

Шкала космологических расстояний.

Ч. 1. «Неожиданные» результаты

С. Ф. ЛЕВИН

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

Рассмотрены «неожиданные» результаты в космологии: статистический разброс красных смещений на диаграмме Хаббла, снижение оценок постоянной Хаббла и параметра ускорения, глобальная евклидовость Вселенной, дегенерация Λ CDM-модели, совмещение дипольной анизотропии красного смещения и микроволнового фонового излучения.

Ключевые слова: шкала космологических расстояний, модель Фридмана—Маттига, модель Доплера, интерполяционная модель.

The «unexpected» results in cosmology are considered: the statistical disorder of red shift on Hubble's diagram, the «falling» of estimations of Hubble constant and acceleration parameters, the global Euclidity of Universe, the Λ CDM-model degeneration, the combination of dipole anisotropy of red shift and microwave background radiation.

Key words: cosmological distances scale, Friedman—Mattig model, Doppler model, interpolation model.

Роль шкалы расстояний в космологии хорошо известна. В 1929 г. Э. Хаббл определил шкалу расстояний как зависимость расстояния D от красного смещения z в спектрах излучения галактик: $D(z) = cz/H_0$, где c — скорость света; H_0 — постоянная Хаббла. И еще в 1922 г. А. Фридман рассматривал красное смещение как эффект Доплера в качестве аргумента в пользу своей модели расширяющейся Вселенной — нестационарного решения гравитационных уравнений Гильберта—Эйнштейна. Продолжением этой модели в 1946 г. стала предложенная Г. Гамовым теория Большого Взрыва, предсказанием которой послужило остаточное микроволновое фоновое излучение. Оно и было случайно обнаружено через 19 лет.

В 1958 г. В. Маттиг получил строгое решение для космологической модели Фридмана относительно фотометрического расстояния:

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

где q_0 — параметр замедления; при $q_0 = 1$ выражение (1) представляет закон Хаббла.

Параметры H_0 и q_0 остаются основными и в современных космологических моделях. Среди них стандартной является Λ CDM-модель. Исследование спектра микроволнового фонового излучения на основе этой модели стало источником информации о строении и развитии Вселенной. Однако накопление и статистическая обработка данных астрофизических измерений дали ряд «неожиданных» результатов, которые стали не столько аргументами в пользу Большого Взрыва, сколько породили сомнения в состоятельности Λ CDM-модели. Рассмотрим эти результаты.

1. Уже первый вариант диаграммы Хаббла в виде зависимости красного смещения галактик от расстояния до них показал прогрессирующий статистический разброс относительно линии $z = (H_0/c)D$. Вопреки этому факту обычно утверждают, что относительный вклад в красное смещение пекулярных скоростей галактик с ростом расстояний становится пренебрежимо малым и можно использовать шкалу расстояний, связанную с эффектом Доплера:

$$D = (c/H_0) [(z + 1)^2 - 1] / [(z + 1)^2 + 1].$$

2. Постоянная Хаббла в 1929 г. составляла $530 \text{ км} \cdot \text{с}^{-1} \cdot \text{Мпк}^{-1}$, а к 2001 г. при разбросе $(64,7 \pm 2,4 \dots 124,4 \pm 19,0) \text{ км} \cdot \text{с}^{-1} \cdot \text{Мпк}^{-1}$ она понизилась до $72 \text{ км} \cdot \text{с}^{-1} \cdot \text{Мпк}^{-1}$ [1], из-за чего еще в 1970-е гг. ее называли «переменной Хаббла». В XXI веке по данным миссий WMAP [2] и Planck [3] снижение продолжилось с $72,0$ до $67,9 \text{ км} \cdot \text{с}^{-1} \cdot \text{Мпк}^{-1}$. Оценки параметра замедления $q_0 = 2,6 \pm 0,8$ в 1956 г. так понизились, что в 1998 г. он стал параметром ускорения $q_0 = -1,0 \pm 0,4$ [4]. Теория математических моделей объектов измерений [5] связывает это явление с некорректной параметризацией моделей и нарушениями условий применимости регрессионного анализа.

