

Шкала космологических расстояний. Ч. 6. Статистическая анизотропия красного смещения

С. Ф. ЛЕВИН

Московский институт экспертизы и испытаний, Москва,
Россия, e-mail: AntoninaEL@rostest.ru

Проведён статистический анализ данных о сверхновых типа SN Ia, по которым в 1998—1999 гг. был сделан вывод об ускорении «расширения Вселенной». Обнаружена существенная статистическая анизотропия этих данных по склонению. Показано, что рассмотрение зависимости между красным смещением сверхновых типа SN Ia и фотометрическим расстоянием по указанным данным в виде изотропных моделей не является наиболее правдоподобной гипотезой. Приведён пример построения анизотропной шкалы космологических расстояний.

Ключевые слова: шкала космологических расстояний, сверхновые SN Ia, красное смещение, эксцесс статистической анизотропии.

The statistical analysis of data on supernovae type SN Ia on which in 1998—1999 the conclusion has been drawn on acceleration of «Universe expansion» is carried out. Essential statistical anisotropy of these data in declination is found out. It is shown, that dependence consideration between red shift of supernovae type SN Ia and photometric distance on these data in the form of isotropic models is not the most plausible hypothesis. The example for construction of anisotropic cosmological distances scale is set.

Key words: cosmological distances scale, supernovae SN Ia, red shift, excess of statistical anisotropy.

Группа High-Z SN Search Team на основе определения расстояний по данным космического телескопа Hubble о примерно 300 сверхновых типа SN Ia при красном смещении $z < 0,15$ и около 2400 цефеид в 19 галактиках получила оценку параметра Хаббла $H_0 = (73,24 \pm 1,74) \text{ км} \cdot \text{с}^{-1} \cdot \text{Мпк}^{-1}$ в Местном объёме [1]. В то же время международная группа исследователей астрономической службы Baryon Oscillation Spectroscopic Survey указала на расхождение оценок параметра Хаббла, полученных разными методами для комбинаций данных различных источников: $H_0 = 61,4...69,8 \text{ км} \cdot \text{с}^{-1} \cdot \text{Мпк}^{-1}$ [2]. Однако с точки зрения идентификации шкалы космологических расстояний в работе [1] большее внимание привлекла логарифмическая диаграмма Хаббла для примерно 600 сверхновых типа SN Ia при $0,01 < z < 0,4$. Это произошло из-за отказа от идентификации ранее разработанным методом «минимума χ^2 Рисса» [3] характеристики положения диаграммы в рамках модели Фридмана—Робертсона—Уокера

Впрочем главным образом это случилось из-за контраста неоднородности [6] и эксцесса статистической анизотропии красного смещения по склонению (рисунок) с данными [3, 7], применявшимися для вывода об ускорении расширения Вселенной. Дело в том, что принцип анизотропии в космологии со временем всё больше стал рассматриваться только как способ нахождения аналитических решений. Сначала было получено приближение 1-го порядка по Тейлору модели Фридмана—Робертсона—Уокера [8], затем — строгое решение В. Маттига [9] для «обычного» вещества, соответственно:

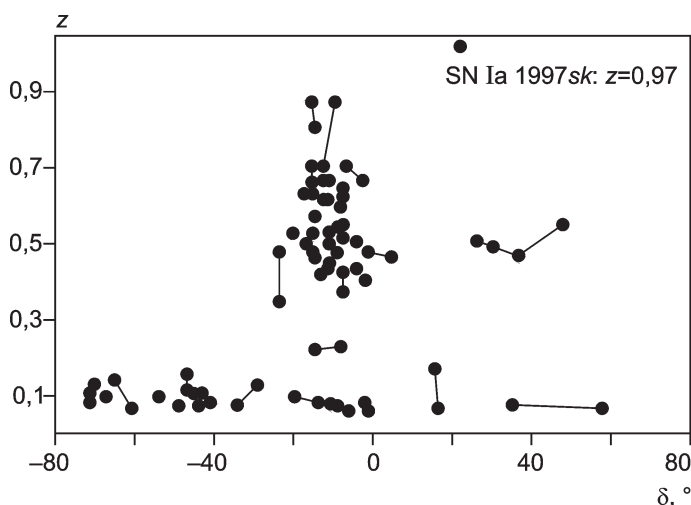
$$D_L = \frac{c}{H_0} \frac{1+z}{\sqrt{|\Omega_k|}} \begin{cases} \sin \varphi(z), & \Omega_k < 0; \\ \varphi(z), & \Omega_k = 0; \\ \text{sh } \varphi(z), & \Omega_k > 0, \end{cases}$$

