11 августа 2022 г.

Дата принятия к печати
3 октября 2022 г.

Дата онлайн-размещения
8 ноября 2022 г.

Ключевые слова

Консолидированный бюджет; размер налоговых поступлений; распределение налогов; метод максимального правдоподобия; метод моментов; критерий согласия

Аннотация

Для получения объективных данных по результатам исследования за основу взяты не плановые показатели бюджетов всех субъектов Российской Федерации на предстоящий финансовый год, а фактически полученные параметры по исполнению бюджетов за минувший финансовый год. Практика показывает, что ежегодно практически во все бюджеты субъектов и консолидированный бюджет государства поступает значительно больше налоговых средств, чем было предусмотрено при принятии бюджетов на предстоящий год. Было бы ошибочным считать это превышение фактических налоговых поступлений над плановыми результатом более эффективной работы экономического сектора. Немаловажную роль здесь играет субъективный фактор. Налоговые и финансовые органы на местах, Федеральная налоговая служба и Министерство финансов РФ, отвечающие за разработку проектов бюджетов на предстоящий финансовый период и обеспечивающие их исполнение, иногда из прагматических соображений занижают реально возможную величину налоговых поступлений. Исходя из сказанного выше в основу анализа положены статистические данные об исполнении бюджетов субъектов Федерации за минувший год.

Статья посвящена моделированию размеров налоговых поступлений в консолидированный бюджет Российской Федерации. В работе отчетные данные о размерах налоговых поступлений от 85 субъектов РФ аппроксимированы следующими вероятностными законами: экспоненциальный закон, закон Парето, закон гамма-распределения (распределение Эрланга), логнормальный закон. Для каждого класса распределений сформулирована и решена задача оценивания неизвестных параметров с помощью специальных статистических методов. Качество подгонки построенных моделей с оцененными параметрами протестировано с помощью критерия согласия Пирсона. В результате исследования установлено, что распределение налоговых поступлений лучше всего описывается законом Парето и логнормальной моделью с оцененными параметрами.

Original article

MODELING THE SIZE OF TAX REVENUES BY PROBABILISTIC LAWS

Olga V. Leonova
Baikal State University, Irkutsk, the Russian Federation

Article info

Received
August 11, 2022

Accepted
October 3, 2022

Abstract

In order to obtain objective data based on the results of the study, the planned indicators of the budgets of all subjects of the Russian Federation for the upcoming financial year are not taken as a basis, but the actual parameters obtained for the execution of budgets for the past financial year. Practice shows that every year almost all budgets of

Available online
November 8, 2022

Keywords

Consolidated budget; amount of tax revenues; distribution of taxes; maximum likelihood method; method of moments; criterion of agreement

subjects and the consolidated budget of the state receive significantly more tax funds than was provided for when adopting budgets for the coming year. It would be erroneous to attribute this excess of actual tax revenues over planned ones due to the more efficient operation of the economic sector. The subjective factor plays an important role here. Local tax and financial authorities, the Federal Tax Service and the Ministry of Finance of the Russian Federation, which are responsible for developing draft budgets for the upcoming financial period and ensuring their execution, sometimes underestimate the actual possible amount of tax revenues for pragmatic reasons. Based on the above, the analysis is based on statistical data on the execution of budgets of the constituent entities of the federation for the past year.

This research is devoted to modeling the size of tax revenues to the consolidated budget of the Russian Federation. In the article, the reporting data on the size of tax revenues are approximated by the following probabilistic laws: exponential distribution, Pareto distribution, gamma distribution (Erlanger distribution), and lognormal distribution. For each class of distributions, the problem of estimating unknown parameters using maximum likelihood and moments methods is solved. As a result of the study, it was found that the distribution of tax revenues is best described by the Pareto law and the log-normal mode.

Введение

Для эффективного управления социально-экономическими процессами как внутри регионов, так и в целом в стране важно иметь обоснованный прогноз поступления налоговых средств в консолидированный бюджет Российской Федерации не только на планируемый бюджетный период, но и на среднесрочную перспективу [1; 2].

Значительная часть консолидированного бюджета страны формируется за счет налоговых поступлений от регионов, которые имеют неодинаковый экономический потенциал и, соответственно, различную налогооблагаемую базу [3]. Существующие методики подготовки исходных данных не всегда могут показать объективное состояние налогооблагаемого потенциала регионов, что в конечном итоге зачастую приводит к необоснованно высокой налоговой нагрузке на ряд субъектов Российской Федерации. Такие просчеты приходится компенсировать в течение года из федерального бюджета путем оказания финансовой поддержки этим регионам. В то же время некоторые регионы имеют налоговую нагрузку, не соответствующую их высокому экономическому потенциалу. Вполне очевидно, что есть необходимость создания модели, которая давала бы объективный прогноз поступления налоговых средств из регионов в консолидированный бюджет Российской Федерации на основе реального состояния экономики всех областей и краев страны [4].

