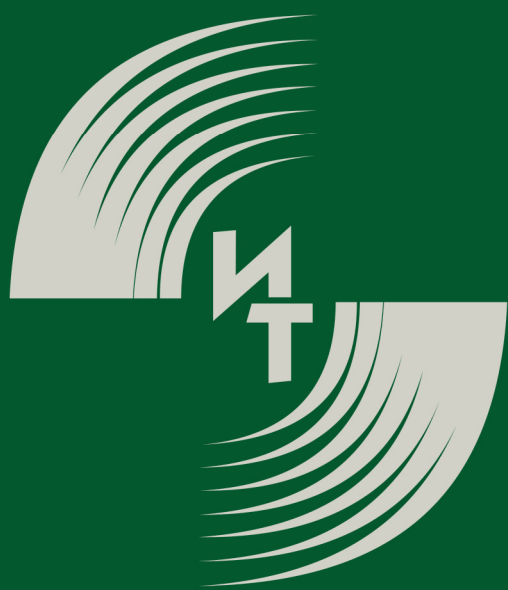




**ИЗМЕРИТЕЛЬНАЯ
ТЕХНИКА
2020
№11**





ИРСТ IIII 95

РОССТАНДАРТ

ИЗМЕРИТЕЛЬНАЯ ТЕХНИКА 2020

№ 11 ноябрь

Ежемесячный
научно-технический
журнал

Основан в 1939 г.

Издаётся
с приложением
«Метрология»

УЧРЕДИТЕЛИ

Федеральное агентство
по техническому регулированию
и метрологии

ФГУП «Всероссийский
научно-исследовательский
институт метрологии
им. Д. И. Менделеева»

ФГУП «Всероссийский
научно-исследовательский
институт оптико-физических
измерений»

ФГУП «Всероссийский
научно-исследовательский
институт физико-технических и
радиотехнических измерений»

ФГУП «Всероссийский
научно-исследовательский
институт метрологической
службы»

ФГУП «Российский
научно-технический центр
информации по стандартизации,
метрологии и оценке соответствия»

Метрологическая академия

СОДЕРЖАНИЕ

ФУНДАМЕНТАЛЬНЫЕ ПРОБЛЕМЫ МЕТРОЛОГИИ

- С. Ф. Левин.** Шкала космологических расстояний. Ч. 11. «Экстраординарные» доказательства и проблема «космического толчка» 3

ОБЩИЕ ВОПРОСЫ МЕТРОЛОГИИ И ИЗМЕРИТЕЛЬНОЙ ТЕХНИКИ

- А. В. Лапко, В. А. Лапко.** Модифицированный алгоритм быстрого выбора коэффициентов размытости ядерных оценок многомерных плотностей вероятностей 9
- Р. З. Хайруллин, А. А. Закутин.** Применение байесовского подхода к построению статистических оценок параметров законов распределения случайных величин 14
- Г. И. Козырев, А. В. Назаров, В. С. Солдатенко, В. Д. Усиков.** Синтез интеллектуальных датчиков на основе введения минимальной структурной избыточности 22

ОПТИКО-ФИЗИЧЕСКИЕ ИЗМЕРЕНИЯ

- А. Ю. Дунаев, А. С. Батулин, В. Н. Крутиков, С. П. Морозова.** Монохроматический источник излучения на основе суперконтинуум-лазера для измерения спектральной чувствительности приёмников излучения в диапазоне 0,9–1,6 мкм с использованием абсолютного криогенного радиометра 28
- В. И. Бусурин, В. В. Коробков, К. А. Коробков, Н. А. Кошечкина.** Микроопто-электромеханический преобразователь ускорения на основе грубо-точного метода обработки сигналов интерферометра Фабри-Перо 34

ИЗМЕРЕНИЯ ВРЕМЕНИ И ЧАСТОТЫ

- Д. С. Печерица, С. Ю. Бурцев, А. А. Фролов.** Метод определения дробной части цикла несущей частоты навигационного сигнала имитатора сигналов глобальных навигационных спутниковых систем 42

ТЕПЛОФИЗИЧЕСКИЕ ИЗМЕРЕНИЯ

- П. В. Балабанов, И. В. Рязанов.** Оценка неопределённости косвенного измерения ресурса защитных свойств фильтрующе-поглощающих изделий с использованием теплового метода 49

