

Л и т е р а т у р а

1. Григорьев С. Н. и др. Современное состояние и перспективы развития метрологического обеспечения машиностроительного производства // Измерительная техника. 2012. № 11. С. 56—59; Grigoriev S. N. e. a. Contemporary state and outlook for development of metrological assurance in the machine-building industry // Measurement Techniques. 2012. V. 55. N. 11. P. 1311—1315.
2. Телешевский В. И. Измерительная информатика в машиностроении (ч. 1) // Вестник МГТУ «СТАНКИН». 2008. № 1. С. 33—37.
3. Телешевский В. И. Измерительная информатика в машиностроении (ч. 2) // Вестник МГТУ «СТАНКИН». 2008. № 2. С. 41—45.
4. Григорьев С. Н. и др. Опыт МГТУ «СТАНКИН» в разработке координатно-измерительных машин субмикронной точности // Контроль. Диагностика. 2012. № 12. С. 25—30.

5. Емельянов П. Н., Педь С. Е., Холин И. Е. Разработка эталонной координатно-измерительной машины с ЧПУ // Информационно-измерительные и управляющие системы. 2012. Т. 10. № 8. С. 68—73.
6. Конов С. Г. Разработка координатно-измерительной машины контактного типа на базе фотограмметрической системы // Вестник МГТУ «СТАНКИН». 2010. № 2. С. 119—121.
7. ГОСТ 25142—82. Шероховатость поверхности. Термины и определения.
8. ГОСТ 19300—86. Средства измерений шероховатости поверхности профильным методом. Профилографы — профилометры контактные. Типы и основные параметры.
9. Зеленин М. В. Совершенствование эталонной базы отечественных машиностроительных предприятий // Мир измерений. 2011. № 5. С. 6—14.

Дата принятия 30.12.2013 г.

519.673

Исследование методической погрешности координатных измерений геометрических параметров деталей машин

С. Е. ПЕДЬ

Московский государственный технологический университет «СТАНКИН»,
Москва, Россия, e-mail: seped@mail.ru

Описаны методики имитационного моделирования методических погрешностей координатных измерений. Приведены результаты такого моделирования для диаметра и координат центра профилей цилиндрических поверхностей и отклонения от прямолинейности поверхностей деталей машин по ограниченному числу точек, равномерно расположенных на профиле.

Ключевые слова: детали машин, геометрические параметры, координатные измерения.

The procedures of imitation modeling of coordinate measurements methodical errors are described. The results of such modelling for diameter and coordinates of the center of profiles of cylindrical surfaces and the deviations from straightness of surfaces of the machine parts for limited number of points evenly located on a profile are presented.

Key words: machine parts, geometric parameters, coordinate measurements.

Универсальность координатно-измерительных машин (КИМ) позволяет применять их для решения большинства измерительных задач. При помощи КИМ измеряют практически все показатели геометрической точности деталей машин [1, 2]. Эти показатели получают расчетным путем по результатам измерений координат ограниченного числа точек, как правило, равномерно расположенных на измеряемой поверхности.

Погрешность координатных измерений параметров геометрической точности деталей машин включает три основные составляющие: погрешность определения координат точек; погрешность, обусловленную температурными деформациями; методическую погрешность. Первая состоит из систематической, зависящей от текущей координаты точки, и

случайной составляющих, а последняя в общем случае не зависит от текущей координаты. Систематическую составляющую погрешности можно компенсировать коррекцией управляющей программы КИМ. Такой подход реализован в КИМ субмикронметровой точности и в ряде КИМ, разработанных в 2011—2013 гг. в Государственном инженеринговом центре МГТУ «СТАНКИН» совместно с ОАО «Научно-исследовательский и конструкторский институт средств измерений в машиностроении» [1, 2]. Влияние случайной составляющей погрешности может быть исследовано по методике, изложенной в [3]. Погрешности, обусловленные температурными деформациями, не имеют принципиальных отличий от аналогичных погрешностей, возникающих при использовании традиционных средств измерений.

В данной работе проведено исследование методической погрешности координатных измерений параметров геометрической точности деталей машин, которая в основном определяется: отклонением формы измеряемой поверхности; числом точек, участвующих в координатных измерениях; алгоритмом определения заданного параметра. Были изучены методические погрешности, возникающие при координатных измерениях диаметра и центра профиля цилиндрической поверхности (ПЦП) и отклонении от прямолинейности поверхностей деталей машин.