Для проведения исследования можно использовать математические методы, которые успешно применялись в различных сферах для моделирования социально-экономических процессов [5; 6].

При описании любых экономических процессов очень часто используются известные законы распределения с целью построения теоретико-вероятностных моделей реальных социально-экономических явлений.

Поскольку поступление налогов в консолидированный бюджет РФ — это реальное экономическое явление, аппроксимируем реальные экономические данные известными вероятностными законами, которые чаще всего используются для описания подобных явлений: экспоненциальный закон $X \sim E(\lambda)$, закон Парето $X \sim P(\alpha, \lambda)$, гамма-распределение $X \sim G(k, \theta)$, логнормальное распределение $X \sim LN(\mu, \sigma)$ [7].

В качестве эмпирических данных возьмем размеры налоговых поступлений в консолидированный бюджет по субъектам РФ за 2021 г.[1]

Данные по 85 регионам, упорядоченные и частично сглаженные, представлены на рис. 1.

Постановка задачи

Для законов, перечисленных выше, с помощью методов оценивания найти оценки неизвестных параметров, которые наилучшим образом соответствовали бы истинным неизвестным значениям. С помощью специальных статистических критериев проверить качество построенных моделей, выбрать наилучшую из них.

[1] Аналитический портал ФНС России. URL: https://analytic.nalog.gov.ru.

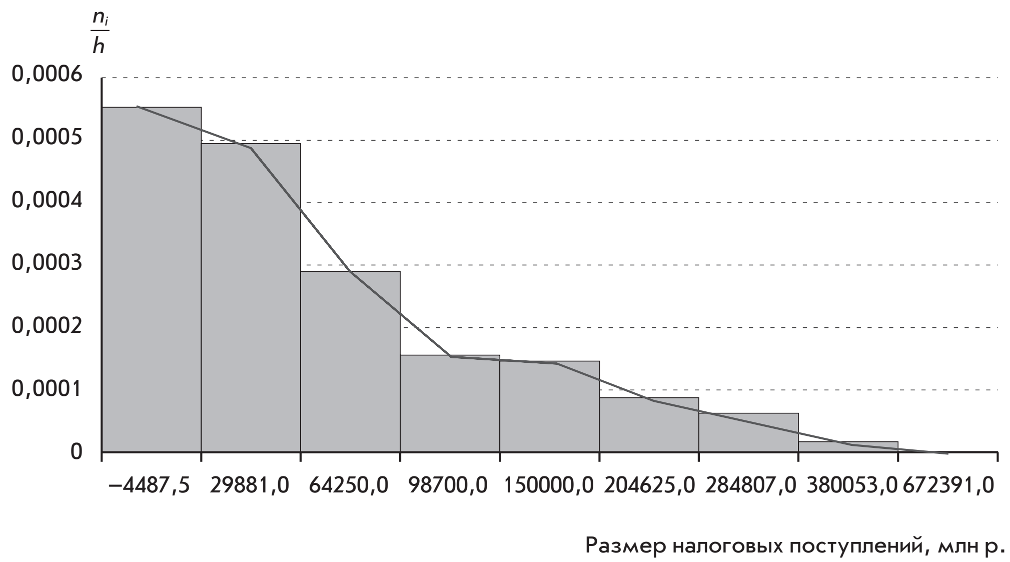

Рис. 1. Гистограмма размеров поступления налогов

Аппроксимация данных экспоненциальным законом

Экспоненциальный закон (экспоненциальное распределение) — распределение непрерывной случайной величины, которое моделирует время между двумя соседними событиями, играет важную роль в теории массового обслуживания и теории надежности. Кривая распределения экспоненциального закона очень сильно напоминает статистическую аппроксимацию теоретической функции плотности, представленную на рис. 1. Поэтому экспоненциальный закон был выбран в качестве аппроксимирующего распределения.

Допустим, что изучаемая случайная величина X — размер налоговых поступлений в консолидированный бюджет РФ — распределена по экспоненциальному закону с неизвестным параметром λ. Тогда совместная плотность распределения выборки будет иметь вид

$$p(x;\lambda) = \lambda e^{-\lambda x},\ x > 0,$$

где $x_1, x_2, \ldots, x_n$ — независимые результаты наблюдения, т.е. значения случайной величины X.

Для нахождения оценки неизвестного параметра λ используем метод максимального правдоподобия [8].

Построим функцию правдоподобия:

$$L(\lambda) = \prod_{i=1}^{85} p(x_i;\ \lambda) = \prod_{i=1}^{85} \lambda e^{-\lambda x_i} = \lambda^n e^{-\lambda \sum_{i=1}^{85} x_i}.$$

Для упрощения расчетов составим логарифмическую функцию правдоподобия:

$$l(\lambda) = \ln L(\lambda) = n \ln \lambda - \lambda \sum_{i=1}^{85} x_i.$$

Далее составляем уравнение правдоподобия и решаем его:

$$\frac{\partial l(\lambda)}{\partial} = \frac{n}{\lambda} - \sum_{i=1}^{85} x_i = 0,\ \lambda = \lambda \frac{n}{\sum_{i=1}^{85} x_i} =$$

$$= \frac{1}{\bar{x}} = 3{,}75 \cdot 10^{-6},$$

где $\bar{x} = 267002$ — арифметическое среднее, рассчитанное по выборке наблюдений.