ЭЛЕКТРОМАГНИТНЫЕ ИЗМЕРЕНИЯ

- С. М. Плотников.** Определение потерь на вихревые токи и на гистерезис в магнитопроводах электрических машин 54

РАДИОТЕХНИЧЕСКИЕ ИЗМЕРЕНИЯ

- В. А. Сергеев, С. Е. Резчиков.** Адаптивные алгоритмы измерения параметров низкочастотного шума полупроводниковых приборов в условиях массового контроля 59

АКУСТИЧЕСКИЕ ИЗМЕРЕНИЯ

- В. В. Савченко, А. В. Савченко.** Метод измерения искажений речевого сигнала при передаче по каналу связи в биометрическую систему идентификации 65

Главный редактор
С. С. Голубев

Редакционная коллегия:

В. И. Белоцерковский
С. И. Донченко
И. В. Емельянова
(зам. гл. редактора)
Л. К. Исаев
А. Д. Козлов
Е. П. Кривцов
В. Н. Крутиков
А. Ю. Кузин
С. В. Медведевских
А. И. Механиков
В. В. Окрепилов
В. Н. Храменков
И. А. Шайко
В. В. Швыдун

**Журнал переводится
на английский язык
под названием
«Measurement
Techniques»
издательством Springer
www.springer.com/11018**

Корректор *М. В. Бучная*
Компьютерная вёрстка *С. А. Мамедова*

Сдано в набор: 27.10.2020.
Подписано в печать: 26.11.2020.
Формат 60х90 1/8. Бумага мелованная. Печать офсетная.
Усл. п.л. 9,0. Уч.-изд. л. 11,5. Тир. 250 экз. Зак. 20-91с.

Свидетельство о регистрации ПИ № ФС77-21572
от 15.07.2005.

Адрес редакции: 119361 Москва, ул. Озёрная, 46,
ФГУП «ВНИИМС»
Тел.: +7 (495) 781-48-70
e-mail: izmt@vniims.ru
www.izmt.ru

Редакция не несёт ответственности за
содержание рекламных материалов. Точка зрения
редакции может не совпадать с мнением авторов.

ООО «Типография Миттель Пресс»
127254 Москва, ул. Руставели, 14, с. 6, оф. 7

© Измерительная техника, 2020

FUNDAMENTAL PROBLEMS OF METROLOGY

S. F. Levin. Cosmological distances scale: Pt. 11. Extraordinary evidences and cosmically jerk problem.....3

GENERAL PROBLEMS OF METROLOGY AND MEASUREMENT TECHNIQUES

A. V. Lapko, V. A. Lapko. Modified algorithm for fast bandwidth selection for kernel estimates of multidimensional probability densities.....9

R. Z. Khayrullin, A. A. Zakutin. Application of the Bayesian approach to the construction of statistical estimates of the parameters of the distribution laws of random variables14

G. I. Kozyrev, A. V. Nazarov, V. S. Soldatenko, V. D. Usikov. Synthesis of smart sensors based on the introduction of minimal structural redundancy 22

OPTICOPHYSICAL MEASUREMENTS

A. Yu. Dunaev, A. S. Baturin, V. N. Krutikov, S. P. Morozova. Supercontinuum laser-based monochromatic radiant source for detector spectral responsivity characterization in the range 0.9–1.6 μm using absolute cryogenic radiometer..... 28

V. I. Busurin, V. V. Korobkov, K. A. Korobkov, N. A. Koshevarova. Microoptoelectromechanical acceleration transducer based on a roughly-accurate method of Fabry-Perot interferometer signal processing 34

TIME AND FREQUENCY MEASUREMENTS

D. S. Pecheritsa, S. Y. Burtsev, A. A. Frolov. Method for determining the fractional part of the carrier frequency cycle of the simulator GNSS signals.....42

TERMOPHYSICAL MEASUREMENTS

P. V. Balabanov, I. V. Ryazanov. The uncertainty of residual life indicator measurement by thermal method for respirator cartridge..... 49

ELECTROMAGNETIC MEASUREMENTS

S. M. Plotnikov. Determination of eddy current losses and hysteresis losses in magnetic circuits of electrical machines 54