Методическая погрешность, возникающая при координатных измерениях диаметра и центра ПЦП. Данная погрешность исследована в зависимости от вида отклонения от круглости и числа точек, участвующих в координатных измерениях. Такие измерения составляют в машиностроении около 70 % общего объема измерительных задач [4]. Это объясняется тем, что получаемая при измерениях информация используется в алгоритмах определения межосевых расстояний, отклонений от параллельности или перпендикулярности осей отверстий и валов, отклонений от соосности и др.

Структурные особенности отклонений формы ПЦП, определяемые технологией обработки цилиндрических поверхностей, наиболее полно проявляются в спектрах математических ожиданий (МО) и дисперсий амплитуд и фаз отдельных гармонических составляющих отклонений от круглости. Используя эти характеристики и известные математические методы, можно найти оценки для дисперсий погрешностей координатных измерений диаметра и центра ПЦП в зависимости от числа точек измерений. Трудности определения спектров заставляют искать более простые пути вывода этих зависимостей. Одним из таких направлений является изучение асимптотического поведения зависимостей дисперсий погрешностей от числа точек для различных видов спектров дисперсий.

Для изучения указанных зависимостей провели имитационное моделирование, основанное на вероятностной модели реального ПЦП. Реальный ПЦП можно описать рядом Фурье вида

$$r = r_0 + \sum_{i=2}^K \Delta r_i \sin(i\varphi + \psi_i + \psi_0), \quad (1)$$

где r , φ — полярные координаты текущей точки контура, связанные с центром тяжести ПЦП; r_0 — радиус средней окружности ПЦП; Δr_i , ψ_i — элементы амплитудного и фазового спектров отклонений от круглости; $i = 2, \dots, K$; K — количество гармонических составляющих отклонения от круглости (в данных исследованиях $K = 50$); ψ_0 — начальная угловая координата, определяющая положение изделия на позиции измерения.

При моделировании предположили, что в совокупности изделий, обработанных по данной технологии, элементы амплитудного спектра подчиняются распределению Рэлея

$$p_{\Delta r_i}(x) = (x/a_i^2) \exp[-x^2/(2a_i^2)], \quad (2)$$

где a_i — единственный параметр распределения, определяющий МО $M[\Delta r_i] = a_i \sqrt{\pi/2}$ и дисперсию $\sigma^2[\Delta r_i] = \sigma_i^2 =$

$= (2 - \pi/2) a_i^2$ амплитуд каждой i -й гармонической составляющей отклонения от круглости.

Таким образом, структурные особенности отклонения от круглости можно описать либо спектром МО, либо спектром диспер-

сий $\{\sigma_i^2\}$, характеризующимся взвешенной суммой распределений Пуассона:

$$\sigma_i^2 = \sigma_0^2 \sum_{j=1}^L \beta_j \frac{\alpha_j^{i-2}}{(i-2)!} \exp(-\alpha_j), \quad (3)$$

где σ_0^2 — суммарная дисперсия отклонений от круглости;

β_j — весовые коэффициенты, $\sum_{j=1}^L \beta_j = 1$; L — число весовых

коэффициентов; α_j — параметры распределений Пуассона.

Такая модель спектра дисперсий позволяет описать широкий класс типов отклонений от круглости. Число L равно числу доминирующих гармоник, при данном моделировании $L = 3$. Изменяя коэффициенты β_j , можно имитировать различные соотношения между дисперсиями амплитуд отдельных гармоник. Значения параметров α_j определяют номера доминирующих гармоник. Для иллюстрации возможностей разработанной модели на рис. 1 приведены виды некоторых спектров дисперсий отклонений от круглости ПЦП, определяемых по (3), а в табл. 1 указаны значения параметров модели (3) для тех же спектров дисперсий.

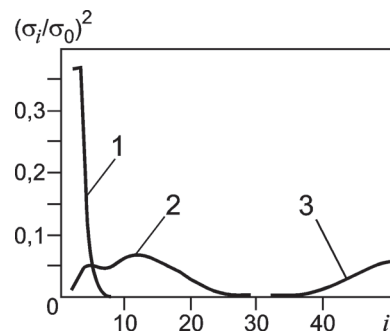


Рис. 1. Результаты моделирования спектров дисперсий отклонений от круглости:

1, 2, 3 — различные виды спектров

Таблица 1

Параметры моделей спектров дисперсий

Параметр	Вид спектра (см. рис. 1)		
	1	2	3
α_j	1; 2; 3	3; 9; 15	1; 5; 50
β_j	1; 0; 0	0,2; 0,4; 0,4	0; 0; 1