Сформулируем гипотезу о том, что изучаемая случайная величина X — размер налоговых поступлений в консолидированный бюджет РФ — распределена по экспоненциальному закону с неизвестным параметром λ, $H_0 : X \sim E(\lambda)$. Поскольку параметр λ неизвестен, заменим его несмещенной оценкой, найденной методом максимального правдоподобия. После проверки этой гипотезы сделаем вывод о близости подобранного экспоненциального распределения к эмпирическим данным. Для тестирования этой гипотезы будем использовать критерий согласия χ^2.

Суть критерия χ^2 заключается в сравнении эмпирических и теоретически ожидаемых частот.

Сгруппируем 85 наблюдений в 9 интервалов, для каждого интервала определим эмпирическую частоту, теоретически ожидаемые частоты найдем с помощью специальной встроенной функции =ЭКСПРАСП() программы Microsoft Excel, результаты расчетов сведем в табл. 1.

Найдем наблюдаемое значение критерия хи-квадрат: $\chi_0^2 = \sum_{i=1}^{9} \frac{(n_i - np_i)^2}{np_i} =$

Bulletin of Baikal State University, 2022, vol. 32, no. 3, pp. 570–578

Таблица 1

Эмпирические и теоретически ожидаемые частоты для экспоненциального распределения

Интервалы	Эмпирические частоты n_i	Теоретически ожидаемые частоты np_i
(−4487,5–29881)	19	8,983677599
(29881–64250)	17	9,165234957
(64250–98700)	10	8,077988142
(98700–150000)	8	10,25625062
(150000–204625)	8	8,961209347
(204625–284807)	7	10,24453277
(284807–380053)	6	8,780608674
(380053–672391)	5	13,64736547
(672391–4162437,3)	5	6,883117569
Итого	85	84,99998515

$= 26{,}82$ — и сравним его с критическим значением. Критическая точка определяется как квантиль распределения хи-квадрат с вероятностью ошибки первого рода 0,05 и числом степеней свободы $k - 2 = 7$, который можно определить с помощью встроенной функции =ХИ2ОБР(0,05;7) программы Microsoft Excel, $\chi^2_{кр} = 14{,}07$.

Наблюдаемое значение критерия оказалось больше критической точки, поэтому гипотеза $H_0 : X \sim E(\lambda)$ отвергается. Это означает, что исследуемая случайная величина X — размер налоговых поступлений в бюджет — не распределена по экспоненциальному закону с параметром $\hat{\lambda} \approx 3{,}75 \cdot 10^{-6}$.

По сравниваемым частотам построим график подбора экспоненциального распределения к эмпирическим данным (рис. 2).

График подбора наглядно иллюстрирует значительное расхождение эмпирических и теоретических значений, следовательно, необходимо подобрать другое распределение вероятностей.

Аппроксимация данных законом Парето

Закон Парето (распределение Парето) — это двухпараметрическое непрерывное распределение, которое часто используется для описания экономических, социальных и физических процессов и явлений.

Предположим, что исследуемая случайная величина X — размер налоговых поступлений в бюджет — распределена по закону Парето с неизвестными параметрами α и λ. Тогда совместная плотность распределения выборки будет иметь вид

$$p(x;\ \alpha,\ \lambda) = \frac{\alpha\lambda^{\alpha}}{(\lambda + x)^{+1}},\quad x > 0,$$

где $x_1, x_2, \ldots, x_n$ — независимые результаты наблюдения, т.е. значения случайной величины X.

Для оценки неизвестных параметров α и λ будем использовать метод моментов [9]. С этой целью приравняем эмпирические моменты к теоретическим и в результате получим систему из двух уравнений с двумя неизвестными:

$$\begin{cases} \dfrac{\lambda}{\alpha - 1} = 267002, \\[2ex] \dfrac{\alpha\lambda^2}{(\alpha - 1)^2(\alpha - 2)} = 3{,}1 \cdot 10^{11}. \end{cases}$$

Решение этой системы даст оценки неизвестных параметров $\hat{\alpha} = 2{,}6$, $\hat{\lambda} = 427203{,}2$.