где $\varphi(z) = \sqrt{|\Omega_k|} \int_0^z \left[(1+x)^2 (1 + \Omega_M x) - \Omega_\Lambda x(2+x) \right]^{-1/2} dx$; c —

скорость света; Ω_M, Ω_Λ — плотности «тёмной материи» и «тёмной энергии»; $\Omega_k = 1 - \Omega_M - \Omega_\Lambda$ — параметр кривизны [4], и использования приближения 3-го порядка этой модели по Тейлору

$$D_L \approx (c/H_0) \left[z + (1 - q_0) z^2/2 - (1 - q_0 - 3q_0^2 + j_0) z^3/6 + O(z^4) \right] \quad (1)$$

с параметрами замедления q_0 и толчка j_0 [5].



Распределение красных смещений сверхновых типа SN Ia [3, 7] по склонению (эксцесс статистической анизотропии)

$$D_L \approx (c/H_0) \left[z - (1 - q_0) z^2 / 2 \right];$$

$$D_L = \left[c / (H_0 q_0^2) \right] \left\{ q_0 z + (q_0 - 1) (\sqrt{1 + 2q_0 z} - 1) \right\}.$$

В примечаниях к известной книге о квазарах [10] редактор её перевода на русский язык Н. С. Кардашев указал: «Примечательно, что неоднородность в распределении квазаров с большими красными смещениями пространственно совпадает с минимумом в распределении теплового реликтового излучения», на что ещё в 1967 г. обратили внимание Д. Вилкинсон и Р. Партридж. Это явление — дипольная анизотропия красного смещения — присуще не только квазарам, но и галактикам и радиогалактикам [11].

В 1999 г. был обнаружен диполь анизотропии постоянной Хаббла для галактик Местного объёма, совпавший с диполем температурной анизотропии реликтового излучения. По этим данным позже был идентифицирован красно-фиолетовый диполь анизотропии смещения [6], совпавший не только с галактической осью, но и с обнаруженным в 2012 г. диполем анизотропии параметра замедления q_0 [12]. К этому времени в отчётах Plank Collaboration о микроволновом фоновом излучении стал чаще фигурировать термин «статистическая анизотропия» [13, 14].

Существенную зависимость выводов об «ускорении расширения Вселенной» от принятой модели и метода её статистической идентификации продемонстрировала калибровка интерполяционной модели шкалы космологических расстояний на основе красного смещения по сверхновым SN Ia для данных [3, 7]. Она дала результат, не противоречащий «ускорению расширения Вселенной», установила статистически значимую нелинейность зависимости красного смещения от фотометрического расстояния [15]. Однако по тем же, но менее точным данным каталога [16] эффект «ускорения» пропал [17]. «Эффект» расхождения оценок, полученных разными методами по одним и тем же данным, известен отечественным метрологам как казус «триединства измерений ГОСТ Р 8.820—2013», но термин «статистическая анизотропия» имеет более давнюю предысторию и более широкий смысл.

В этой связи возникает вопрос о статистической анизотропии красного смещения, которое в задаче калибровки шкалы космологических расстояний по красному смещению в подавляющем большинстве случаев приписывается фотометрическим реперам типа SN Ia. Также встаёт вопрос, не повлияет ли статистическая анизотропия на структуру и параметры диаграммы Хаббла или на эффект «ускорения расширения Вселенной».

От статистической неоднородности до статистической анизотропии. Важность выполнения условия статистической однородности данных измерений, необходимого для применения вероятностно-статистических методов, трудно переоценить.