При моделировании предполагали, что ψ_i и ψ_0 распределены по равномерному закону

$$p_{\psi_i}(x) = p_{\psi_0}(x) = 1/(2\pi); 0 \leq x < 2\pi. \quad (4)$$

Для проверки возможности применения вероятностной модели ПЦП проведено экспериментальное исследование спектрального состава отклонения от круглости у 40 деталей, взятых из одной партии и обработанных по одной технологии. Далее выполнена проверка гипотез о законах распределения (2), (4) элементов амплитудного и фазового спектров отклонения от круглости. Результаты этих исследований позволили сделать заключение об адекватности предложенной модели ПЦП.

Имитационное моделирование проведено в среде Microsoft Excel в следующей последовательности.

1. Задавали значения r_0 , σ_0^2 , β_j и α_j , по которым синтезировался ПЦП изделия в соответствии с (1). При этом значения Δr_i выбирались генератором случайных чисел, распределенных по (2) с параметрами $a_i^2 = \sigma_i^2 / (2 - \pi / 2)$, а значения ψ_j и ψ_0 — генераторами случайных чисел, распределенных по (4). Дисперсии σ_i^2 вычислены по (3).

2. Для заданного числа N точек синтезированного в п. 1 ПЦП формировали массивы координат $x_k = r_k \cos \phi_k$, $y_k = r_k \sin \phi_k$ в декартовой системе координат ($k = 1, \dots, N$), начало которой совпадает с центром полярной, где определен ПЦП, а направление оси OX задается выбором начальной угловой координаты ψ_0 .

3. В качестве присоединенного элемента использовали среднюю окружность (LSC), поэтому массив (x_k, y_k) аппроксимировали уравнением окружности по методу наименьших квадратов [5, 6] с помощью встроенной в Microsoft Excel процедуры «Поиск решения». Результаты аппроксимации — координаты центра (x_0, y_0) и диаметр d ПЦП. Значения $\delta_{0x} = x_0$; $\delta_{0y} = y_0$; $\delta_d = d - 2r_0$ представляют соответственно погрешности измерений координат центра и диаметра ПЦП при фиксированном количестве точек контроля N . Каждый раз, генерируя новые значения начального угла ψ_0 и повторяя данную процедуру, получали массивы погрешностей δ_{0x} , δ_{0y} , δ_d и определяли их статистические характеристики.

4. Изменяли значение числа N и повторяли моделирование по пп. 2 и 3. Определяли зависимости статистических характеристик погрешностей δ_{0x} , δ_{0y} , δ_d от числа точек, используемых при проведении координатных измерений. При моделировании выбирали $N = 4, \dots, 40$.

5. Процедуру моделирования (пп. 2—4) повторяли при различных значениях параметров модели (3) спектра дисперсий. Это позволило проследить характер изменения погрешностей δ_{0x} , δ_{0y} , δ_d от числа точек N , используемых при проведении координатных измерений, для широкого класса форм отклонений от круглости.

Анализ результатов моделирования показал, что погрешности δ_{0x} , δ_{0y} , δ_d с доверительной вероятностью 0,95 подчиняются закону нормального распределения с МО, равными

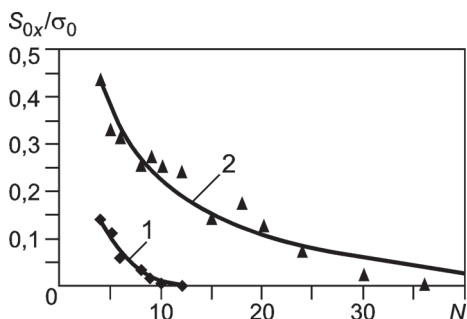


Рис. 2. Зависимость СКО S_{0x} погрешности определения координаты центра x_0 ПЦП от числа точек контроля N :

1, 2 — аппроксимации по (5) для соответствующих спектров на рис. 1; отдельные точки — результаты моделирования

нулю. Оценки S средних квадратических отклонений (СКО) указанных погрешностей для любых видов спектров дисперсий уменьшаются при увеличении числа N и эта зависимость имеет вид

$$S / \sigma_0 = a + b / \sqrt{N}, \quad (5)$$

где a , b — постоянные коэффициенты, различные для разных видов спектров дисперсий.

