

Шкала космологических расстояний. Ч. 3. Реперы по красному смещению

С. Ф. ЛЕВИН

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

Проведен статистический анализ данных о сверхновых звездах типа SN Ia, по которым в 1998—1999 гг. был сделан вывод об ускорении расширения Вселенной. Рассмотрена гипотеза о существовании стандартного значения красного смещения в спектрах сверхновых типа SN Ia, соответствующего стандартному значению абсолютной звездной величины при определении расстояний.

Ключевые слова: шкала космологических расстояний, сверхновые типа SN Ia, стандарт красного смещения.

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. The hypothesis about existence of the «red shift standard» in spectra of the supernovae type SN Ia corresponding to the «absolute magnitude» at definition of distances is considered.

Key words: cosmological distances scale, supernovae type SN Ia, red shift standard.

Вспышки сверхновых звезд типа SN Ia, возникающие в тесных двойных системах, когда масса белого карлика из-за акреции вещества спутника превышает предел Чандрасекара [1], играют в космологии роль «стандартных свечей». Вспышки SN Ia имеют сходные кривые блеска и стабильную абсолютную звездную величину в максимуме $M_B \approx -19,7^m$ в синем цвете или в фильтре B [2], поэтому их используют для определения расстояний во Вселенной.

В конце 1990-х гг. было обнаружено, что в удаленных галактиках, расстояние D_Z до которых определяли по красному смещению z в соответствии с законом Хаббла, сверхновые звезды типа SN Ia имели наблюдаемую звездную величину m ниже расчетной (согласно модулю расстояния $\mu = m - M$). Так как фотометрическое расстояние $D_L = 10^{-5+0,2(m-M)}$ (в мегапарсеках) оказалось больше предписываемого законом Хаббла, а предсказанный модуль был определен как $\mu_p = 5 \lg D_L + 25$, то сделали вывод, что Вселенная расширяется с ускорением [3, 4]. Это потребовало введения некоторой энергии с отрицательным давлением — темной энергии. Ее приписали Λ -члену в стандартной Λ CDM-модели [5], параметры которой оценивали по данным экспериментов [6, 7].

В работе [3] приведены данные о логарифме лучевой скорости $\lg(cz)$ и модуле расстояния 27 SN Ia с «низким» и 10 SN Ia с «высоким» красным смещением, а для интерпретации диаграммы Хаббла использована следующая модель шкалы космологических расстояний:

$$D_Z = \frac{c(1+z)}{H_0 \sqrt{|\Omega_k|}} \times \times S \left\{ \sqrt{|\Omega_k|} \int_0^z \left[(1+z)^2 (1 + \Omega_M z) - z(2+z) \Omega_\Lambda \right]^{1/2} dz \right\}, \quad (1)$$

где c — скорость света; $\Omega_k = 1 - \Omega_M - \Omega_\Lambda$; Ω_M — плотность (гравитационных) масс; Ω_Λ — плотность темной энергии (антигравитации); $S = \text{sh}$ для $\Omega_k \geq 0$ и $\sin$ для $\Omega_k \leq 0$ [8].

Модель (1) можно рассматривать как функционал со свободными параметрами Ω_M , Ω_Λ для подгонки экспериментальных данных. В [3] с помощью «статистики χ^2 »¹ и гипотезы нормальности распределения остатков $\Delta\mu_p$ модели (1) показано, что лучшую подгонку обеспечивает модель плоской космологии при $\Omega_M = 0,24$ и $\Omega_\Lambda = 0,76$ со средним модулем погрешности аппроксимации $d_\Omega = 0,1456^m$. В [4] указано, что «переход между доминированием плотности масс и доминированием плотности Λ -энергии произошел при $z \approx 0,37$ для плоской Вселенной с $\Omega_M \approx 0,28$. Тогда как переход между замедлением и ускорением произошел при $(1+z)^3 \Omega_M / 2 = \Omega_\Lambda$, т. е. при $z \approx 0,73$. Это было приблизительно более $6 \cdot 10^9$ лет назад, когда взорвалась SN 1997G».