RADIO MEASUREMENTS

V. A. Sergeev, S. E. Reschikoff. Adaptive algorithms for measuring low-frequency noise parameters of semiconductor devices under mass control 59

ACOUSTIC MEASUREMENTS

V. V. Savchenko, A. V. Savchenko. Method for measuring distortions of a speech signal during its transmission over a communication channel to a biometric identification system 65

Шкала космологических расстояний. Ч. 11. «Экстраординарные» доказательства и проблема «космического толчка»

С. Ф. Левин

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

Проведена статистическая проверка «экстраординарных» доказательств «ускорения расширения Вселенной» за счёт «космического толчка» на интервале красных смещений $z=0,46\pm0,13$ и при $z=0,763$ по данным о сверхновых типа SN Ia, для которых определены фотометрические расстояния. Переход от «замедления» к «ускорению» рассмотрен как «разладка» – изменение структуры и параметров модели шкалы космологических расстояний. Показано, что данные из разных источников композиционно однородную совокупность не образуют. Обнаружены «разладки» модели шкалы для $z=0,44\dots0,48$ в выборке из 10 SN Ia на интервале $z=0,30\dots0,97$ по данным группы High-Z Supernovae Search Team и для красного смещения $z=0,763\dots0,828$ в выборке из 42 SN Ia на интервале $z=0,172\dots0,83$ по данным группы Supernovae Cosmology Project. Причиной этих «разладок» может быть несбалансированное и случайное распределение SN Ia по наблюдаемому диапазону красных смещений при явно выраженном неметрическом характере шкалы.

Ключевые слова: сверхновые SN Ia, фотометрическое расстояние, красное смещение, модель Фридмана–Робертсона–Уокера.

Введение. В разделе «Экстраординарные утверждения требуют экстраординарных доказательств» нобелевской лекции А. Дж. Рисса [1] описана большая работа, проделанная для того, чтобы «исключить альтернативные астрофизические гипотезы (поглощение пылью или собственная эволюция источников) видимого по сверхновым ускоренного расширения Вселенной в модели со скрытой массой и тёмной энергией. Годичная программа 2002–2003 гг. по наблюдению далёких сверхновых на космическом телескопе Хаббл оказалась полностью успешной. Были открыты шесть сверхновых типа Ia с красными смещениями более 1,25. С их помощью удалось отвергнуть гипотезы серой пыли и эволюции источников и надёжно установить, что Вселенная расширялась с замедлением, прежде чем начала расширяться с ускорением. В физике изменение значения или знака торможения (как следствие изменения силы) обусловлено резким **толчком**».

Упомянутые в [1] результаты 2002–2003 гг. представлены в табл. 1 с указанием фотометрических расстояний D_L согласно данным [2, 3].

Эти сверхновые звезды принадлежат Глубокому полю Хаббла (Hubble deep field – HDF) и Ультраглубокому полю Хаббла (Hubble ultradeep field – HUDF). Они находятся на участках неба диаметром порядка нескольких угловых минут в созвездиях Ursa Major (Б. Медведица) $[12^h 36^m 49,4^s; +62^\circ 12' 58"]$ и Fornax (Печь) $[3^h 32^m 39,0^s; -27^\circ 47' 29,1"]$. Оба поля вблизи галактических

полюсов удалены от ярких звёзд Млечного пути, что позволяет наблюдать весьма тусклые объекты, оказавшиеся галактиками с большими красными смещениями.

Согласно [2, 4] «чисто кинематическая интерпретация SN Ia выборки даёт доказательства с уровнем достоверности более 99 % для перехода от замедления к ускорению или, аналогично, убедительные доказательства для «космического толчка». Для **простой** модели истории расширения переход между двумя эпохами ограничен $z=0,46\pm0,13$ ».

Ранее же в работах группы С. Перлмуттера утверждалось, что переход между замедлением и ускорением произошёл при $z=0,73$, когда взорвалась SN 1997G.

В 2004 г. М. Виссер [5] получил разложением модели Фридмана–Робертсона–Уокера в ряд Тейлора по красному смещению при параметре кривизны $\Omega_k=0$ для фотометрического расстояния модель 3-го порядка:

$$D_L(z) = \frac{c}{H_0} \left[z + \frac{1}{2}(1-q_0)z^2 - \frac{1}{6}(1-q_0-3q_0^2+j_0)z^3 \right], \quad (1)$$

где c – фундаментальная постоянная скорости света; H_0 – параметр Хаббла; q_0 – параметр замедления; j_0 – параметр толчка.