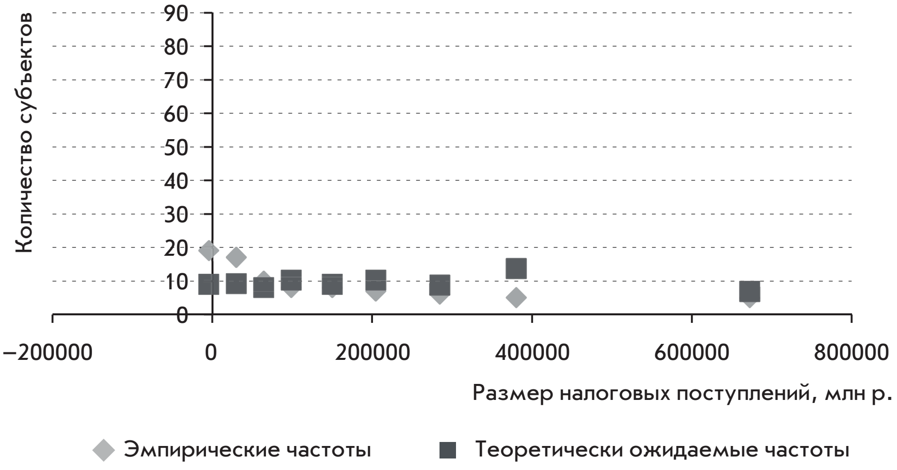

Рис. 2. График подбора эмпирических данных экспоненциальным законом

ISSN 2500-2759

Сформулируем гипотезу о том, что исследуемая случайная величина X — размер налоговых поступлений — распределена по закону Парето с неизвестными параметрами α и λ, $H_0 : X \sim P(\alpha, \lambda)$. Поскольку параметры неизвестны, заменим их несмещенными оценками, найденными методом моментов. После проверки этой гипотезы сделаем вывод о близости подобранного распределения Парето к эмпирическим данным. Для тестирования этой гипотезы будем использовать критерий согласия χ^2.

Теоретические частоты найдем как разность функции распределения на концах интервалов по формуле

$$np_i = P(x_i < X < x_{i+1} / H_0) = F(x_{i+1}) - F(x_i),$$

где

$$F(x;\, \alpha, \lambda) = 1 - \frac{\lambda^\alpha}{(\lambda + x)^\alpha},\ x > 0 \text{ —}$$

функция распределения Парето. Результаты расчетов внесем в табл. 2.

Таблица 2

Эмпирические и теоретически ожидаемые частоты для распределения Парето

Интервалы	Эмпирические частоты n_i	Теоретически ожидаемые частоты np_i
(–4487,5–29881)	19	16,08379573
(29881–64250)	17	12,2560798
(64250–98700)	10	9,539540135
(98700–150000)	8	10,64196319
(150000–204625)	8	8,140853606
(204625–284807)	7	8,199680942
(284807–380053)	6	6,26743911
(380053–672391)	5	8,965658903
(672391–4162437,3)	5	7,095898795
Итого	85	87,1909102

Найдем наблюдаемое значение критерия хи-квадрат: $\chi_0^2 = \sum_{i=1}^{9} \frac{(n_i - np_i)^2}{np_i} = 5{,}6$ — и сравним его с критической точкой. Критическая точка — это квантиль распределения хи-квадрат с вероятностью ошибки первого рода 0,05 и числом степеней свободы $k - 3 = 6$, который можно определить с помощью встроенной функции =ХИ2ОБР(0,05;6) программы Microsoft Excel, $\chi^2_{кр} = 12{,}59$.

Наблюдаемое значение оказалось меньше критической точки, значит, гипотеза $H_0 : X \sim P(\alpha, \lambda)$ принимается и исследуемая величина X — размер налоговых поступлений — распределена по закону Парето с параметрами $\hat{\alpha} = 2{,}6$, $\hat{\lambda} = 427203{,}2$.

По данным табл. 2 построим график подбора эмпирического распределения к закону Парето (рис. 3).

График подбора наглядно иллюстрирует хорошую подгонку эмпирическим данным, поэтому распределение Парето можно выбрать в качестве аппроксимирующего.

Аппроксимация данных гамма-распределением

Гамма-распределение — это двухпараметрическое непрерывное распределение,

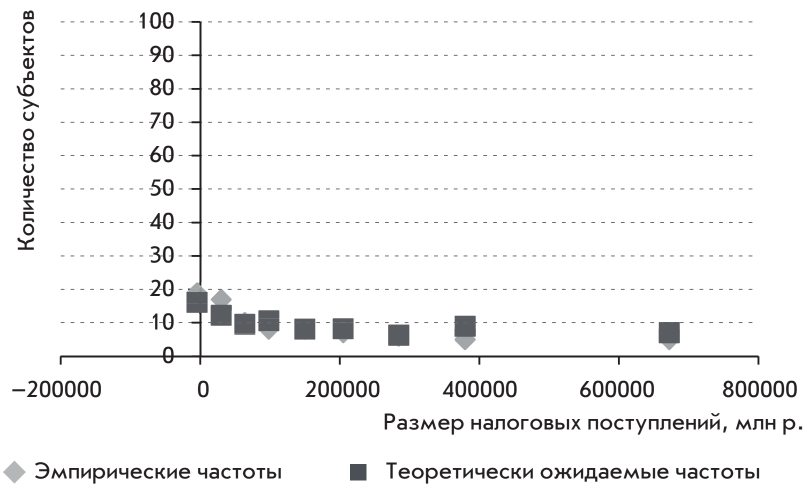

Рис. 3. График подбора эмпирических данных законом Парето

ISSN 2500-2759

которое является обобщающим для многих других распределений и часто используется в эконометрике для моделирования времени ожидания.