Вместе с тем в работах [9—11] отмечено, что вывод об ускорении расширения Вселенной сильно зависит от метода статистической обработки данных кривых блеска сверхновых. При этом необходимо детально разбираться в оценках систематических эффектов и гипотезах о виде распределения отклонений данных от модели. Проблема заключается в том, что обоснование структуры и оценивание параметров космологических моделей проводится, как правило, без учета погрешностей их неадекватности [12] и проверки условий применимости используемых статистических методов идентификации.

Цель настоящей статьи — статистический анализ данных [3, 4] в рамках измерительной задачи структурно-параметрической идентификации шкалы космологических расстояний и проверка гипотезы о наличии у сверхновых типа SN Ia стандартного значения красного смещения z_0 SN Ia, эквивалентного стандартной абсолютной звездной величине на максимуме кривой блеска. Эта задача представляет интерес и для градуировки средств измерений по стандартным образцам.

¹ «Статистика χ^2 » — фактически функция правдоподобия смеси распределений Гаусса. Это нарушает условие статистической однородности данных по дисперсиям — условие гомоскедастичности.

Идентификация зависимости модуля расстояния от красного смещения. Идентификация математических моделей зависимостей между физическими и расчетными величинами в теории измерительных задач имеет ряд особенностей [12—14].

Во-первых, решение измерительных задач предполагает использование математических моделей объектов измерений, для которых предварительно или в ходе решения задачи необходимо оценивать характеристики погрешности неадекватности. В прикладных измерительных задачах погрешности неадекватности не должны превышать 10 % границы или предела допускаемых значений погрешности искомого результата. В метрологических измерительных задачах эти требования следует согласовывать с нормами государственных поверочных схем по пределам допускаемых значений и соответствующей доверительной вероятности $P = 1$ или доверительным границам погрешностей и вероятностям из ряда $\{0,90; 0,95; 0,99\}$. Критерием выбора математических моделей при этом является минимум погрешности неадекватности.

Во-вторых, сочетание методов многократных и совместных измерений, связанных с идентификацией математических моделей объектов измерений, основано не столько на общем понятии статистической однородности данных измерений, сколько на понятиях непрерывности и стохастической компактности, т. е. на более конкретном понятии — статистической однородности данных относительно модели [12]. Критерием предпочтения при проверке статистических гипотез является модульный критерий — минимум среднего модуля погрешности неадекватности $\bar{\varepsilon}$ (СМПН). Его статистика представляет среднее абсолютное отклонение данных измерений от характеристики положения модели в схеме перекрестного наблюдения. Для конкурирующих моделей с равным числом параметров допустимо использовать среднее абсолютное отклонение d погрешностей аппроксимации, хотя $\bar{\varepsilon} > d$.

В-третьих, в методе совместных измерений [12] в качестве нулевых рассматривают гипотезы вырожденности H_0 (отсутствия зависимости), непрерывности H_{00} (отсутствия изменений структуры и параметров [15]) и композиционной однородности H_{000} (существования единой модели данных измерений из различных источников), принимаемые по критерию минимума СМПН. Такой логике подчинены алгоритмы перекрестных² методов наименьших квадратов (ММКМНК), наименьших модулей (ММКМНМ) и перекрестного медианного метода (ММКМЕДС) [12]. Эти алгоритмы предусматривают последовательное усложнение моделей путем увеличения числа параметров при последовательном переборе двоичных кодов структуры, разряды которых являются индикаторными функциями соответствующих параметров модели $\theta_j \neq 0$. Такая процедура выделяет код структуры модели оптимальной сложности по критерию минимума СМПН.

В-четвертых, применение математической статистики связано с рядом традиционно ошибочных представлений о математическом описании погрешностей и данных измерений. К их числу относятся: безальтернативное применение так называемого нормального закона распределения ве-

роятностей и других распределений с бесконечными областями определения; подмена смесей распределений схемой неравноточных измерений с дисперсионными весовыми коэффициентами; использование традиционных методов статистической обработки данных измерений (дисперсионного, корреляционного и регрессионного анализа) без проверки условий их применимости.

Рассмотрим задачу структурно-параметрической идентификации математической модели для зависимости фотометрического модуля расстояния сверхновых типа SN Ia от красного смещения в их спектрах на основе описанной выше логики статистического вывода.