И в 2016 г. А. Рисс с обновлённой группой сотрудников, используя модель (1), получил новую оценку $H_0=(73,24\pm1,24) \text{ км}\cdot\text{с}^{-1}\cdot\text{Мпк}^{-1}$ [6]. Она значительно отличалась от предыдущей оценки $H_0=(65,2\pm1,3) \text{ км}\cdot\text{с}^{-1}\cdot\text{Мпк}^{-1}$ [4],

Таблица 1

Сверхновые Глубокого и Ультраглубокого полей Хаббла [2, 3]

<i>n</i>	SN	<i>z</i>	<i>D_L</i> , Мпк	Поле	<i>n</i>	SN	<i>z</i>	<i>D_L</i> , Мпк	Поле
1	1997ff	1,755	11748,97555	HDF	22	HST04Mcg	1,370	11117,31727	HUDF
2	2002dc	0,475	3076,096815	HDF	23	HST05Fer	1,020	6280,583588	HDF
3	2002dd	0,950	6251,726928	HDF	24	HST05Koe	1,230	10814,33951	HDF
4	2003aj	1,307	9954,054174	HUDF	25	HST05Dic	0,638	3784,425847	HDF
5	2002fx	1,400	11376,27286	HUDF	26	HST04Gre	1,140	7726,805851	HUDF
6	2003eq	0,840	5420,008904	HDF	27	HST04Omb	0,975	6950,243176	HUDF
7	2003es	0,954	7244,359601	HDF	28	HST05Red	1,190	5345,643594	HDF
8	2003az	1,265	8472,274141	HDF	29	HST05Lan	1,230	9862,794856	HDF
9	2002kc	0,216	1164,126029	HUDF	30	HST04Tha	0,954	5888,436554	HDF
10	2003eb	0,900	5345,643594	HDF	31	HST04Rak	0,740	4742,419853	HUDF
11	2003XX	0,935	6223,002852	HDF	32	HST05Zwi	0,521	2570,395783	HUDF
12	2002hr	0,526	4130,47502	HUDF	33	HST04Haw	0,490	3221,068791	HDF
13	2003bd	0,670	4345,102242	HDF	34	HST04Kur	0,359	1761,976046	HUDF
14	2002kd	0,735	4246,195639	HUDF	35	HST04Yow	0,460	2792,543841	HDF
15	2003be	0,640	3999,447498	HDF	36	HST04Man	0,854	6194,410751	HDF
16	2003dy	1,340	9638,290236	HDF	37	HST05Spo	0,839	4897,788194	HDF
17	2002ki	1,140	8749,837752	HDF	38	HST04Eag	1,020	8016,780634	HDF
18	2003ak	1,551	10327,61406	HUDF	39	HST05Gab	1,120	8590,135215	HDF
19	2002hp	1,305	7979,946873	HUDF	40	HST05Str	1,010	8994,975815	HDF
20	2002fw	1,300	10280,16298	HUDF	41	HST04Sas	1,390	9549,92586	HDF
21	HST04Pat	0,970	8590,135215	HDF					

полученной по модели Фридмана–Робертсона–Уокера при параметре кривизны $\Omega_k=0$, и от оценки $H_0=(67,8\pm 0,9)$ км·с⁻¹·Мпк⁻¹ по данным измерений космического зонда Planck на основе Λ CDM-модели [7]. На этот факт обратили внимание и специалисты проекта Carnegie-Chicago Hubble [8].

В том же 2016 г. метрологическая экспертиза [9] в данных о сверхновых типа SN Ia [4, 10] выявила анизотропию красного смещения и неметрический характер его связи с фотометрическим расстоянием.

В 2017 г. В. Фридман назвала дискордантность модельных оценок параметра Хаббла более чем на «3 сигма» в терминах «нормального» закона «тупиковой ситуацией в космологии» [11], и выход она видела в доведении точности шкалы космологических расстояний до 1 %. Однако дальнейшие измерения [12] только увеличили расхождение оценок, а круг участников дискуссии стал расширяться.