3. По данным миссии WMAP шести-параметрическая Λ CDM-модель «может объяснить наблюдаемую анизотропию (TT -спектр) и кросс-корреляцию анизотропии и E -моды поляризации (TE -спектр)», но «для аппроксимации TT -спектра... вероятность принятия этой модели составляет только 3 %», а «для аппроксимации TT - и TE -спектров... 5 %» [6]. При этом в отчете WMAP [7] отмечено, что «большинство параметров хорошо определяются в рамках этой модели. Исключение составляют спектральный индекс n_s и оптическая толщина τ . По этим параметрам существует вырождение: функция правдоподобия меняется только на 0,05 при изменении оптической толщины в интервале $0,11 < \tau < 0,19$ ». Это явление в отчетах миссии WMAP названо «degeneration of Λ CDM-model» [8], а в математической статистике — стохастической мультиколлинеарностью.

4. Первым «неожиданным» результатом миссии WMAP стала глобальная евклидовость геометрии Вселенной, хотя ранее в космологии длительное время обсуждали проблемы идентификации кривизны, замкнутости или открытости Вселенной. С этой целью еще в 1960 г. на 44-й Гэтриевской лекции Ф. Хойл для выявления неевклидовости предложил дополнить закон Хаббла квадратичным членом [9]:

$$cz = H_0 D + K D^2. \quad (2)$$

В 1956 г. оценка постоянной Хаббла составляла $170 \text{ км} \cdot \text{с}^{-1} \cdot \text{Мпк}^{-1}$, в 1962 г. А. Сэндейдж уточнил ее: $(98 \pm 15) \text{ км} \cdot \text{с}^{-1} \cdot \text{Мпк}^{-1}$ — и установил, что на расстоянии 10^9 световых лет галактики движутся на $10^4 \text{ км} \cdot \text{с}^{-1}$ быстрее, чем следует из линейного закона Хаббла. А уже в 1966 г. было замечено, что коэффициент Хойла $K \approx c(H_0/c)^2$, а модель (2) — разложение в ряд интерполяционной нелинейной модели с разрывом 2-го рода [10]:

$$z = (H_0/c) D [1 - (H_0/c) D]^{-1} \approx_{D \ll c/H_0} (H_0/c) D + (H_0/c)^2 D^2. \quad (3)$$

5. Вероятность согласия спектра флуктуаций микроволнового фона в Λ CDM-модели с данными измерений WMAP по χ^2 -критерию оказалась лишь 0,096 [11] при негауссовости его карт [12]. Миссия Planck негауссовость флуктуаций не подтверждает, но использует «фидуциальную гауссову аппроксимацию», хотя на угловых масштабах $(90 \dots 6)^\circ$ вероятность согласия модели спектра оказалась еще ниже [3]. Проблема в том, что максимуму правдоподобия Λ CDM-модели в результате введения дополнительных параметров соответствует слишком малое значение вероятности согласия с данными астрофизических измерений, а точность оценивания постоянной Хаббла так и не повысилась.

6. Данные миссии Planck подтвердили данные миссии WMAP об асимметрии средних температур на противоположных полусферах неба и о существовании «большого холодного пятна», размеры которого оказались значительно больше, чем ожидалось [3]. При этом направление галактической оси совпало с крупнейшей неоднородностью наблюдаемой части Вселенной, сверхскоплением сверхскоплений галактик в северном направлении, и системой гигантских пустот в южном направлении [13]. С этими крупномасштабными неоднородностями связана дипольная анизотропия микроволнового фона и красного смещения, включая «фиолетовое смещение» в Местном объеме. Образование таких неоднородностей требует большого времени и связано с ранними стадиями развития Вселенной, тогда как согласно стандартной Λ CDM-модели Вселенная должна быть изотропной. И хотя по данным Planck снижение оценки постоянной Хаббла привело к увеличению возраста Вселенной до $(13,796 \pm 0,058)$ млрд. лет, И. Масанори (Японская национальная астрономическая обсерватория) предсказал, что обнаружение галактик с красными смещениями $z = 15 \dots 20$ из-за нехватки времени на их формирование может стать «полномасштабным кризисом Λ CDM-модели».

4 апреля 2013 г. в МГТУ им. Н. Э. Баумана с лекцией о Большом Взрыве выступал физик-теоретик и философ Р. Пенроуз, соавтор знаменитой теоремы Хокинга—Пенроуза. Он дал обстоятельные ответы на все вопросы. Исключением составила просьба прокомментировать перечисленные выше и известные специалистам «неожиданные» результаты в космологии. Этим «неожиданным» результатам и совпадением в космологии, которые в плане статистической обработки данных измерений и их физической интерпретации могут быть полезными не только космологам, посвящена настоящая статья.