В [18] отмечалось: «Говоря о случайности в обыденном смысле этого слова, мы имеем в виду те явления, в которых мы не обнаруживаем закономерностей, позволяющих нам предсказать их поведение. Вообще говоря, нет причин предполагать, что случайные в этом смысле явления подчиняются каким-то вероятностным законам. Следовательно, нужно различать *случайность в этом широком смысле* и **стохастическую случайность**, которая является предметом теории вероятностей».

С этой точки зрения стохастическая величина представляет собой случайную величину, проявляющую в удлиняющейся серии измерений статистическую устойчивость — сходимость и воспроизводимость частот повторения. Поэтому в первом приближении статистически однородными можно полагать случайные вариации членов удлиняющегося статистического ряда около некоторого уровня, соответствующего параметру положения неизвестного распределения генеральной совокупности. С этим обстоятельством связаны равнозначность и отсутствие тренда в ряду измерений как необходимые условия применимости вероятностно-статистических методов оценивания характеристик этого ряда.

В измерительных задачах встречаются и другие виды описания генеральных совокупностей — смеси стохастических величин и функций. К сожалению, в международных и национальных стандартах по статистическим методам соответствующие термины и определения отсутствуют. Этим случаям соответствуют другие понятия [19]:

стохастическая компактность — статистическая однородность данных измерений относительно характеристики положения интерпретирующей модели, модели объекта измерений как функции её входных переменных;

композиционная однородность — стохастическая компактность данных о случайной величине (функции) из разных источников или для разных условий.

Понятие стохастической компактности естественным образом может быть обобщено и на характеристики рассеяния случайных величин и функций.

Одним из наиболее сложных случаев с точки зрения статистической идентификации является статистическая анизотропия пространственной генеральной совокупности. Её элементы — случайные функции, имеющие общую начальную точку и различные направления в пространстве. К этому случаю относится задача статистической идентификации шкалы космологических расстояний, решение которой фактически получено в [3, 7] на основе принципа пространственной изотропии.

Данные об экваториальных угловых координатах (α^h ; δ°), красном смещении z и фотометрических расстояниях D_L для сверхновых SN Ia [3, 7] представляют статистические ряды $D_L(\alpha^h; \delta^\circ; z)$ по направлениям в пространстве, и применение принципа изотропии требует проверки гипотезы об их композиционной однородности [19].

Проблема состоит в том, что 79 сверхновых SN Ia [3, 7], использованных для обоснования вывода об «ускорении расширения Вселенной», распределены по небесной сфере на первый взгляд равномерно. Но 53 сверхновых SN Ia (табл. 1) с большими красными смещениями сосредоточены в секторе $-13^\circ \dots +12^\circ$ по склонению в галактических окнах прозрачности (см. рисунок). В этом секторе разделением выборки на две подвыборки можно проверить гипотезу композиционной однородности по характеристике положения зависимостей красного смещения от фотометрического расстояния и склонения по критерию минимума среднего модуля погрешности неадекватности (СМПН) $\bar{\varepsilon}$ модели характеристики положения методом максимума компактности (ММК) по программе «ММК-стат» [19]. Результаты этой проверки в классе степенных рядов на основе медианного алгоритма (ММКМЕДС) и алгоритма метода наименьших квадратов (ММКМНК) представлены в табл. 2, полужирным шрифтом выделены СМПН конкурирующих гипотез.