Но если не драматизировать ситуацию, то «проблема **толчка**» в рамках логики статистического вывода согласно Р 50.2.004-2000 «ГСИ. Определение характеристик математических моделей зависимостей между физическими величинами при решении измерительных задач. Основные положения» – типовая задача статистической проверки гипотезы о «разладке» модели. И задачу калибровки шкалы космологических

расстояний можно анализировать по критерию минимума среднего модуля погрешности неадекватности (СМПН) программы «ММК-стат» и «ММК-стат М» [13].

Напомним, тест на «разладку» финальных результатов программы Hubble Space Telescope Key Project определения параметра Хаббла [14] отклонил его оценку $H_0=72,6$ км·с⁻¹·Мпк⁻¹, независимую от фотометрического расстояния $D_L \leq 391,5$ Мпк. Более правдоподобным было признано уменьшение параметра Хаббла до $H_0=65,95$ км·с⁻¹·Мпк⁻¹ при $D_L > 309,5$ Мпк [15]. Уже только это обстоятельство снимало вопросы о существенном расхождении оценок [7, 8, 11, 12].

Статистическая проверка гипотез. Для описания истории расширения Вселенной воспользу-

емся *простой* изотропной моделью шкалы

$$D_L(z) = \vartheta_0 \theta_0 + \sum_{m=1}^M \vartheta_m \theta_m z^m, \quad (2)$$

где $\theta_0, \dots, \theta_m, \dots, \theta_M$ – параметры модели, $\vartheta_0 \vartheta_1 \vartheta_2 \dots \vartheta_m \dots \vartheta_M = \vartheta$ – двоичный код её структуры, при оценивании параметров алгоритмами метода максимума компактности (ММК) в схеме перекрёстного наблюдения погрешности неадекватности на основе методов наименьших квадратов ММКМНК, наименьших модулей ММКМНМ или медианной интерполяции ММКМЕДС согласно Р 50.2.004-2000.

Заметим, для обнаружения анизотропии красного смещения в [9, 15] была принята модель максимальной сложности $\max\{I, J, M\} \leq K$ вида

$$D_L(l, b, z) = \sum_{i=0}^I \sum_{j=0}^J \sum_{m=0}^M \vartheta_{ijm} \theta_{ijm} l^i b^j z^m, \quad (3)$$

где l, b – соответственно галактические долготы и широты сверхновых, при двоичном коде структуры $\vartheta = \vartheta_{000} \vartheta_{100} \vartheta_{010} \dots \vartheta_{mij} \dots \vartheta_{KKK}$. Оптимальной по критерию минимума СМПН оказалась ММКМНК-модель

Таблица 2

Проверка гипотез H_0 и H_{000} по данным [2–4, 10] для алгоритма ММКМНК

Выборка SN Ia	$\mathcal{G}$	$D_L(z) = \theta_0 + \theta_1 z + \theta_2 z^2 + \theta_3 z^3 + \theta_4 z^4 + \theta_5 z^5$						СМПН, Мпк	Суммарный СМПН, Мпк
		θ_0	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	θ_5		
42+37+41	100000	3484,839	0	0	0	0	0	4512,452	Выделение оптимальной модели
42+37+41	111100	143,26	2064,528	7478,81	-2735,866	0	0	777,2195	
42+37+41	111110	–	–	–	–	–	–	916,7722	
37	111010	-33,39257	5627,184	817,9905	0	1529,156	0	98,76057	Проверка на однородность. 428.3367499
42	010000	0	4863,392	0	0	0	0	298,2358	
41	110000	-408,3209	7500,839	0	0	0	0	859,0333	

Таблица 3

Проверка гипотез H_0 и H_{000} по данным [2–4, 10] для алгоритма ММКМНМ

Выборка SN Ia	$\mathcal{G}$	$D_L(z) = \theta_0 + \theta_1 z + \theta_2 z^2 + \theta_3 z^3 + \theta_4 z^4 + \theta_5 z^5$						СМПН, Мпк	Суммарный СМПН, Мпк
		θ_0	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	θ_5		
42+37+41	100000	3290,644	0	0	0	0	0	4077,102	Выделение оптимальной модели
42+37+41	11001	63,84653	4885,396	0	0	1418,503	0	634,3471	
42+37+41	111100	–	–	–	–	–	–	736,4055	
37+42	01000	0	4997,367	0	0	0	0	267,4473	Проверка на однородность. 463.7420775
41	11000	-618,6035	7697,767	0	0	0	0	841,9686	