Статистический фактор в измерительных задачах космологии. Причины «неожиданных» результатов могут быть многообразны, но наиболее многочисленную их категорию в измерительных задачах космологии составляют нарушения условий применимости статистических методов, извест-

ных в регрессионном анализе и теории математических моделей объектов измерений. К ним относятся условия статистической однородности, центрированности, гауссовости, некоррелированности и неконфликтности данных измерений, а также условия неограниченности переменных и единообразия принципов определения точности модели, а самое главное, корректность формулировки измерительной задачи структурно-параметрической идентификации и выбора ее критерия.

Статистическая неоднородность данных ведет к дополнительным случайным погрешностям оценок и некорректному применению популярных алгоритмов математической статистики, что иллюстрируют логарифмические диаграммы Хаббла $\lg[cz(m)]$, где m — видимая звездная величина объекта, для внегалактических объектов различных морфологических типов — галактик, радиогалактик и квазаров. Их линейные характеристики положения при стандартном параметре наклона 0,2 существенно отличаются нуль-пунктами и параметрами рассеяния.

Нарушение условия *центрированности* вызывается неисключенными систематическими погрешностями измерений и использованием статистик, не соответствующих виду распределения. Статистическая обработка данных миссии WMAP ведется методами максимального правдоподобия и байесовского оценивания. Их используют в режиме «подгонки» при введении дополнительных параметров, и для одних и тех же данных они дают различные оценки. На эти различия только в 2006 г. обратил внимание М. Прохоров (ГАИШ МГУ). Так, статистическую значимость неожиданно малых амплитуд квадруполь и октополь микроволнового фонового излучения по данным WMAP авторы [14] обнаружили при помощи частотных и байесовских статистик и, вопреки [15], сделали вывод об отсутствии необходимости привлекать новую физику для объяснения этого явления, списывая его на ошибку при вычитании фона Галактики. Однако частотные и байесовские статистики связаны соответственно с частотной концепцией Пуассона—Мизеса и субъективной концепцией Бернулли—Бейеса. В рамках этих концепций их применение естественно, но дает для одних и тех же данных измерений разные результаты.

Заметим, что на оценки мультиполей микроволнового фонового излучения влияет «интерполяция» сферическими гармониками, характерная и для разложения Фурье, привязанного к интервалу наблюдения.

Нарушение условия *гауссовости* является жестким ограничением на применение регрессионного анализа — его оценки теряют привлекательные свойства. Отсутствие альтернатив гипотезе гауссовости в сочетании с группированием данных и критерием χ^2 , придающим больший вес наименее надежной части данных на краях распределений, упрощает вычисления, но искажает вид распределения и завышает вероятность согласия. Так, в отчете [16] миссии WMAP объявлено о 95 %-й достоверности гауссовости фона реликтового излучения и представлена карта ILC (internal linear combination), не предназначенная для исследования микроволнового фонового излучения из-за «сложных свойств шума». При этом в плоском пространстве стандартная Λ CDM-модель дает приемлемое описание спектра, но величины χ^2 для нее недопустимо велики, а вероятность принятия модели — около 5 %. В отчете же [17] отмечена гауссовость карт FCM (foreground cleaned map) и WFM (Wiener-filtered map). Ранее же, в отчете [7], указано, что избыток χ^2

Таблица 1

Асимптотическая относительная эффективность оценок СКО/CAO [18]

ε	0	0,001	0,002	0,005	0,01	0,02	0,05	0,10	0,15	0,25	0,5	1
СКО/CAO	0,876	0,948	1,016	1,198	1,439	1,752	2,035	1,903	1,689	1,371	1,017	0,876

обусловлен гравитационным линзированием, угловыми вариациями диаграммы направленности антенной системы WMAP и небольшим негауссовым шумом. Роль этого шума, помехи в виде редких выбросов с параметром масштаба β , уточняет схема « ε -загрязнения» Тьюки при доле шума $0 \leq \varepsilon \leq 1$:

$$f_{\Xi}(\xi) = (1 - \varepsilon) f_G(\theta_{G1}, \theta_{G2}; \xi) + \varepsilon f_G(\theta_{G1}, \beta \theta_{G2}; \xi), \quad (4)$$

где $f_G(\theta_{G1}, \theta_{G2}; \xi)$ — плотность распределения Гаусса с параметрами положения θ_{G1} и рассеяния θ_{G2} . Так, в задаче Эддингтона—Фишера [18] для оценок равной точности параметра рассеяния смеси (4) при $\varepsilon = 0$ и $\beta = 3$ среднее квадратическое отклонение (СКО) требует на 12 % меньшего объема выборки, чем среднее абсолютное отклонение (CAO). Но уже при $\varepsilon > 0,0018$ отношение объемов выборок меняется в пользу CAO, а при доле шума всего лишь $\varepsilon = 0,05$ — превышает 200 % (табл. 1).