Вид спектра дисперсий сильно влияет на значения S , определяемые по (5). Для иллюстрации результатов моделирования на рис. 2 приведены зависимости оценок СКО S_{0x} погрешности определения координаты центра x_0 ПЦП для спектров 1 и 2, показанных на рис. 1, при изменении числа точек N ; постоянные коэффициенты: $a = -0,21$, $b = 0,70$ — для кривой 1; $a = -0,17$, $b = 1,21$ — для кривой 2.

Для изучения асимптотического поведения зависимостей дисперсий погрешностей от числа точек для широкого класса форм отклонений от круглости проведено моделирование более чем для 30 видов спектров дисперсий. Кроме спектров дисперсий, описываемых выражением (3), были рассмотрены спектры, дисперсии в которых равны для всех гармоник на интервале от K_1 (нижняя граница рассматриваемых номеров гармоник составляющих отклонений от круглости) до K_2 (верхняя граница), в том числе спектр, дисперсии в котором равны для всех рассматриваемых номеров гармоник, $K = 2, \dots, 50$.

По результатам моделирования для всех видов спектров были выбраны наибольшие значения оценок СКО погрешностей измерения δ_{0x} , δ_{0y} , δ_d для каждого количества точек контроля $N = 4, \dots, 40$ и построены границы предельных значений СКО этих погрешностей. На рис. 3 приведены зависимости 1 наибольших оценок СКО S_{0x} погрешности от числа точек контроля N и граница 2 предельных значений оценок СКО погрешностей δ_{0x} .

Уравнение границы предельных значений оценок СКО $S_{\max}$ погрешностей δ_{0x} имеет вид

$$S_{\max} / \sigma_0 = -0,06 \sqrt{N} + 0,70 \quad (6)$$

Методическая погрешность, возникающая при координатных измерениях отклонения от прямолинейности поверхностей деталей машин. Указанная погрешность также изучена в зависимости от числа точек, участвующих в координатных измерениях, и алгоритма определения отклонения от прямолинейности. Исследование проводили методом имитационного моделирования.

При моделировании измеряемого профиля рассмотрены две модели: прямая и кривая 2-го порядка с наложенными шумами. Применение кривой 2-го порядка в качестве модели можно объяснить тем, что она удобна для аппроксимации часто встречающихся в машиностроении видов отклонений от прямолинейности, таких как выпуклость и вогнутость. Для упрощения моделирования предполагали, что профиль расположен в плоскости

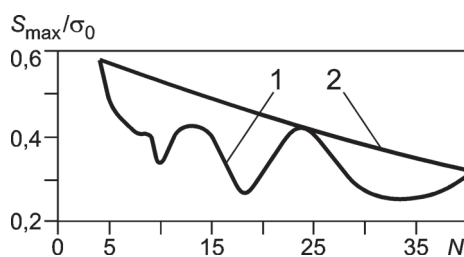


Рис. 3. Зависимость S_{0x} / σ_0 наибольших значений оценок СКО погрешности δ_{0x} (1) от числа точек контроля N и граница $S_{\max} / \sigma_0$ предельных значений оценок (2)

ХОУ, начало профиля совпадает с началом системы координат и длина профиля 1020 мм. При этом моделировали координаты по оси Y , а координаты по оси X выражали в виде

$$x_i = 1020 (i - 1)/(N - 1),$$

где i — номер точки контроля.

Первая модель — прямая линия, описываемая уравнением $y = kx + b$. Полагали, что прямая соответствует линии горизонта, поэтому коэффициенты $k = b = 0$. На эту прямую накладывали шум с нормальным распределением. Параметры распределения: СКО составляет 0,02 мм, МО равно 0 мм.

Вторая модель — парабола, на которую накладывали шум с таким же распределением, что и в первом случае.

Уравнение параболы имеет вид $y = cx^2 + dx$, $c, d \neq 0$. При моделировании принимали уравнения парабол для выпуклой кривой $y = -4 \cdot 10^{-7} x^2 + 4 \cdot 10^{-4} x$ и вогнутой $y = 4 \cdot 10^{-7} x^2 - 4 \cdot 10^{-4} x$.

В качестве присоединенного элемента использовали среднюю и прилегающую прямые [7, 8]. Параметры средней прямой находили методом наименьших квадратов. Для этого минимизировали выражение

$$S = \sum_{i=1}^N (y_{i\text{мод}} - (kx_i + b))^2, \quad (7)$$

где $y_{i\text{мод}}$ — смоделированные значения координаты y в соответствии с принятой моделью; x_i — заданные значения координаты x .