Таблица 1

Выборка сверхновых типа SN Ia

Подвыборка № 1					
№	SN	α^h	δ°	z_n	D_L , Мпк
1	1995D	9,681886111	05,1407222220	0,0083	39,99447498
2	1995bd	4,755900000	11,0673611100	0,0159	67,60829754
3	1995ak	2,759483333	3,2305833330	0,0220	107,1519305
4	1994M	12,519061110	0,6055277778	0,0241	119,6740531
5	1992P	12,713597220	10,3604166700	0,0260	141,9057522
6	1997N	8,397230556	3,4813333330	0,1800	816,5823714
7	1997ac	8,401447222	4,1896111110	0,3200	1412,537545
8	1994F	11,833205560	10,0000019300	0,3540	1949,844600
9	1997O	8,400697222	4,1258611110	0,3740	2937,649652
10	1995ba	8,318461111	7,7225555560	0,3880	1949,844600
11	1995aw	2,415427778	0,8852777778	0,4000	1674,942876
12	1996cn	13,807561110	2,4629444440	0,4300	2454,708916
13	1996U	11,842641670	10,4459444400	0,4300	3235,936569
14	1996cm	15,503125000	5,9241666670	0,4500	2546,830253
15	1995aq	0,4845166667	7,8555555560	0,4530	2477,422058
16	1995ar	1,022336111	4,3093888890	0,465	2606,153550
17	1996cg	8,403702778	3,4162500000	0,490	2322,736796
18	1996ci	13,765600000	2,4482500000	0,495	2051,162179
19	1995as	1,026198998	4,4374444440	0,498	3006,076303
20	1997L	8,360206740	3,8932500000	0,550	2884,031503
21	1997af	8,397963889	4,1455555560	0,579	2924,152378
22	1997K	7,915302778	4,3170277780	0,592	4168,693835
23	1995ax	2,440500000	0,8122222222	0,615	2398,832919
24	1997J	7,688286111	9,5531666670	0,619	3341,950400
25	1995at	1,080816667	4,5647222220	0,655	2500,345362
26	1997ap	13,786083330	2,3993055560	0,830	3265,878322
Подвыборка № 2					
1	1994T	13,358538890	-2,14897222200	0,0357	172,9816359
2	1995ac	22,759483330	-8,75130555600	0,0489	234,4228815
3	1997I	4,993491667	-3,15044444400	0,172	762,0790100
4	1994am	2,667238889	-1,62080555600	0,372	1729,816359
5	1994H	2,667980556	-1,56850000000	0,374	1348,962883
6	1994an	22,738575000	0,11352777780	0,378	2004,472027
7	1996K	8,412080556	-0,35172222220	0,380	2118,361135
8	1997am	10,958755560	-3,23008333300	0,416	1853,531623
9	1997Q	10,947633330	-3,97691666700	0,430	1887,991349
10	1996E	10,000000460	-12,5525555600	0,430	2228,435149
11	1997ai	10,816002780	0,53055555560	0,450	2108,628150
12	1995az	4,675997222	-5,50100000000	0,450	2301,441817
13	1997P	10,932202780	-3,94672222200	0,472	2387,811283
14	1995ay	3,018755556	0,34965118400	0,480	2523,480772
15	1995K	10,846375000	-9,25222222200	0,480	3090,295433
16	1997H	4,993491667	-3,15961111100	0,526	2570,395783
17	1996cf	10,814155560	0,05844444444	0,570	2594,179362
18	1996I	12,010952780	-0,26733333330	0,570	3564,511334
19	1997F	4,920630556	-5,86244444400	0,580	2844,461107
20	1997aj	10,931383330	-3,98397222200	0,581	2421,029047
21	1997S	10,964330560	-3,76302777800	0,612	3019,951720
22	1996H	12,481327780	-0,09472222222	0,620	3944,573021
23	1996ck	12,809775000	-0,76750000000	0,656	3090,295433
24	1997R	10,955341670	-3,91436111100	0,657	3388,441561
25	1997G	4,975063889	-3,26777777800	0,763	3854,783577
26	1996cl	10,949758330	-3,62677777800	0,828	3801,893963

Из рассмотренных гипотез наиболее правдоподобной по критерию минимума СМПН характеристики положения является гипотеза о значимости эксцесса статистической анизотропии зависимости красного смещения от фотометрического расстояния.

Анизотропная шкала космологических расстояний.