Таблица 4

Проверка гипотез H_0 , H_{00} и H_{000} по данным [2–4, 10]

Диапазон композиционной неоднородности по z для алгоритма	Интервал непрерывности по z	N	$\mathcal{G}$	Параметры модели	H_0 , км·с ⁻¹ ·Мпк ⁻¹	СМПН, Мпк	Общий СМПН, Мпк
0,008–1,755 для ММКМНК	0,008–0,830	90	010000	$\theta_1 = 5404,21$	55,47387278	314,9334	497,1471932
	0,839–0,840	2	000001	$\theta_5 = 12374,1$	–	491,4998	
	0,854–0,950	4	010000	$\theta_1 = 6591823$	45,47944597	314,5989	
	0,954–1,010	6	000100	$\theta_3 = 8214,763$	–	627,3931	
	1,020–1,190	6	100000	$\theta_0 = 7501631$	–	1025,678	
	1,230–1,300	4	010000	$\theta_1 = 7839,505$	38,2412484	719,0664	
	1,305–1,400	6	000100	$\theta_3 = 8268,3$	–	2693,149	
0,008–0,970 для ММКМЕДС	1,551–1,755	2	010000	$\theta_1 = 6678,834$	44,88694554	59,33789	113,4913127
	0,008– 0,079	24	01000	$\theta_1 = 4736,893$	63,28883891	11,97061	
	0,088–0,125	3	01000	$\theta_1 = 4967,674$	60,34865774	21,62077	
	0,30–0,44	5	01000	$\theta_1 = 5800,16$	51,68692898	274,2916	
	0,48...0,57	3	01000	$\theta_1 = 6244,237$	48,01106332	68,66854	
0,172–0,83 для ММКМНК	0,62...0,97	2	01000	$\theta_1 = 7075,912$	42,36803086	1134,779	291,5111476
	0,172– 0,763	40	010000	$\theta_1 = 4943,809$	60,63997578	279,2859	
	0,828–0,83	2	100000	$\theta_0 = 3533,886$	–	536,0161	
0,216–1,755 для ММКМЕДС	0,216–1,755	41	11000	$\theta_0 = -618,6035$ $\theta_1 = 7897,767$	37,95914187	841,9686	841,9686

$$D_L(l, b, z) = 4930,4962z + 2819,7024z^2 + 9,9955969bz - 12,664675/z^2 \quad (4)$$

при СМПН $\bar{\varepsilon}_g^{[2]} = 247,42842$ Мпк (здесь и далее расчётные значения величин даны в протокольной форме, т. е. без округления), или после приведения к аналитическому виду (1):

$$D_L(l, b, z) = \frac{c}{H_0} \left[(1 + a_b b)z + \frac{1}{2}(1 - q_0 + a_l l)z^2 \right],$$

где $a_b = 2,027311498 \cdot 10^{-3} b$; $a_l = -5,137310258 \cdot 10^{-3} l$ – коэффициенты анизотропии; $H_0 = 60,80404234 \text{ км} \cdot \text{с}^{-1} \cdot \text{Мпк}^{-1}$; $q_0 = -0,14378664$.

Для анализа гипотезы «космического толчка» были использованы три выборки по N SN Ia: $N=37 \{0,008 \leq z \leq 0,97\}$ [4]; $N=42 \{0,172 \leq z \leq 0,830\}$ [10]; $N=41 \{0,216 \leq z \leq 1,755\}$ [2, 3]. Их описывает общая модель (3) вида

$$D_L(z) = 5581,7251z - 4,1350279/z + 1697,3002z^2$$

при $\bar{\varepsilon}_g^{[2]} = 519,40485$ Мпк. Однако согласно результатам проверки гипотез вырожденности H_0 , непрерывности H_{00} и композиционной однородности H_{000} по критерию минимума СМПН согласно Р 50.2.004-2000 для модели Фридмана–Робертсона–Уокера в приближении рядами (2) при $M \leq 6$ (табл. 2, 3, где полужирным шрифтом выделены СМПН лучших моделей вида

(2), а полужирным с подчёркиванием – СМПН конкурирующих моделей) выборки композиционно однородную совокупность не образуют, а для каждой выборки гипотеза вырожденности отклоняется. И вопрос об объединении данных 1998–1999 и 2003–2004 гг. отпадает.