Представим данные [3] о модулях расстояния SN Ia выборками из 27 SN Ia при $\lg(cz) = 3,398...4,572$ и 10 SN Ia при $\lg(cz) = 4,954...5,464$. Для описания диаграммы Хаббла примем модель [16] в виде

$$\mu_p(z) = \theta_0 + \sum_{j=1}^J \theta_j [\lg(cz)]^j. \quad (2)$$

Результаты идентификации модели (2) приведены в табл. 1 и на рис. 1. При этом по сравнению с ММКМЕДС-оценкой

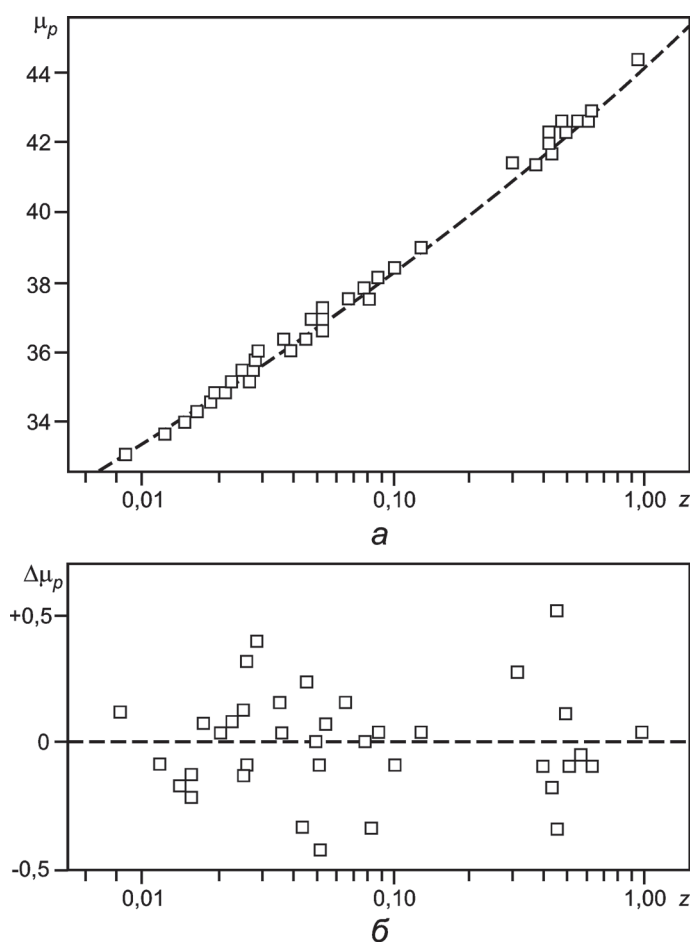


Рис. 1. ММКМНК-модель характеристики положения зависимости модуля расстояния от красного смещения для сверхновых SN Ia [3]: а — зависимость $\mu_p(z)$; б — отклонения $\Delta\mu_p$ данных от характеристики положения $\mu_p(z)$

² Аббревиатура названий таких методов содержит буквы ММК — метод максимума компактности (по названию базового метода [12]).

Таблица 1

Проверка гипотезы H_0 для модуля расстояния SNIa [3] в классе моделей (2) $J = 7$

Алгоритм	Код оптимальной модели	Параметры модели								СМРН
		θ_0	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	θ_5	θ_6	θ_7	
ММКМНК	11111100	15,98785	3,624055	0,727547	-0,0458941	$-2,921237 \cdot 10^{-2}$	$4,186152 \cdot 10^{-3}$	0	0	0,1767682
ММКМЕДС	10100000	26,37928	0	0,599148	0	0	0	0	0	0,2085676

Таблица 2

Проверка гипотез H_{00} и H_{000} для зависимости модуля расстояния SNIa по данным [3] в классе полиномиальных логарифмических моделей