Предположим, что исследуемая случайная величина X — размер налоговых поступлений — распределена по закону гамма-распределения с неизвестными параметрами k и θ. Тогда совместная плотность распределения выборки будет иметь вид [10]

$$p(x;\,k,\,\theta) = \frac{x^{k-1}e^{-\frac{x}{\vartheta}}}{\Gamma(k)\theta^k},\ x \geq 0,$$

где $x_1, x_2, \ldots, x_n$ — независимые результаты наблюдения, т.е. значения случайной величины X.

Для нахождения оценок неизвестных параметров используем метод моментов. С этой целью приравняем теоретические и эмпирические моменты и получим систему уравнений:

$$\begin{cases} k\theta = 267002, \\ k\theta^2 = 3{,}1 \cdot 10^{11}. \end{cases}$$

Решение этой системы даст оценки неизвестных параметров $\hat{k} = 0{,}229361$, $\hat{\theta} = 1164113$.

Сформулируем гипотезу о том, что исследуемая случайная величина X — размер налоговых поступлений — распределена по гамма-закону с неизвестными параметрами k и θ, $H_0 : X \sim G(k,\,\theta)$. Поскольку параметры неизвестны, заменим их несмещенными оценками, найденными методом моментов. После проверки этой гипотезы сделаем вывод о близости подобранного гамма-распределения к эмпирическим данным. Для тестирования гипотезы будем использовать критерий согласия χ^2. Теоретически ожидаемые частоты найдем с помощью встроенной функции =ГАММАРАСП() программы Microsoft Excel, результаты расчетов сведем в табл. 3.

Таблица 3

Эмпирические и теоретически ожидаемые частоты для гамма-распределения

Интервалы	Эмпирические частоты n_i	Теоретически ожидаемые частоты np_i
(–4487,5–29881)	19	40,09182893
(29881–64250)	17	7,436893312
(64250–98700)	10	4,636573751
(98700–150000)	8	4,803779322
(150000–204625)	8	3,701133324
(204625–284807)	7	4,005232017
(284807–380053)	6	3,47999217
(380053–672391)	5	6,497678039
(672391–4162437,3)	5	10,15646769
Итого	85	84,80957856

Найдем наблюдаемое значение критерия хи-квадрат: $\chi_0^2 = \sum_{i=1}^{9} \frac{(n_i - np_i)^2}{np_i} = 43{,}75$ — и сравним его с критической точкой. Критическую точку можно определить с помощью встроенной функции =ХИ2ОБР(0,05;6) программы Microsoft Excel, $\chi^2_{кр} = 12{,}59$.

Наблюдаемое значение критерия оказалось больше критической точки, поэтому гипотеза $H_0 : X \sim G(k,\,\theta)$ отвергается. Это означает, что исследуемая случайная величина X — размер налоговых поступлений — не распределена по гамма-закону с параметрами $\hat{k} = 0{,}229361$, $\hat{\theta} = 1164113$.

По сравниваемым частотам построим график подбора гамма-распределения к эмпирическим данным (рис. 4).

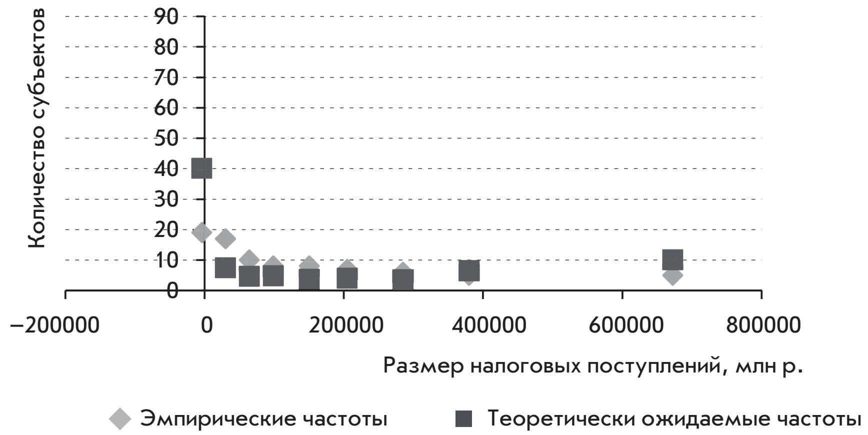

Рис. 4. График подбора эмпирических данных гамма-законом

Известия Байкальского государственного университета. 2022. Т. 32, № 3. С. 570–578

ISSN 2500-2759

График подбора наглядно иллюстрирует значительное расхождение эмпирических и теоретических значений, следовательно, необходимо подобрать другое распределение вероятностей.