Негауссовость данных WMAP обнаружила группа О. Верходанова [12]. В этом случае эффективность среднего арифметического как оценки параметра положения снижается еще больше. При этом выбросы на фоне гауссовости являются признаком распределения Коши, для которого СКО и среднее как оценки вообще несостоятельны (табл. 2).

Таблица 2

Эффективность оценок параметра положения [19]

Оценка	ε	Вид возмущающего распределения			
		Гаусса	Лапласа	Равномерное	Коши
Среднее	0	1	1	1	1
Медиана		0,637	0,637	0,637	0,637
Среднее	0,005	0,808	0,682	0,362	0,282
Медиана		0,669	0,894	0,781	0,765
Среднее	1	1	0,5	0,063	0,032
Медиана		0,637	1	0,835	0,811

Нарушение условия гомоскедастичности проявляется снижением эффективности оценок параметров модели и существенным занижением оценок дисперсий и ковариаций параметров, что и показывает схема (4). Часто полагают, что объединение неравноточных данных «взвешиванием по дисперсиям» повышает точность результата оценивания. Это такой же застарелый предрассудок, как и то, что «среднее арифметическое результатов наблюдений является результатом измерения» [20]. Так, в проекте HST KP [1] оценки постоянной Хаббла ($H_0 \pm s \pm \sigma$, км · с⁻¹ · Мпк⁻¹, где s — СКО, σ — стандартное отклонение) получали различными методами: по сверхновым типа Ia — $H_0 = 71 \pm 2 \pm 6$; по сверхновым типа II — $H_0 = 72 \pm 9 \pm 7$; по соотношению Талли—Фишера — $H_0 = 71 \pm 2 \pm 7$; по флуктуациям поверхностной яркости — $H_0 = 70 \pm 5 \pm 6$; по среднему — $H_0 = 82 \pm 6 \pm 9$; по среднему взвешенному — $H_0 = 72 \pm 8$ («лучшая» оценка,

т. к. она в $\sqrt{N}$ раз меньше оценки параметра рассеяния смеси распределений). Однако хорошо известно, что параметр рассеяния смеси не может быть меньше параметра рассеяния наиболее точного компонента!

В методе максимального правдоподобия весовые коэффициенты определяют долями данных источников, и в проекте HST KP корректную оценку характеристик точности дала бы схема « ε -загрязнения» (4).

По более точным данным Planck: $H_0 = (67,80 \pm 0,77)$ км · с⁻¹ · Мпк⁻¹ [3]!

Поэтому «открытия», сделанные при объединении данных WMAP с данными менее точных экспериментов, были «закрыты» [21], но не все.

Нарушение условия некоррелированности ведет к тому, что: оценки параметров хотя и не смещены, но неэффективны; дисперсия оценки регрессионной модели занижена; дисперсии оценок параметров смещены, а статистически незначимые переменные признаются значимыми; нарушаются условия применимости критериев Стьюдента и Фишера. Со «статистическим рецептом» Р. Фишера в отношении спецификации параметрической модели этими критериями, основанными на гипотезе нормальности, связан парадокс Эльясберга—Хампеля. В этом «рецепте» нет ни слова о возможном отсутствии независимости и катастрофической неробастности F -критерия. Также ни слова о том, что разные критерии согласия оценивают различные (в том числе и несущественные) аспекты подгонки и при достаточно больших выборках практически все критерии превышают уровень значимости. И, самое главное, ни слова о том, что «плавную», неизолированную нулевую гипотезу никогда статистически доказать нельзя, а можно только опровергнуть [22], что и получило название «парадокса Эльясберга—Хампеля». Примерами «статистических доказательств», которые уже стали классическими, особенно богата история физики начала XX века.

Эти же примеры связаны с условием неконфликтности, которое нарушает появление случайных величин в регрессионной матрице из-за случайных погрешностей измерений. Смещение регрессоров занижает оценки дисперсии, а оценки параметров теряют состоятельность.