Алгоритм	Диапазон стохастической компактности	Интервал непрерывности	Объем выборки	Код модели	Параметры модели			СМРН	Общий СМРН
ММКМНК	3,398—4,572	3,398—3,685	5	10000000100	31,70304	$7,442311 \cdot 10^{-5}$	—	$4,606171 \cdot 10^{-2}$	0,1076418797
		3,734—3,859	4	10000000001	32,92661	$3,349388 \cdot 10^{-6}$	—	$3,076077 \cdot 10^{-2}$	
		3,871—3,891	2	01000000000	9,091724	—	—	$1,183701 \cdot 10^{-2}$	
		3,896—4,178	9	10000010000	34,02461	$5,1588 \cdot 10^{-4}$	—	0,1385603	
		4,189—4,572	7	10000000001	35,75944	$8,17288 \cdot 10^{-7}$	—	0,1357891	
	4,954—5,464	4,954—5,464	10	10000001000	38,18179	$4,265624 \cdot 10^{-5}$	—	0,1408153	
ММКМЕДС	3,398—5,464	3,398—3,625	3	10100000000	26,41511	0,5710946	—	$1,21816 \cdot 10^{-3}$	0,132873453
		3,679—3,734	3	01000000000	9,294743	—	—	$3,035736 \cdot 10^{-2}$	
		3,779—5,464	21+10	11000000001	16,90781	4,746854	$7,149604 \cdot 10^{-8}$	0,1555352	

более правдоподобной является ММКМНК-оценка, а соответствующее ей среднее абсолютное отклонение $d_\mu = 0,1449^m \sim d_\Omega$. Однако идентификация с учетом «разладки» [15] и композиционной неоднородности (табл. 2) показывает, что выбор метода оценивания параметров модели влияет на результат структурно-параметрической идентификации:

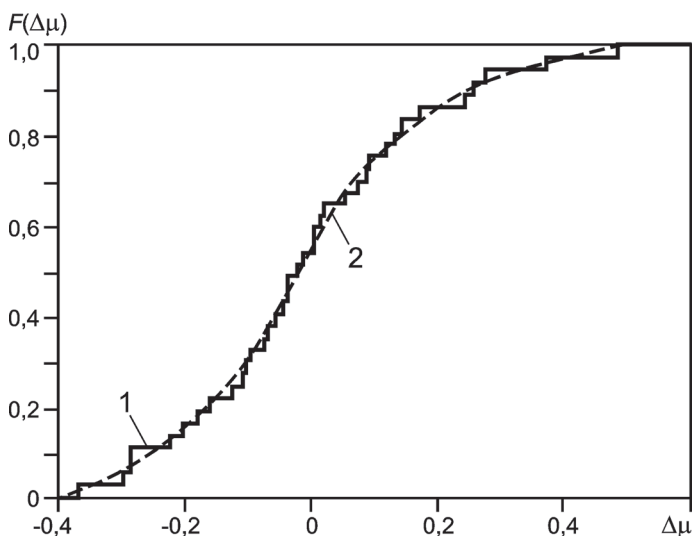


Рис. 2. Распределение погрешности аппроксимации данных о модуле расстояния SN Ia для модели (1) при $\Omega_M = 0,24$, $\Omega_\Lambda = 0,76$ [3] при статистической обработке согласно [19]:

1 — статистическая функция распределения; 2 — усеченная функция распределения Лапласа

ММКМНК-оценка связана со значимой статистической неоднородностью данных [3].

В то же время ММКМЕДС-оценка указывает на статистическую однородность данных о фотометрических модулях расстояния SN Ia при малых и больших красных смещениях. Анализ ММКМЕДС-оценки с таким же числом свободных параметров, как и у модели (1), согласно [14] показал, что из числа усеченных типовых распределений наиболее правдоподобным оказалось не распределение Гаусса, как указано в [3], а распределение Лапласа (рис. 2). Для него, с точки зрения метода максимального правдоподобия, корректным параметром рассеяния является не стандартное отклонение и его оценка в виде среднего квадратического отклонения, а среднее абсолютное отклонение. Таким образом, модель (1) требует дополнительного анализа погрешности неадекватности и уточнения вида распределения вероятностей отклонений от используемых данных. В связи с этим, часто опускаемым обстоятельством, из-за парадокса Эльясберга—Хампеля [17, 18] статистически гипотезу доказать нельзя, ее можно только отклонить, пусть даже при очень большой выборке данных.