Аппроксимация данных логнормальным законом

Логнормальный закон (логарифмически нормальное распределение) — это распределение непрерывной случайной величины, логарифм которой распределен по нормальному закону. Часто используется при моделировании случайных процессов в медицине и экономике.

Предположим, что исследуемая случайная величина X — размер налоговых поступлений — распределена по логнормальному закону с неизвестными параметрами μ и σ. Тогда совместная плотность распределения выборки будет иметь вид [11]

$$p(x;\,\mu,\,\sigma) = \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}},\ x,\,\sigma > 0,$$

где $x_1, x_2, \dots, x_n$ — независимые результаты наблюдения, т.е. значения случайной величины X.

Оценки параметров μ и σ логнормального распределения с использованием метода моментов будем находить из системы уравнений:

$$\begin{cases} e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}} = 267002, \\ \left(e^{\sigma^2} - 1\right) e^{2\mu + \sigma^2} = 3{,}1 \cdot 10^{11}. \end{cases}$$

Решение этой системы дает оценки неизвестных параметров $\hat{\mu} = 11{,}65554$, $\hat{\sigma} = 1{,}295744$.

Сформулируем гипотезу о том, что исследуемая случайная величина X — размер налоговых поступлений — распределена по логнормальному закону с неизвестными параметрами μ и σ, $H_0 : X \sim LN(\mu,\,\sigma)$. Поскольку параметры неизвестны, заменим их несмещенными оценками, найденными методом моментов. После проверки этой гипотезы ответим на вопрос о близости подобранного логнормального распределения к эмпирическим данным. Для тестирования гипотезы будем использовать критерий согласия χ^2. Теоретически ожидаемые частоты найдем с помощью встроенной функции =ЛОГНОРМРАСП() программы Microsoft Excel, результаты расчетов сведем в табл. 4.

Найдем наблюдаемое значение критерия хи-квадрат: $\chi_0^2 = \sum_{i=1}^{9} \frac{(n_i - np_i)^2}{np_i} = 6{,}02$ — и

Таблица 4

Эмпирические и теоретически ожидаемые частоты для логнормального распределения

Интервалы	Эмпирические частоты n_i	Теоретически ожидаемые частоты np_i
(–4487,5–29881)	19	12,63404108
(29881–64250)	17	15,06091712
(64250–98700)	10	10,74023204
(98700–150000)	8	10,89693902
(150000–204625)	8	7,698222554
(204625–284807)	7	7,34146172
(284807–380053)	6	5,438990961
(380053–672391)	5	7,810222397
(672391–4162437,3)	5	7,138958172
Итого	85	84,75998506

сравним его с критической точкой. Критическую точку определим с помощью встроенной функции =ХИ2ОБР(0,05;6) программы Microsoft Excel, $\chi^2_{кр} = 12{,}59$.

Наблюдаемое значение критерия оказалось меньше критической точки, поэтому гипотеза $H_0 : X \sim LN(\mu,\,\sigma)$ принимается. Это означает, что исследуемая случайная величина X — размер налоговых поступлений — распределена по логнормальному закону с параметрами $\hat{\mu} = 11{,}65554$, $\hat{\sigma} = 1{,}295744$.

По сравниваемым частотам построим график подбора гамма-распределения к эмпирическим данным (рис. 5).

График подбора наглядно иллюстрирует хорошую подгонку эмпирическим данным. Поэтому логнормальное распределение можно выбрать в качестве аппроксимирующего.

Заключение

Таким образом, результаты расчетов показали, что из четырех рассмотренных моделей только две можно применять для аппроксимации размеров налоговых поступлений — закон Парето и логнормальный закон, причем с позиции критерия хи-квадрат распределение Парето оказалось чуть лучше, чем логнормальное. То есть при моделировании размера налоговых поступлений в консолидированный бюджет РФ можно использовать эти вероятностные распределения с оцененными параметрами.