Параметры прилегающей прямой определяли из системы:

$$\left. \begin{aligned} \Delta_i = y_{i\text{мод}} - (k_1 x_i + b_1) &\geq 0; \\ \max(\Delta_i) &\rightarrow \min, \end{aligned} \right\} \quad (8)$$

где $\max(\Delta_i)$ — максимальное расстояние от $y_{i\text{мод}}$ до прилегающей прямой.

Моделирование проводили в среде Microsoft Excel. Сначала задавали исходные данные, которыми являлись количество точек контроля N и число испытаний K . При моделировании принимали $N = 4; 6; 11$, а $K = 30$. Затем синтезировали профиль в соответствии с одной из принятых моделей и формировали массивы координат x_k, y_k для заданного N в декартовой системе координат ($k = 1, \dots, N$). Далее массив (x_k, y_k) аппроксимировали уравнением прямой в соответствии с условиями (7) или (8) с помощью процедуры «Поиск решения». При этом определяли коэффициенты k, b средней прямой и отклонение от прямолинейности Δ как разность между наибольшим и наименьшим отклонениями смоделированного профиля от средней прямой. Затем находили коэффициенты k_1, b_1 прилегающей прямой и отклонение от прямолинейности Δ_1 как максимальное отклонение смоделированного профиля от прилегающей прямой. Всю процедуру повторяли K раз и формировали массивы значений коэффициентов k, b, k_1, b_1 и отклонений от прямолинейности

Δ, Δ_1 . Потом изменяли значение числа N и повторяли процесс моделирования. Таким образом, определяли зависимость статистических характеристик погрешностей коэффициентов k, b, k_1, b_1 и отклонений от прямолинейности Δ, Δ_1 от числа точек N , используемых при проведении координатных измерений.

Анализ результатов моделирования показал, что значения k, b, k_1, b_1 и Δ, Δ_1 с доверительной вероятностью 0,95 подчиняются закону нормального распределения.

Значения оценок МО коэффициентов k, k_1 пренебрежимо малы по сравнению с оценками их СКО. В табл. 2 приведены статистические характеристики коэффициентов k, b, k_1, b_1 и отклонений от прямолинейности Δ, Δ_1 , в зависимости от числа точек контроля N , полученные при моделировании по первой модели (прямая линия с наложенным шумом).

Таблица 2

Статистические характеристики при моделировании по первой модели

Число точек контроля N	Вид оценки	Средняя прямая			Прилегающая прямая		
		k	$b, \text{мм}$	$\Delta, \text{мм}$	k_1	$b_1, \text{мм}$	$\Delta_1, \text{мм}$
4	СКО МО	$3,6 \cdot 10^{-5}$	0,0186	0,016	$4,4 \cdot 10^{-5}$	0,0209	0,015
		$7,5 \cdot 10^{-7}$	-0,0051	0,036	$4,2 \cdot 10^{-6}$	0,0125	0,032
6	СКО МО	$2,2 \cdot 10^{-5}$	0,0126	0,014	$2,8 \cdot 10^{-5}$	0,0180	0,013
		$-1,8 \cdot 10^{-6}$	-0,0014	0,046	$-5,5 \cdot 10^{-7}$	0,0235	0,043
11	СКО МО	$1,7 \cdot 10^{-5}$	0,0109	0,020	$2,3 \cdot 10^{-5}$	0,0186	0,017
		$1,8 \cdot 10^{-6}$	-0,0025	0,058	$-6,9 \cdot 10^{-7}$	0,0289	0,057

По результатам анализа табл. 2 заключаем, что статистические характеристики коэффициентов прямых, принимаемых в качестве присоединенного элемента (средняя или прилегающая прямая), зависят от N . С увеличением N оценки СКО коэффициентов k, b, k_1 уменьшаются, а оценка СКО коэффициента b_1 практически не изменяется. Оценка МО коэффициента b существенно меньше, чем для b_1 , и практически не зависит от N . Оценка МО коэффициента b_1 увеличивается с ростом N .

Оценки СКО коэффициентов для средней прямой меньше, чем для прилегающей при одном и том же количестве точек. Из этого следует, что при измерении отклонений расположения, таких как параллельность прямых, перпендикулярность прямых и т. д., предпочтительнее использовать среднюю прямую, так как разброс коэффициентов у нее меньше, чем у прилегающей.