Ограниченность переменных ведет к стохастической мультиколлинеарности. Оценки теряют устойчивость — добавление или исключение даже одного отсчета ведет к сильному изменению оценок параметров регрессионной модели и резкому уменьшению точности предсказания по модели. Вследствие округления процедура оценивания становится неустойчивой. Корреляция оценок параметров модели лишает смысла ее интерпретацию. Дисперсии оценок параметров модели увеличиваются. Критерии значимости, в которые входят СКО, становятся ненадежными.

Часто полагают, что изменение числа параметров модели и числа измерений повышает точность аппроксимации экспериментальных данных. Рост объема данных действи-

тельно ослабил корреляцию $n_s \times \tau$, но увеличил положительную корреляцию между амплитудой флуктуаций плотности галактик в радиусе 8 Мпк и плотностью «холодной темной материи» $\sigma_8 \times \Omega_c h^2$, спектральным индексом и плотностью «барионной материи» $n_s \times \Omega_b h^2$. Усилилась отрицательная корреляция плотности «темной энергии» с плотностью «холодной темной материи» $\Omega_\Lambda \times \Omega_c h^2$ и амплитудой флуктуаций плотности галактик $\Omega_\Lambda \times \sigma_8$. Мультиколлинеарностью оказались пораженными все 6 параметров Λ CDM-модели. Тем не менее, специалисты WMAP стали утверждать, что за 7 лет увеличение объема данных измерений до 3 раз повысило точность Λ CDM-модели на 50 %, введение же седьмого параметра — на 90 %, а введение сразу двух дополнительных параметров — на 200 % [11]. Если, конечно, не считать дополнительными параметрами Ω_c и Ω_Λ , введенными без определенного физического смысла для подгонки модели под данные измерений.

Точность космологических моделей характеризуют точностью оценивания постоянной Хаббла. Так, была отвергнута модель с квинтэссенцией и уравнением состояния $w = -0,5$ при $H_0 = 57 \text{ км} \cdot \text{с}^{-1} \cdot \text{Мпк}^{-1}$, хотя она удовлетворяла данным WMAP так же хорошо, как и Λ CDM-модель, но соответствующая ей оценка постоянной Хаббла на 2σ меньше оценки HST KР. По той же причине была отклонена и модель с неплоским пространством при $H_0 = 32,5 \text{ км} \cdot \text{с}^{-1} \cdot \text{Мпк}^{-1}$, $\Omega_\Lambda = 0$ и $\Omega_{\text{total}} = 1,28$ [6].

Введение неевклидовых геометрий можно полагать следствием исчерпания ресурса точности математических моделей космических объектов в рамках евклидовой геометрии. Однако за 9 лет измерений ожидаемого в условиях гауссовости уточнения параметров Λ CDM-модели так и не произошло (табл. 3), и в итоговом отчете WMAP [23] сведений о повышении точности Λ CDM-модели на 50, 90 или 200 % уже не было (при 200 % оказалось $H_0 = 69,1^{+4,0}_{-4,1} \text{ км} \cdot \text{с}^{-1} \cdot \text{Мпк}^{-1}$).

Условие адекватности нарушается избыточностью модели, вызывающей рост дисперсий оценок, или ее неполнотой, что смещает остатки. В теории структурно-параметрической идентификации понятие адекватности для математических моделей объектов измерений не имеет смысла ввиду наличия погрешностей неадекватности у всех моделей.

Нарушения условия единообразия принципов определения характеристик точности требуют более подробных пояснений. Так, в целом ряде отчетов по анализу данных WMAP оценки точности результатов с символом « $\pm$ » сопровождают метки «68 %», «CL 68 %», «68 % CL uncertainties», «the corresponding 68 % intervals», «68 % confidence intervals», «CL 95 %», реже — «99,5 % confidence». Завышение точности в оценках такого рода часто связано с игнорированием того обстоятельства, что полной характеристикой результата решения измерительной задачи является не параметр, характеризующий дисперсию, а распределение вероятностей. Это очевидное обстоятельство получило международное признание только в 2007 г. [24].