В космологии статистическая анизотропия известна в нескольких проявлениях, но каждое из них имеет одну существенную особенность, связанную с окнами прозрачности — областями небесной сферы вне экваториальной зоны Млечного пути. Вблизи центров окон прозрачности находятся Северный (Coma) и Южный (Sculptor) полюсы Галактики. В направлении полюсов находятся и крупнейшие в обозримой части Вселенной структурные объекты — суперсистема скоплений галактик и квазаров «Great Attractor + Shapley + Centaurus + Leo + Coma + Virgo», куда и движется Местная группа галактик, и система гигантских пустот (супервoids) «Aquarius + Eridanus». При этом доплеровская поправка на движение Солнца относительно микроволнового фона со скоростью $390 \text{ км} \cdot \text{с}^{-1}$ в точку на границе созвездий Leo и Crater с прямым восхождением $\alpha_0 = 11^h 12^m$ и склонением $\delta_0 = -7,1^\circ$ составляет 0,0013. Также вдоль галактической полярной оси ориентированы дипольная анизотропия красного смещения в спектрах внегалактических источников, галактик, квазаров и красно-фиолетовый диполь смещения в Местной группе галактик. С этой же осью связана дипольная анизотропия микроволнового фонового излучения, причём именно в Eridanus находится «Большое холодное пятно» [20]. В направлении полярной галактической оси ориентирована и область Virgo высоких локальных значений параметра Хаббла $H_0 > 80 \text{ км} \cdot \text{с}^{-1} \cdot \text{Мпк}^{-1}$, а в противоположном направлении — область Eridanus низких локальных значений параметра Хаббла $H_0 < 50 \text{ км} \cdot \text{с}^{-1} \cdot \text{Мпк}^{-1}$ [21]. Эти факты — аргумент доплеровской интерпретации красного смещения.

Заметим, красное смещение 25 сверхновых SN Ia из выборки [3, 7] $0,008 < z < 0,1$, тогда как на пределе Чандрасекара стандарт собственного красного смещения сверхновых типа SN Ia может достигать $z_{\text{ст}} \approx 0,1$ [6]. В момент вспышки это красное смещение компенсируется фиолетовым смещением за счёт газовой оболочки, расширяющейся со скоростью около $20\,000 \text{ км} \cdot \text{с}^{-1}$. К сожалению, использовать этот стандарт для обнаружения сверхновых до момента вспышки пока не удавалось.

В измерительной задаче идентификации шкалы космологических расстояний на основе красного смещения эксцесс статистической анизотропии SN Ia является существенным фактором. Естественный путь преодоления этой трудности — расширение выборки SN Ia по угловым координатам и диапазону красных смещений. Как отмечалось выше, достижения в этом направлении весьма скромные.

Тем не менее, даже на примере всей выборки из 79 SN Ia [3, 7] можно продемонстрировать методику построения анизотропной шкалы космологических расстояний с оговоркой на сбалансированность плана измерений. Наилучший результат для выборки объёмом $N = 79$ в классе непрерывных многомерных степенных рядов для степени входных переменных $M \leq 3$ по программе

Таблица 2

Проверка гипотезы о стохастической компактности подвыборок №№ 1, 2 SN Ia [3, 7]

Алгоритм идентификации	Подвыборка	Код структуры	Параметры модели $z = \theta_0 + \theta_1 D_L + \theta_2 D_L^2 + \dots$			СМПН	Суммарный СМПН
			θ_0	θ_1	θ_2		
ММКМЕДС	№ 1 + № 2	01000	—	$2,015881 \cdot 10^{-4}$	—	$6,623422 \cdot 10^{-2}$	—
ММКМНК	№ 1 + № 2	11100	$-4,723897 \cdot 10^{-3}$	$2,588233 \cdot 10^{-4}$	$-2,206587 \cdot 10^{-8}$	$5,892606 \cdot 10^{-2}$	—
ММКМНК	№ 2	01000	—	$1,959135 \cdot 10^{-4}$	—	$4,720358 \cdot 10^{-2}$	$5,351447 \cdot 10^{-2}$
	№ 1	11100	$-9,809824 \cdot 10^{-3}$	$2,835655 \cdot 10^{-4}$	$-3,202915 \cdot 10^{-2}$	$5,982536 \cdot 10^{-2}$	

«ММК—стат М» [19] даёт ММКМНК-модель характеристики положения:

$$\tilde{D}_L = 5037,3145z + 56,932812\delta z^2 - 5,6382275 - 6,3787395 \cdot 10^{-4}\alpha^3$$

при СМПН $\bar{\epsilon} = 246,6$ Мпк и среднем абсолютном отклонении $d = 237,4$ Мпк. При этом второй член полученной модели анизотропной шкалы согласуется с анизотропией микроволнового фонового излучения. Кроме того, подтвердились сомнения авторов [3, 7] в отношении объекта SN 1997ск с наибольшим красным смещением $z = 0,97$ в выборке. Модель ММКМНК 3-го порядка оказалась практически нечувствительной к этому «выбросу», а собственно красное смещение в модели ограничено 2-й степенью, как в модели (3). Это подтверждает результаты метрологической экспертизы [22].