ISSN 2500-2759

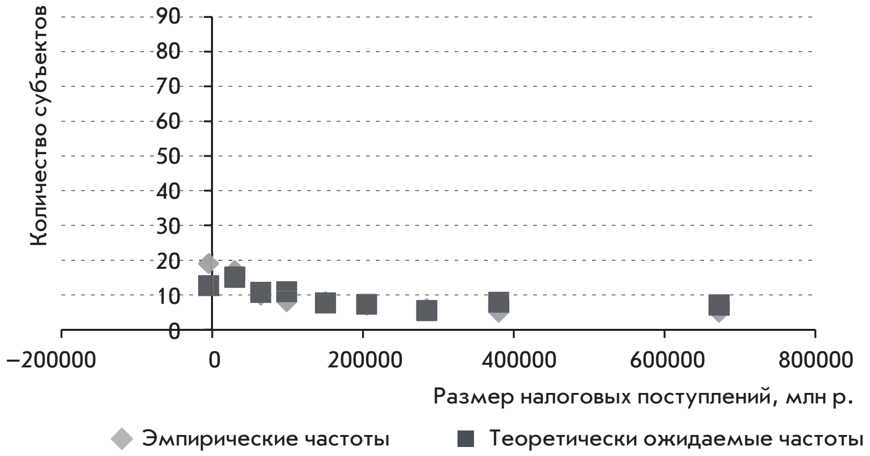

Рис. 5. График подбора эмпирических данных логнормальным законом

Наличие закона распределения для любого процесса очень полезно, поскольку появляется возможность оценить дальнейшее течение этого процесса и узнать его различные характеристики.

Например, если использовать закон Парето с оцененными параметрами $\hat{\alpha} = 2{,}6$, $\hat{\lambda} = 427203{,}2$, то можно определить основные числовые характеристики процесса поступления налогов в консолидированный бюджет РФ.

Пусть величина X — размер налоговых поступлений — распределена по закону Парето с неизвестными параметрами $\hat{\alpha} = 2{,}6$, $\hat{\lambda} = 427203{,}2$. Тогда математическое ожидание $MX = 267001{,}9971$ млн р. покажет средний размер налоговых поступлений; среднее квадратическое отклонение $\sigma X = 555808{,}9791$млн р. покажет среднее отклонение размера налоговых поступлений от среднего значения; мода $x_{mod} = 427203{,}2$ млн р. покажет размер налоговых поступлений для большинства субъектов РФ; медиана $x_{mod} = 557718{,}7688$ млн р. покажет, что у половины субъектов РФ размер налоговых поступлений меньше этого значения, у половины — больше; квантиль уровня 0,7 $x_{0,7} = 251596{,}5991$ млн р. покажет, что у 70 % субъектов РФ размер налоговых поступлений меньше этого значения.

Эффективность экономического развития во многом зависит от того, насколько хорошо пополняется консолидированный бюджет РФ. Полученные в работе результаты исследования могут в дальнейшем быть использованы для анализа и прогноза налоговых поступлений, поскольку описание размеров поступлений с помощью логнормальной и модели Парето может существенно упростить и улучшить подготовку исходных материалов для получения объективных прогнозных данных о поступлении налоговых средств от регионов в консолидированный бюджет Российской Федерации и дает возможность более качественно готовить проекты бюджета страны на предстоящий период и среднесрочную перспективу.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Анализ тенденций в бюджетно-налоговой сфере России / ред. Л.Н. Лыкова, И.С. Букина ; Рос. экон. ун-т им. Г.В. Плеханова. — 2021. — Вып. 26. — С. 1–16. — DOI 10.21686/atbns/22.2021. — EDN UOSKYJ.

2. Бубнов В.А. Понятийный аппарат налогового потенциала / В.А. Бубнов, Н.К. Окишева. — DOI 10.17150/2411-6262.2022.13(1).3. — EDN BWXXKV // Baikal Research Journal. — 2022. — Т. 13, № 1. — URL: http://brj-bguep.ru/reader/article.aspx?id=25018.

3. Федотов Д.Ю. Налоговая нагрузка как одно из условий, благоприятствующих теневой экономике в российских регионах / Д.Ю. Федотов. — DOI 10.17150/2411-6262.2022.13(1).10. — EDN DWYIBR // Baikal Research Journal. — 2022. — Т. 13, № 1. — URL: http://brj-bguep.ru/reader/article.aspx?id=25025.

4. Кисель А.И. Анализ поступления налогов, сборов и иных обязательных платежей в консолидированный бюджет России / А.И. Кисель. — EDN CDXANL // Молодой ученый. — 2020. — № 7. — С. 161–165.

5. Ованесян С.С. Системный анализ влияния налогов на мотивацию и налоговую нагрузку бизнеса / С.С. Ованесян. — DOI 10.17150/2500- 2759.2022.32(2).257-265. — EDN YNCNDM // Известия Байкальского государственного университета. — 2022. — Т. 32, № 2. — С. 257–265.

6. Антипина Н.В. Динамическая модель оптимального распределения богатства индивида / Н.В. Антипина. — DOI 10.17150/2500-2759.2020.30(1).149- 154. — EDN GWVJNC // Известия Байкальского государственного университета. — 2020. — Т. 30, № 1. — С. 149–154.

7. Гмурман В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика : учеб. пособие / В.Е. Гмурман. — 12-е изд. — Москва : Юрайт, 2014. — 478 с.

ISSN 2500-2759

8. Эконометрика : учебник / В.С. Мхитарян, М.Ю. Архипова, В.А. Балаш [и др.] ; под ред. В.С. Мхитаряна. — Москва, 2014. — 380 с.