Источником путаницы здесь стала произвольная интерпретация анонимного и до сих пор дискуссионного «Руководства по выражению неопределенности измерения» (GUM) [25], несмотря на то, что в нем открытым текстом указана невозможность применения в тех случаях, когда требуются «безопасные», а не «реалистические» оценки. Также в GUM указано, что его термины «confidence interval» («coverage interval»), «coverage probability» и «confidence level» не соответствуют терминам математической статистики «доверительный интервал», «доверительная вероятность» и «уровень доверия». Путаницы добавил некорректный перевод термина «tolerance interval» как «допустимый интервал» в стандарте [26]. Правильное определение дано в [27]. Ошибочное определение термина «толерантный интервал» исправлено только в 2012 г. при введении в действие стандарта [28], хотя в международном оригинале правильное определение отсутствовало. Однако при этом схема оценивания «неопределенности измерения» для метода косвенного измерения в этом стандарте осталась прежней — точечное оценивание с формулой Тейлора.

Ошибку совершают уже при постановке измерительной задачи, не замечая различий между «измерением как сравнением с мерой» и «измерительной задачей как математической задачей, решаемой путем измерений и вычислений», полагая «результатом измерения» статистическую оценку параметра положения данных многократных измерений. Следствием некорректной постановки задачи стали еще три ошибки.

Во-первых, точность оценки параметра положения для ряда многократных измерений характеризуется оценкой параметра рассеяния для возможных его значений. Для распределения Гаусса она меньше оценки параметра рассеяния возможных значений искомой величины в $\sqrt{N}$ раз. В методе максимального правдоподобия среднее арифметическое является оценкой параметра положения искомой в задаче величины. И хотя с 1 января 2013 г. стандарт [20] заменен стандартом [29], а слова «среднее арифметическое значение исправленных результатов наблюдений» как «результат измерения» заменены «оценкой измеряемой величины», вычислительная схема и этого нового стандарта не изменилась.

Во-вторых, точность точечных оценок параметров распределений характеризуют доверительными интервалами, границы которых в стандартном методе максимального правдоподобия связаны с оценками параметров рассеяния коэффициентами на основе распределений Стюдента и χ^2 . Введенное с 1 января 2011 г. Изменение № 2 к [30] в определенной степени исправило некорректные определения и формулы в отношении статистических оценок для рядов измерений. Фактически же это стало признанием того, что коэффициент Стюдента $t_{\alpha, v}$ ранее использовался в нормативных документах ГСИ не по назначению. Он входит в формулу для доверительных границ оценки параметра положения

Таблица 3

Оценки постоянной Хаббла $h = H_0/(100 \text{ км} \cdot \text{с}^{-1} \cdot \text{Мпк}^{-1})$ по данным WMAP

Год	1-й	3-й	5-й	7-й	9-й
h	$0,72 \pm 0,05$	$0,732^{+0,031}_{-0,032}$	$0,719^{+0,026}_{-0,027}$	$0,710 \pm 0,025$	$0,700 \pm 0,022$

ния нормальной совокупности данных и характеризует не-исключенную систематическую, а не случайную составляющую композиции распределения погрешности, для которой применяют коэффициенты доверительных границ оценки параметра рассеяния на основе распределения χ^2 .

В-третьих, интервальной оценкой точности результата решения размерностной измерительной задачи является не доверительный, а толерантный интервал, содержащий с заданной вероятностью не менее, чем заданную долю распределения искомой величины, а не долю распределения возможных значений параметра положения для распределения величины! Толерантные интервалы можно строить и с использованием доверительных интервалов для параметров распределения, но с коррекцией нормы доверительной вероятности для композиции в зависимости от общего числа параметров [31].

Дефект метки «CL 68 %» для «1 σ -интервала» исчезает при точно известных параметрах распределения Гаусса, чего не бывает никогда!

Статистический разброс данных и погрешности измерений характеризуют различными распределениями вероятностей, по свертке которых и находят толерантный интервал. Для неисключенных систематических погрешностей в поверочных схемах принято равномерное распределение, и свертка уже не будет распределением Гаусса, а правила ее построения установлены якобианом преобразования.

Согласно [5] *корректность формулировки цели измерительной задачи* связана и с характеристиками положения, и с характеристиками рассеяния зависимостей между физическими величинами. При данных значениях аргументов им соответствуют параметры положения и рассеяния. А так как СКО оценки параметра положения меньше СКО величины, то нахождение погрешностей выходной переменной по погрешностям оценивания линейной регрессии — грубая ошибка, так как доверительная зона линии регрессии уже размаха распределения.