Трудно объяснить, почему в модели шкалы космологических расстояний параметр нуль-пункта $\theta_0 \neq 0$, но именно это свойство оптимальных ММК-моделей по данным [2, 3] при СМПН > 800 Мпк (см. табл. 2, 3) стало причиной сомнений в «экстраординарных» доказательствах. А при проверке гипотезы непрерывности ММК-моделей для данных [2–4, 10] гипотезу «космического толчка» рассмотрим в качестве альтернативной, соответствующей «разладке» характеристики положения.

Анализ показал, что наиболее правдоподобными по критерию минимума СМПН являются ММКМЕДС-модель для данных [4] при СМПН = **113,4913127** Мпк и ММКМНК-модель для данных [10] при СМПН = **291,5111476** Мпк с «разладками» в предсказанных точках. В табл. 4 эти точки выделены полужирным шрифтом с подчёркиванием, а модель для данных [4, 10, 2, 3] при $z = 0,008 \dots 1,755$ отклонена – её СМПН = **497,1471932** Мпк. Так как модели характеристики положения шкалы с кодом структуры 01000 соответствуют закону Хаббла, а ММК-модели с кодом структуры 011100 модели (1) 3-го порядка среди оптимальных моделей отсутствуют, то модель (1) оказывается избыточной.

Для данных [10] при $0,763 \leq z \leq 0,828$ есть «разладка» и переход $D_L(z) = 4948,032z \rightarrow D_L = 3533,886$ Мпк. Точке начала интервала «разладки» $D_L(0,763) = \mathbf{3854,783577}$ Мпк действительно соответствует сверхновая

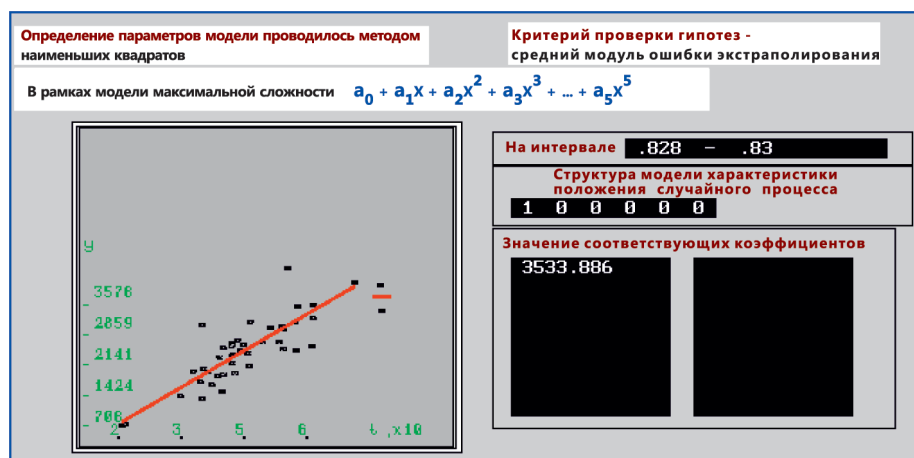


Рис. 1. «Разладка» ММКМНК-модели шкалы для данных [10] при $z = 0,763 \dots 0,828$

Fig. 1. "Discrepancies" MCMNA model of the scale for data [10] at $z = 0.763 \dots 0.828$