Переход к галактическим координатам (l° , b°) приводит к ещё более точной модели ($\bar{\epsilon} = 249,8$ Мпк; $d = 226,5$ Мпк) без свободного члена

$$D_L = 4879,9985 \cdot [(1 + 2,06363486 \cdot 10^{-3}l)z + 0,58483934 \cdot (1 - 4,36309254 \cdot 10^{-3}b)z^2],$$

что указывает на систематическую составляющую анизотропии красного смещения по галактической оси и, самое важное, что модель (1) является избыточной по критерию минимума СМПН.

Заключение. Перечень проявлений статистической анизотропии в задаче идентификации шкалы космологических расстояний пополнился пространственно-угловой анизотропией зависимости красного смещения от фотометрического расстояния. Безусловно, связь этих проявлений с галактическими окнами прозрачности всё ещё требует корректной физической интерпретации. Вместе с тем следует учитывать, что структурно-параметрическая идентификация по критерию минимума среднего модуля погрешности неадекватности моделей в виде многомерных степенных рядов является проверкой гипотезы о статистической значимости членов разложения в многомерный ряд Тейлора неизвестной зависимости между фотометрическим расстоянием внегалактического объекта и красным смещением в спектре его излучения.

Л и т е р а т у р а

1. **Ries Adam G. e. a.** A 2,4 % Determination of the Local Value of the Hubble Constant // Preprint Astrophysical J. [Электрон. ресурс] <http://www.arxiv.org/abs/1604.01424v3> [astro-ph. CO] (дата обращения: 01.02.2017).

2. **Alam S. e. a.** The clustering of galaxies in the completed SDSS-III Baryon Oscillation Spectroscopic Survey: cosmological analysis of the DR12 galaxy sample // [Электрон. ресурс] <http://www.arxiv.org/abs/1607.03155v1> [astro-ph.CO] (дата обращения: 01.02.2017).

3. **Riess A. G. e. a.** Observational evidence from supernovae for an accelerating universe and a cosmological constant // Astronomical J. 1998. V. 116. P. 1009—1038.

4. **Coles P., Lucchin F.** Cosmology. Chicester: John Wiley & Sons, LTD, 1995.

5. **Visser M.** Jerk, snap, and the cosmological equation of state [Электрон. ресурс] <http://www.arxiv.org/abs/gr-qc/0309109v4> (дата обращения: 01.02.2017).

6. **Левин С. Ф.** Шкала космологических расстояний. Ч. 3. Реперы по красному смещению // Измерительная техника. 2014. № 9. С. 8—12.

7. **Perlmutter S. e. a.** Measurements of Ω and Λ from 42 high-redshift supernovae // Astrophysical J. 1999. V. 517. P. 565—586.

8. **Heckmann O.** Theorien der Kosmologie. Berlin: Springer, 1942.

9. **Mattig W.** Über den Zusammenhang zwischen Rotverschiebung und scheinbaren Helligkeit // Astro. Nachricht. 1958. V. 284. P. 109—111.

10. **Бербидж Дж., Бербидж М.** Квазары. М.: Мир, 1969.

11. **Левин С. Ф.** Шкала космологических расстояний. Ч. 2. «Неожиданные» совпадения // Измерительная техника. 2014. № 4. С. 7—11.

12. **Rong-Gen Cai, Zhong-Liang Tuo.** Direction Dependence of the Deceleration Parameter. [Электрон. ресурс] <http://www.arxiv.org/abs/1109.0941v5> [astro-ph. CO] (дата обращения: 01.02.2017).

13. **Plank Collaboration / Ade P. e. a.** Plank 2015 results. Gravitational lensing // Astronomy & Astrophysics manuscript. September 23, 2016. [Электрон. ресурс] <http://www.arxiv.org/abs/1502.01591v3> [astro-ph. CO] (дата обращения: 01.02.2017).