Заключение. Наиболее эффективными критериями статистической проверки гипотез в метрологии являются критерии на основе характеристик погрешности неадекватности математических моделей не только зависимостей между физическими и расчетными величинами, но и моделей функций распределений. За полвека этот подход прошел путь от идеи М. Кенуа и метода «складного ножа» Дж. Тьюки до схемы перекрестного наблюдения погрешности неадекватности. При этом контурные оценки погрешности неадекватности позволили получать «безопасные» решения даже при неправильных гипотезах и стимулировали поиск моделей по критерию минимума погрешности неадекватности.

Л и т е р а т у р а

1. **Freedman W. L. e. a.** Final Results from the Hubble Space Telescope Key Project to Measure the Hubble Constant // *Astrophysical J.* 2001. V. 553. P. 47—72.
2. **Hinshaw G. e. a.** Nine-year Wilkinson microwave anisotropy probe observations: Cosmological parameter results [Электрон. ресурс]. http://wmap_9yr_cosmology_results (дата обращения 31.12.2012 г.).
3. **Planck 2013 results. I.** Overview of products and scientific results // *Astronomy & Astrophysics* [Электрон. ресурс]. http://planck.caltech.edu/pub/2013results/Planck_2013_results_01.pdf (дата обращения 28.05.2013 г.).

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

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

6. **Сажин М. В.** Анизотропия и поляризация реликтового излучения. Последние данные // *УФН.* 2004. Том 174. № 2. С. 197—205.

7. **Spergel D. N. e. a.** First-year WMAP observations: Determination of cosmological parameters // *Astrophys. J. Suppl.* 2003. V. 148. P. 175—194.

8. **Hinshaw G. e. al.** Five-year Wilkinson microwave anisotropy probe observations: Data processing sky maps, and basic results // *Astrophys. J. Suppl.* 2009. V. 180. P. 225—245.

9. **Хойл Ф.** Проверка космологии наблюдениями // Уилер Дж. Гравитация, нейтрино и Вселенная. М.: ИИЛ, 1962. С. 372—400.

10. **Левин С. Ф.** Оптимальная интерполяционная фильтрация статистических характеристик случайных функций в детерминированной версии метода Монте-Карло и закон красного смещения. М.: Научный совет по кибернетике АН СССР, 1980.

11. **Larson D. e. a.** Seven-year WMAP observations: power spectra and WMAP-derived parameters [Электрон. ресурс]. http://lambda.gsfc.nasa.gov/product/map/dr4/pub_papers/sevenyear/powspectra/wmap_7yr_power_spectra.pdf (дата обращения: 26.01.2010 г.).

12. **Верходанов О. В.** Методы и результаты наблюдательной радиокосмологии: Автореф. дис. на соиск. учен. степ. докт. физ.-мат. наук. Н.Архыз, 2002. [Электрон. ресурс]. <http://sed.sao.ru/~vo/disser/intro.html> (дата обращения 11.06.2009 г.).

13. **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 red shift models // *Measurement Techniques.* 2013. V. 56. N. 3. P. 217—222.

14. **Efstathiou G.** The Statistical Significance of the Low CMB Multipoles // *Mon. Not. R. Astron. Soc.* 2009. V. 346. L26.

15. **Kesden M., Kamionkowski M., Cooray A.** // Can Cosmic Shear Shed Light on Low Cosmic Microwave Background Multipoles? [Электрон. ресурс]. <http://authors.library.caltech.edu/5504/> (дата обращения 03.11.2009 г.).

16. **Komatsu E. e. a.** First Year WMAP observations: Tests of Gaussianity // *Astrophys. J. Suppl.* 2003. V. 148. P. 119—134.

17. **Tegmark M., de Oliveira-Costa A., Hamilton A. J. S.** // A high resolution foreground cleaned CMB map from WMAP [Электрон. ресурс]. <http://space.mit.edu/home/tegmark/mapfo-regs.pdf> (дата обращения 24.06.2009 г.).

18. **Хьюбер П.** Робастность в статистике. М.: Мир, 1984.

19. **Айвазян С. А., Енюков И. С., Мешалкин Л. Д.** Основы моделирования и первичная обработка данных. М.: Финансы и статистика, 1983.

20. **ГОСТ 8.207—76.** ГСИ. Прямые измерения с многократными наблюдениями. Методы обработки результатов наблюдений. Основные положения.