9. Вентцель Е.С. Теория вероятностей : учебник / Е.С. Вентцель. — 4-е изд. — Москва : Наука, 1969. — 576 с.

10. Колемаев В.А. Теория вероятностей и математическая статистика : учебник / В.А. Колемаев, В.Н. Калинина. — 3-е изд., перераб. и доп. — Москва : Кнорус, 2017. — 367 с.

11. Балдин К.В. Теория вероятностей и математическая статистика : учебник / К.В. Балдин, В.Н. Башлыков, А.В. Рукосуев. — 2-е изд. — Москва : Дашков и К°, 2010. — 473 с.

REFERENCES

1. Lykova L.N., Bukina I.S. (eds.). *Analysis of trends in the fiscal sphere of Russia*, 2021, iss. 26, pp. 1–16. (In Russian). EDN: UOSKYJ. DOI: 10.21686/atbns/22.2021.

2. Bubnov V.A., Okisheva N.K. Conceptual Questions of Tax Potential. *Baikal Research Journal*, 2022, vol. 13, no. 1. (In Russian). EDN: BWXXKV. DOI: 10.17150/2411-6262.2022.13(1).3.

3. Fedotov D.Ju. The Tax Burden as One of the Conditions Contributing to the Shadow Economy in the Russian Region. *Baikal Research Journal*, 2022, vol. 13, no. 1. (In Russian). EDN: DWYIBR. DOI: 10.17150/2411-6262.2022.13(1).10.

4. Kisel A.I. Analysis of the receipt of taxes, fees and other obligatory payments to the consolidated budget of Russia. *Molodoi uchenyi = Young Scientist*, 2020, no. 7.pp. 161–165. (In Russian). EDN: CDXANL.

5. Ovanesyan S.S. Systematic Analysis of the Impact of Taxes on the Motivation and Tax Burden of Business. *Izvestiya Baikal'skogo gosudarstvennogo universiteta = Bulletin of Baikal State University*, 2022, vol. 32, no. 2, pp. 257–265. (In Russian). EDN: YNCNDM. DOI: 10.17150/2500- 2759.2022.32(2).257-265.

6. Antipina N.V. Dynamic model of optimal allocation of an individual's wealth. *Izvestiya Baikal'skogo gosudarstvennogo universiteta = Bulletin of Baikal State University*, 2020, vol. 30, no. 1, pp. 149–154. (In Russian). EDN: GWVJNC. DOI: 10.17150/2500-2759.2020.30(1).149-154.

7. Gmurman V.E. *Theory of Probability and Mathematical Statistics.* 12th ed. Moscow, Yurait Publ., 2014. 478 p.

8. Mkhitaryan S.V., Arkhipova M.Yu., Balash V.A. [et al.]; Mkhitaryan V.S. (ed.). *Econometrics.* Moscow, 2014. 380 p.

9. Venttsel E.S. *Probability theory*. 4th ed. Moscow, Nauka Publ., 1969. 576.

10. Kolemaev V.A., Kalinina V.N. *Theory of Probability and Mathematical Statistics*. 3rd ed. Moscow, Knorus Publ., 2017. 367 p.

11. Baldin K.V., Bashlykov V.N., Rukosuev A.V. *Theory of Probability and Mathematical Statistics*. 2nd ed. Moscow, Dashkov i K° Publ., 2010. 473 p.

Информация об авторе

Леонова Ольга Васильевна — кандидат физико-математических наук, доцент, кафедра математических методов и цифровых технологий, Байкальский государственный университет, г. Иркутск, Российская Федерация, e-mail: olga.olgaleonova@yandex.ru, https://orcid.org/0000-0001-7724-3519, SPIN-код: 9741-4753, AuthorID РИНЦ: 139848.

Для цитирования

Леонова О.В. Моделирование размеров налоговых поступлений вероятностными законами / О.В. Леонова. — DOI 10.17150/2500-2759.2022.32(3).570-578. — EDN SUWJUC // Известия Байкальского государственного университета. — 2022. — Т. 32, № 3. — С. 570–578.

Author

Olga V. Leonova — Ph.D. in Physical and Mathematical Sciences, Associate Professor, Department of Mathematical Methods and Digital Technologies, Baikal State University, Irkutsk, the Russian Federation, e-mail: olga.olgaleonova@yandex.ru, https://orcid.org/0000-0001-7724-3519, SPIN-Code: 9741-4753, AuthorID RSCI: 139848.

For Citation

Leonova O.V. Modeling the Size of Tax Revenues by Probabilistic Laws. *Izvestiya Baikal'skogo gosudarstvennogo universiteta = Bulletin of Baikal State University*, 2022, vol. 32, no. 3, pp. 570–578. (In Russian). EDN: SUWJUC. DOI: 10.17150/2500-2759.2022.32(3).570-578.

ISSN 2500-2759