Гравитационная поправка к красному смещению в спектрах SN Ia. Гравитационное красное смещение в спектрах излучения белых карликов, из числа которых возникают сверхновые типа SN Ia, ограничивают значением порядка $z_0 \sim 3 \cdot 10^{-4}$, поэтому его интерпретируют как космологическое. В работе [3] в качестве его оценок в большинстве случаев используют красное смещение родительских галактик, несмотря на то, что для четырех из десяти сверхновых типа SN Ia с большими красными смещениями в проанализированной выборке оценки были получены по особенностям их спектров.

Стандартное значение $M_{\text{SN Ia}}^{\text{CT}}$ абсолютных звездных величин SN Ia на максимуме блеска в разных источниках оценивают в пределах $-14^m \dots -21^m$ при температуре порядка 20000 K, а в [3] для SN 1996X и 1995as в качестве примерных

оценок принято $M_{\text{SN Ia}}^{\text{CT}} \approx -19,1^m \dots -19,8^m$. Этим оценкам должно соответствовать гравитационное красное смещение $z_{0 \text{ SN Ia}} = 1,925 \cdot 10^{-5} \cdot 10^{0,2(19,1 \dots 19,8)} = 0,127 \dots 0,176$ [19]. Однако расширение оболочки сверхновой со средней скоростью порядка $20000 \text{ км} \cdot \text{с}^{-1}$ сопровождается эффектом Доплера, который вносит смещение в красную и фиолетовую части спектра излучения порядка $z = \pm 0,07$. Фиолетовому смещению соответствует минимум абсорбционного компонента спектра, который остается неизменным около 240 суток, однако его диффузионный характер затрудняет оценивание гравитационной составляющей. Таким образом, итоговое красное смещение может оказаться меньше.

Проверим, насколько будут отличаться оценки указанных стандартных значений по данным работы [4].

В общем случае для интерполяционной модели шкалы космологических расстояний модуль фотометрического расстояния имеет вид [20]:

$$m_{Bn}^{\text{эфф}} - M_{Bn} = 25 + 5 \lg[R_0 (z_n - z_{0 \text{ SN Ia}}) / (1 + z_n)], \quad (3)$$

где $m_{Bn}^{\text{эфф}}$, M_{Bn} — эффективное m_n и абсолютное M_B пиковые значения в полосе фильтра B для n -го объекта из выборки объемом N ; $R_0 = c/H_0$ — радиус Хаббла; z_n — наблюдаемое красное смещение n -го объекта.

Медианная характеристика положения $M_{\text{SN Ia}}^{\text{CT}}$ для 42 SN Ia [4] с $z = 0,172 \dots 0,830$ при размахе $-17,92^m \dots -19,65^m$ имеет положительный наклон, т. е. систематически понижается (для $M_{\text{SN Ia}}^{\text{CT}} < 0$ понижению соответствует положительный наклон). Подобные оценки и послужили основой для выдвижения гипотезы об ускорении расширения Вселенной.

Можно показать, что при $z_{0 \text{ SN Ia}} \approx 0,1028$ параметр наклона зависимости (3) принимает значение порядка $\pm 10^{-13}$,

а $M_{\text{SN Ia B}}^{\text{CT}} \approx -17,5^m$ при разбросе отдельных значений в пределах $-16,5^m \dots -18,3^m$. Если теперь для гравитационного красного смещения SN Ia на момент максимума кривой блеска воспользоваться известным соотношением [21]:

$$z_g = 1 / \sqrt{1 - 2GM / (rc^2)} - 1 = 1 / \sqrt{1 - 2K'_g 10^{-0,2M_{\text{SN Ia B}}^{\text{CT}}}} - 1,$$

приведенным к абсолютной звездной величине, то оценкам стандартного значения $M_{\text{SN Ia B}}^{\text{CT}} = -17,5^m$ и $z_{0 \text{ SN Ia}} \approx 0,1028$ будет соответствовать поправочный коэффициент $K'_g = K'_g \text{ SN Ia} = 2,8 \cdot 10^{-5}$. Такая же операция с оценкой гравитационного красного смещения на лимбе Солнца $z_{0 \text{ C}} = 2,17 \cdot 10^{-6}$ и его абсолютной звездной величиной $+4,79$ [1] дает $K'_{g \text{ C}} = 1,925 \cdot 10^{-5}$. Оценка собственного гравитационного красного смещения сверхновых на максимуме блеска $z_{0 \text{ SN Ia}} \approx 0,1028$ отличается от оценок гравитационного красного смещения белых карликов до момента вспышки на три

порядка, параметры K'_g математических моделей гравитационного красного смещения Солнца и сверхновых типа SN Ia — величины одного порядка.