Также по табл. 2 можно сделать вывод о том, что результаты измерений отклонения от прямолинейности мало зависят от выбора присоединенного элемента для выбранных параметров модели поверхности. Оценки МО Δ, Δ_1 увеличиваются с ростом числа точек контроля N , что свидетельствует о более полном выявлении особенностей отклонения от прямолинейности, а следовательно, об уменьшении погрешности измерений независимо от принятого присоединительного элемента. Аналогичные результаты были получены при моделировании по второй модели (кривая второго порядка).

Выводы. Таким образом, проведенные имитационные исследования показали, что методические погрешности координатных измерений диаметра и координат центра ПЦП сильно зависят от структурных особенностей отклонений от круглости измеряемой поверхности и количества точек, участвующих в измерениях. Исследования позволили выявить виды зависимостей (5) оценок СКО и границы предельных значений (6) оценок СКО указанных погрешностей.

Исследование влияния алгоритма вычисления измеряемого параметра при координатных измерениях отклонений от прямолинейности выявило, что результат измерения при одном и том же количестве точек практически не зависит от выбранного присоединенного элемента (средняя или прилегающая прямая). Однако при координатных измерениях отклонений расположения при одном и том же количестве точек в качестве присоединенного элемента лучше использовать среднюю прямую.

Работа выполнена в рамках Федеральной целевой программы «Национальная технологическая база» по государственным контрактам № 10411.1003702.05.001 от 30.03.2010 г. и № 11411.1003704.05.005 от 26.09.2011 г.

Л и т е р а т у р а

1. Григорьев С. Н. и др. Опыт МГТУ «СТАНКИН» в разработке координатно-измерительных машин субмикронной точности // Контроль. Диагностика. 2012. № 12. С. 25—30.

2. Емельянов П. Н., Педь С. Е., Холин И. Е. Разработка эталонной координатно-измерительной машины с ЧПУ // Информационно-измерительные и управляющие системы. 2012. Т. 10. № 8. С. 68—73.

3. Педь С. Е., Дариенко Е. В. Оценка погрешностей координатных измерений параметров сечений цилиндрических поверхностей // Измерительная техника. 2011. № 8. С. 17—19; Ped S. E., Darienko E. V. Error estimates in coordinate measurements of the cross section parameters of cylindrical surfaces // Measurement Techniques. 2011. V. 54. N. 8. P. 874—878.

4. Марков Н. Н. Метрологическое обеспечение в машиностроении. М.: Изд-во «СТАНКИН», 1995.

5. Wen X. L., Xia Q. G., Zhao Y. B. An effective genetic algorithm for circularity error unified evaluation // J. Machine Tools and Manufacture. 2006. N. 46 P. 1770—1777.

6. Shunmugam M. S. On assessment of geometric errors // J. Production Research. 1986. N. 24 (2) P. 413—425.

7. ГОСТ 31254—2004. Основные нормы взаимозаменяемости. Геометрические элементы. Общие термины и определения.

8. ГОСТ Р 53442—2009. Основные нормы взаимозаменяемости. Характеристики изделий геометрические. Допуски формы, ориентации, месторасположения и биения.

Дата принятия 13.12.2013 г.

ОПТИКО-ФИЗИЧЕСКИЕ ИЗМЕРЕНИЯ

535.247.3

Метод учета нестабильности излучения лазера при воспроизведении и передаче единицы мощности

А. А. КОВАЛЕВ, А. А. ЛИБЕРМАН, А. С. МИКРЮКОВ, С. А. МОСКАЛЮК, М. В. УЛАНОВСКИЙ

Всероссийский научно-исследовательский институт оптико-физических измерений, Москва, Россия, e-mail: mrsergik@mail.ru

Предложен метод, позволяющий в условиях существенной нестабильности лазерного излучения воспроизводить и передавать единицу мощности излучения от эталонного приемника к поверяемому. Проведены эксперименты, соответствующие расчеты, дана оценка погрешностей предлагаемого метода для излучения лазера с нестабильностью около 10 %.

Ключевые слова: единица мощности, лазерное излучение, измерительный преобразователь, импульсная функция приемника.

A method allowing to reproduce and transfer the radiation power units at the high instability of laser radiation is suggested. The experiments, calculations and errors estimates for the laser radiation with the ~10 % instability have been carried out.

Key words: power unit, laser radiation, measuring converter, receiver pulse function.

Основной составляющей погрешности, определяющей точность передачи единицы средней мощности, является нестабильность лазерного излучения. В [1] проблему нестабильности предложено решать с помощью специальной

математической обработки результатов измерений, заключающейся в том, что скачки мощности излучения учитываются решением соответствующего интегрального уравнения с использованием модельной импульсной функции прием-