14. **Верходанов О. В.** Космологические результаты космической миссии «Планк». Сравнение с данными экспериментов WMAP и BICEP2 // УФН. 2016. Т. 186. № 1. С. 3—46.

15. **Левин С. Ф.** Шкала космологических расстояний. Ч. 4. Калибровка по сверхновым типа SN Ia // Измерительная техника. 2015. № 5. С. 5—10.

16. **Tsvetkov D. Yu., Pavlyuk N. N., Bartunov O. S., Pskovskii Yu. P.** Supernovae Catalogue. Moscow: State Astronomical Sternberg Institute, 2005. [Электрон. ресурс] <http://www.astronet.ru/db/sn/catalog.html> (дата обращения 01.02.2017).

17. **Levin S. F.** Measurement problem of structural-parametric identification on supernovae type SN Ia for cosmological distances scale of red shift based // *Physical Interpretations of Relativity Theory: Proc. Intern. Meeting. Moscow, Bauman Moscow State Technical University, 29 June — 2 July 2015.* P. 299—310.

18. **Колмогоров А. Н.** О логических основаниях теории вероятностей // *Теория вероятностей и математическая статистика.* М.: Наука, 1986. С. 467—471.

19. **Р 50.2.004—2000.** ГСИ. Определение характеристик математических моделей зависимостей между физическими величинами при решении измерительных задач. Основные положения.

20. **Смут Дж. Ф.** Анизотропия реликтового излучения: открытие и научное значение // *УФН.* 2007. Т. 177. № 12. С. 1294—1317.

21. **Karachentsev I. D., Makarov D. I.** Galaxy interaction in the Local Volume // *Proc. IAU Symp.* 1999. V. 186. P. 109.

22. **Левин С. Ф.** Шкала космологических расстояний. Ч. 5. Метрологическая экспертиза по сверхновым типа SN Ia // *Измерительная техника.* 2016. № 8. С. 3—10.

Дата принятия: 13.03.2017.

ОБЩИЕ ВОПРОСЫ МЕТРОЛОГИИ И ИЗМЕРИТЕЛЬНОЙ ТЕХНИКИ

53.081.1

Развитие концепции «неопределённости измерения» и пересмотр «Руководства по выражению неопределённости измерения».

Ч. 2. Сравнительный анализ основных положений Руководства и их планируемых изменений

Н. Ю. ЕФРЕМОВА¹, А. Г. ЧУНОВКИНА²

¹ Белорусский государственный институт метрологии, Минск, Беларусь, efremova@belgim.by

² Всероссийский научно-исследовательский институт метрологии, Санкт-Петербург, Россия, A.G.Chunovkina@vniim.ru

Выполнен сравнительный анализ ключевых положений текущего издания «Руководства по выражению неопределённости измерения» и их изменений, обусловленных планируемым пересмотром на основе байесовского подхода. Рассмотрены некоторые, наиболее значимые для практики, возможные изменения расчёта неопределённости измерения в связи с разработкой и внедрением новой редакции этого документа.

Ключевые слова: стандартная неопределённость, коэффициент охвата, расширенная неопределённость, частотная концепция вероятности, байесовская (субъективная) вероятность, теорема Байеса, функция правдоподобия.

A comparative analysis of the main key points from the current edition of the «Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement» (GUM) and their changes due to the planned revision of the GUM based on the Bayesian approach was done. Some possible and most important from practical point of view changes that may affect the measurement uncertainty calculation as a result of development and realization of a new version of GUM are considered.

Key words: standard uncertainty, coverage factor, expanded measurement uncertainty, frequency probability concept, Bayesian (subjective) probability, Bayes' theorem, likelihood function.

В [1] были обсуждены причины планируемого пересмотра «Руководства по выражению неопределённости измерения» (далее — GUM) [2] и теоретико-вероятностные основы проекта новой редакции этого документа. Основной причиной пересмотра является тот факт, что изначально GUM оказался внутренне противоречивым документом, поскольку для

оценивания неопределённости измерения в нём используются одновременно частотный и байесовский подходы. Следствия этой противоречивости также рассмотрены в [1]. Дополнения к GUM [3, 4] были разработаны полностью на базе байесовского подхода, что привело к несогласованности методологических основ изложения GUM и Дополнений к