Существование стандартного значения красного смещения для сверхновых типа SN Ia позволяет представить шкалу космологических расстояний для интерполяционной модели космологической составляющей красного смещения [20] в виде, который можно рассматривать как набор реперов, расставленных по всей шкале:

$$\lg D_{L \text{ SN Ia}}(z, m_B^{\text{эфф}}) = -5 + 0,2 \left[m_B^{\text{эфф}} - 25 - 5 \lg \left(R_0 \frac{z - z_{0 \text{ SN Ia}}}{1 + z} \right) \right]. \quad (4)$$

Уравнение (4) для шкалы космологических расстояний, определяемых по наблюдаемому красному смещению сверхновых типа SN Ia, тоже содержит два параметра — радиус Хаббла и ненаблюдаемое стандартное значение красного смещения.

Закключение. Существование стандартного значения красного смещения для сверхновых типа SN Ia позволило бы существенно уточнить шкалу космологических расстояний по наблюдаемому красному смещению внегалактических объектов. Однако проблема заключается в том, что статистика данных измерений красного смещения на максимуме кривой блеска сверхновых типа SN Ia практически отсутствует.

Для решения измерительной задачи структурно-параметрической идентификации кривых блеска сверхновых используют традиционные статистические методы, не учитывающие погрешности неадекватности нормального закона, принимаемого без проверки гипотез, альтернативных распределению Гаусса. Наиболее сложной частью этой задачи является подгонка результатов измерений под шаблоны кривых блеска. Специфика структурно-параметрической идентификации математических моделей в этом случае требует ориентации не на робастные методы, нечувствительные к нарушению предпосылок применимости вероятностно-статистических методов к отклонениям от гипотетических распределений вероятностей, а на принятые в теории измерительных задач методы, оптимальные по критериям воспроизводимости. Они не содержат квадратичных оценок, чувствительных к так называемым выбросам. При решении задач, связанных с построением шкал космологических расстояний, да и вообще при применении статистических методов в космологии, следует уделять особое внимание оцениванию погрешности неадекватности соответствующих математических моделей.

Л и т е р а т у р а

1. **Ленг К.** Астрофизические формулы. Ч. 2. М.: Мир, 1978.
2. **Физическая энциклопедия.** Т. 4. М.: Большая Российская энциклопедия, 1994.
3. **Riess A.G. e. a.** Observational evidence from supernovae for an accelerating universe and a cosmological constant // Astronom. J. 1998. V. 116. P. 1009—1038.
4. **Perlmutter S. e. a.** Measurements of Ω and Λ from 42 high-redshift Supernovae // Astrophys. J. 1999. V. 517. P. 565—586.
5. **Сажин М. В.** Анизотропия и поляризация реликтового излучения. Последние данные // УФН. 2004. Т. 174. № 2. С. 197—205.

6. **Hinshaw G. e. a.** 9-year Wilkinson microwave anisotropy probe observations: Cosmological parameter results [Электрон. ресурс]. http://wmap_9yr_cosmology_results (дата обращения 31.12.2012 г.)

7. **Planck 2013 results.I.** Overview of products and scientific results // *Astronomy & Astrophysics* [Электрон. ресурс]. <http://arXiv:1303.5062v1> [astro-ph.CO] (дата обращения 28.05.2013 г.)

8. **Carroll S. M., Press W. H., Turner E. L.** The Cosmological Constant // *Annual Rev. of Astronomy and Astrophysics*. 1992. V. 30. P. 499—542.

9. **Schwarz D. J., Weinhorst B.** (An)isotropy of the Hubble diagram: comparing hemispheres // *Astronomy & Astrophysics*. 2007. V. 474. P. 717—729.

10. **Sollerman J. et al.** First-year Sloan digital sky Survey-II supernova results: constraints on non-standard cosmological models [Электрон. ресурс]. <http://arXiv:0908.4276v2> [astro-ph.CO] (дата обращения 01.09.2009 г.)