21. **Что измерил WMAP** [Электрон. ресурс]. <http://www.astronet.ru/db/msg/1188820> (дата обращения 12.05.2009 г.).

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

23. **Bennet C. L. et al.** Nine-Year Wilkinson Microwave Anisotropy Probe (WMAP) Observations: Final Maps and Results [Электрон. ресурс]. <http://arxiv.org/pdf/1212.5225.pdf> (дата обращения 25.08.2013 г.).

24. **International Vocabulary of Metrology: Basic and General Concepts and Associated Terms.** VIM. 3rd ed. Final 2007-05-18. JCGM/WG 2.

25. **Руководство** по выражению неопределенности измерения / Пер. с англ., под ред. В. А. Слаева. СПб: ВНИИМ им. Д. И. Менделеева, 1999.

26. **ГОСТ Р 50779.10—2000.** Статистические методы. Вероятность и основы статистики. Термины и определения.

27. **ГОСТ Р ИСО 16269-6—2005.** Статистические методы. Статистическое представление данных. Определение статистических толерантных интервалов.

28. **ГОСТ 54500.3—2011.** Неопределенность измерения. Часть 3. Руководство по выражению неопределенности измерения.

29. **ГОСТ Р 8.736—2011.** ГСИ. Измерения прямые многократные. Методы обработки результатов измерений. Основные положения.

30. **РМГ 29—99.** ГСИ. Метрология. Основные термины и определения. (С изменениями № 1, 2).

31. **ГОСТ Р 50779.21—2004.** Статистические методы. Правила определения и методы расчета статистических характеристик по выборочным данным. Часть 1. Нормальное распределение.

Дата принятия 07.11.2013 г.

543.08

Результаты измерений постоянных Авогадро и Планка для переопределений килограмма и моля

В. Д. ИВАЩУК, С. А. КОНОНОВ, В. Н. МЕЛЬНИКОВ

Всероссийский научно-исследовательский институт метрологической службы,
Москва, Россия, e-mail: ivashchuk@mail.ru

Проведен анализ работ по переопределению килограмма и моля, ведущихся во многих странах в рамках экспериментов с ватт-весами. Показано, что в настоящее время причины расхождения результатов измерений постоянных Авогадро и Планка разными методами не выявлены, требуемые точности измерений не достигнуты, поэтому исследования с ватт-весами и кристаллическими кремниевыми шарами следует продолжить в рамках новых проектов.

Ключевые слова: постоянные Авогадро и Планка, единицы количества вещества и массы, ватт-весы.

The analysis of works for redefinition of the kilogram and mole in many countries in the frames of experiments with watt balances, is carried out. It is shown that the reasons of divergence of results of Avogadro and Planck constants measurements by different methods are not revealed and the needed accuracy of measurements is not achieved. The conclusion on the need to continue the works on improvement of watt balances and crystal silicon spheres methods is drawn within new international projects.

Key words: Avogadro and Planck constant, substance and mass quantity units, watt balances.

В настоящее время в национальных метрологических учреждениях мира продолжается работа по подготовке перехода на новые определения основных единиц СИ, начатая в 2005 г. [1—7]. Предполагается, что новые единицы СИ будут базироваться на фиксированных значениях ряда фундаментальных физических констант (ФФК): c — скорости света в вакууме, e — заряде электрона, h — постоянной Планка, k — постоянной Больцмана и N_A — константе Авогадро. Несмотря на некоторые достигнутые результаты по повышению точности измерений этих констант на 24-й Генеральной конференции мер и весов (ГКМВ) в 2011 г. [1] было принято решение отложить принятие новых определений четырех основных единиц СИ: килограмма, ампера, кельвина и моля из-за отсутствия требуемой точности их измерений и согласованных между собой результатов измерений N_A и h .

В [5] в рекомендации G1 было предложено смягчить принятые ранее решения Международного комитета мер и весов (МКМВ) и ГКМВ для замены международного прототипа килограмма IPK [5, 8]. В этой рекомендации были сформулированы следующие три условия к новому определению килограмма:

по крайней мере, три независимых эксперимента, включая эксперименты с ватт-весами и проводимые по Международному координационному проекту Авогадро, должны дать значения соответствующих констант с относительными стандартными неопределенностями, не превышающими $5 \cdot 10^{-8}$. Хотя бы один из этих результатов должен иметь относительную стандартную неопределенность не более $2 \cdot 10^{-8}$;