11. **Левин С. Ф.** Измерительные задачи статистической идентификации шкалы космологических расстояний // *Измерительная техника*. 2011. № 12. С. 17—22; **Levin S. F.** Measurement problems in the statistical identification of the scale of cosmological distances // *Measurement Techniques*. 2011. V. 54. № 12. P. 1334—1341.

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

13. **МИ 2091—90.** ГСИ. Измерения физических величин. Общие требования.

14. **МИ 2916—2005.** ГСИ. Идентификация распределений вероятностей при решении измерительных задач.

15. **Ширяев А. Н.** Статистический последовательный анализ. М.: Наука, 1976.

16. **Левин С. Ф.** Идентификация интерпретирующих моделей в теории гравитации и космологии // *Physical Interpretations of Relativity Theory PIRT-2003: Proc. Intern. Scie. Meet. Moscow: BMSTU*. 2003. P. 72—81.

17. **Эльясберг П. Е.** Измерительная информация: сколько ее нужно? как ее обрабатывать? М.: Наука, 1983.

18. **Хампель Ф. и др.** Робастность в статистике. Подход на основе функций влияния. М.: Мир, 1989.

19. **Левин С. Ф.** Шкала космологических расстояний: парадоксы моделей красного смещения // *Измерительная техника*. 2013. № 3. С. 3—6; **Levin S. F.** Cosmological distances scale: paradoxes in redshift models // *Measurement Techniques*. 2013. V. 56. N 3. P. 217—222.

20. **Левин С. Ф.** Шкала космологических расстояний на основе интерполяционной модели красного смещения // *Измерительная техника*. 2012. № 6. С. 12—14; **Levin S. F.** Cosmological distances scale based on a redshift interpolation model // *Measurement Techniques*. 2012. V. 55. № 6. P. 609—612.

21. **Levin S. F.** Photometric scale of cosmological distances: Anisotropy and nonlinearity, isotropy and zero-point // *Physical Interpretation of Relativity Theory PIRT-2013: Proc. Intern. Meet. Moscow: BMSTU*. 2013. P. 210—219.

Дата принятия 23.06.2014 г.

550.831

Гравиметрический датчик нового поколения

А. А. КРАСНОВ*, А. В. СОКОЛОВ*, М. И. ЕВСТИФЕЕВ, И. М. СТАРОСЕЛЬЦЕВА*,
Л. С. ЭЛИНСОН*, Л. К. ЖЕЛЕЗНЯК***, В. Н. КОНЕШОВ*****

* Концерн «ЦНИИ «Электроприбор», С.-Петербург, Россия, e-mail: anton-krasnov@mail.ru

** Национальный исследовательский университет информационных технологий, механики и оптики, С.-Петербург, e-mail: evstifeevm@mail.ru

*** Институт физики Земли им. О. Ю. Шмидта РАН, Москва, Россия, e-mail: zikledovo@yandex.ru

Приведены результаты разработки и экспериментальных исследований нового гравиметрического датчика, предназначенного для использования в мобильных гравиметрах серии «Чекан». Описана конструкция гравиметрического датчика и его основных элементов. Проанализированы результаты калибровки и испытаний гравиметра в климатической камере. На основании анализа экспериментальных данных показано существенное снижение инструментальной погрешности гравиметрического датчика по сравнению с ранее использованным аналогом.

Ключевые слова: сила тяжести, гравиметр.

The results of development and experimental studies of a new gravimetric sensor intended for use in mobile «Chekan» type gravimeters. A design of the gravimetric sensor and of its main parts is described along with the results of gravimeter calibration and tests in environmental camera. The analysis of experimental data has shown that an instrumental accuracy of the new gravity sensor is essentially higher in comparison with the previous analogue.

Key words: gravity, gravimeter.

В 2001 г. в ЦНИИ «Электроприбор» разработан мобильный гравиметр «Чекан-АМ», который в настоящее время активно используют российские и зарубежные геофизические компании при выполнении морских и авиационных гравиметрических работ с целью поиска нефтегазоносных структур

[1—3]. В процессе эксплуатации комплексов «Чекан-АМ» выявлено, что на итоговое качество выполненной гравиметрической съемки существенно влияет точность гравиметрического датчика (ГД), которая, в свою очередь, зависит от ряда факторов: изменения температуры окружающей сре-