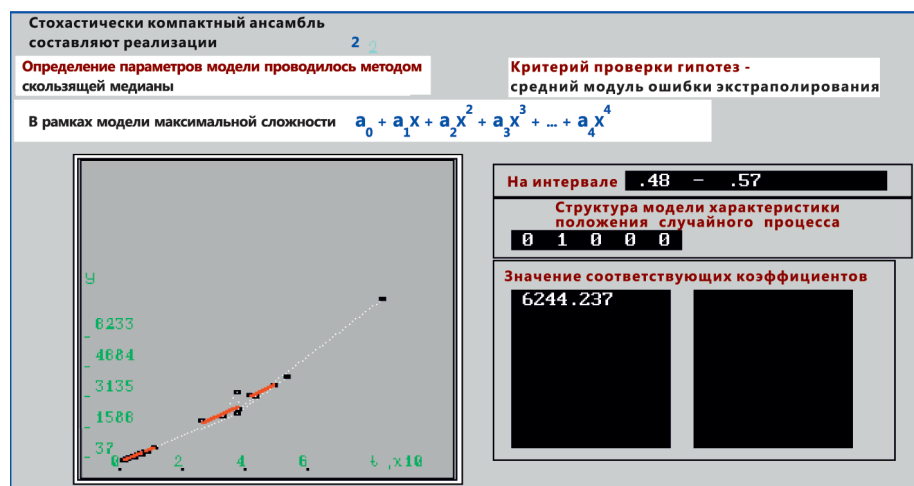


Рис. 2. «Разладка» ММКМЕДС-модели шкалы для данных [4] при $z = 0,44 \dots 0,48$

Fig. 2. "Discrepancies" MCMEDS model of the scale for data [4] at $z = 0.44 \dots 0.48$

SN 1997G, но сверхновые 1996cl ($z=0,828$; $D_L=3801,893963$ Мпк) и 1997ap ($z=0,830$; $D_L=3265,878322$ Мпк) находятся на меньшем фотометрическом расстоянии (рис. 1). При этом красное смещение SN 1996ab ($D_{Lmax}=4168,693835$ Мпк) составляет $z=0,592$.

Для данных [4] имеет место ряд «разладок», и одна из них на интервале красных смещений $[0,44...0,48]$ полностью вписывается в оценку $z=0,46\pm0,13$ [2] для «космического толчка». Это соответствует переходу $D_L(z)=5800,16z \rightarrow D_L(z)=6244,237z$ или, в обратном времени, переходу $H_0=48,01106332 \text{ км}\cdot\text{с}^{-1}\cdot\text{Мпк}^{-1} \rightarrow H_0=51,68692829 \text{ км}\cdot\text{с}^{-1}\cdot\text{Мпк}^{-1}$ (рис. 2). При устранении инверсии «разладка» пропадает, а SN 1997ck при $z=0,97$ становится выбросом, оправдывая подозрения авторов [4]. «Разладки» ММК-моделей шкалы (рис. 3) выделили находящиеся в противоположных направлениях SN 2003ak ($z=1,551$; $D_L=10327,61406$ Мпк) и SN 1997ff ($z=1,755$; $D_L=11748,97555$ Мпк). Вместе с тем, «кусочно-хаббловская» модель с кодом $\mathcal{G}=01000$ и параметром $H_0=\{63,28883891 \rightarrow 42,36803086\} \text{ км}\cdot\text{с}^{-1}\cdot\text{Мпк}^{-1}$ (см. табл. 4) может стать объяснением, почему в XX в. при расширении границ наблюдаемой части Вселенной оценки «постоянной» Хаббла уменьшились более чем на порядок.

Закключение. «Разладки» модели шкалы космологических расстояний при красных смещениях $z=0,44...0,48$ и $0,763\leq z\leq 0,828$ по данным [10] не противоречат сразу двум гипотезам о «космическом толчке» – при $z=0,46\pm0,13$ [2] и $z=0,763$ [4]. Однако сам факт наличия «разладок» и несогласованность этих гипотез имеет гораздо более простое объяснение – шкала космологических расстояний на основе красного смещения статуса метрической не имеет [9], а упорядоченной совокупности красных смещений соответствует частично упорядоченная совокупность фотометрических расстояний. Это нарушение условия монотонности для шкалы космологических расстояний по красному смещению и вызывает сомнение в гипотезе о «космическом толчке».

Кроме того, вклад в восприятие рассматриваемой ситуации вносят анизотропия красного смещения и решение задачи калибровки методом взвешенных наименьших квадратов без использования схемы перекрёстного наблюдения погрешности неадекватности, которая в подобных задачах не менее эффективна, чем более сложные алгоритмы конъюнктного анализа.

Тем не менее «разладки» модели шкалы космологических расстояний по красному смещению снизили статистически

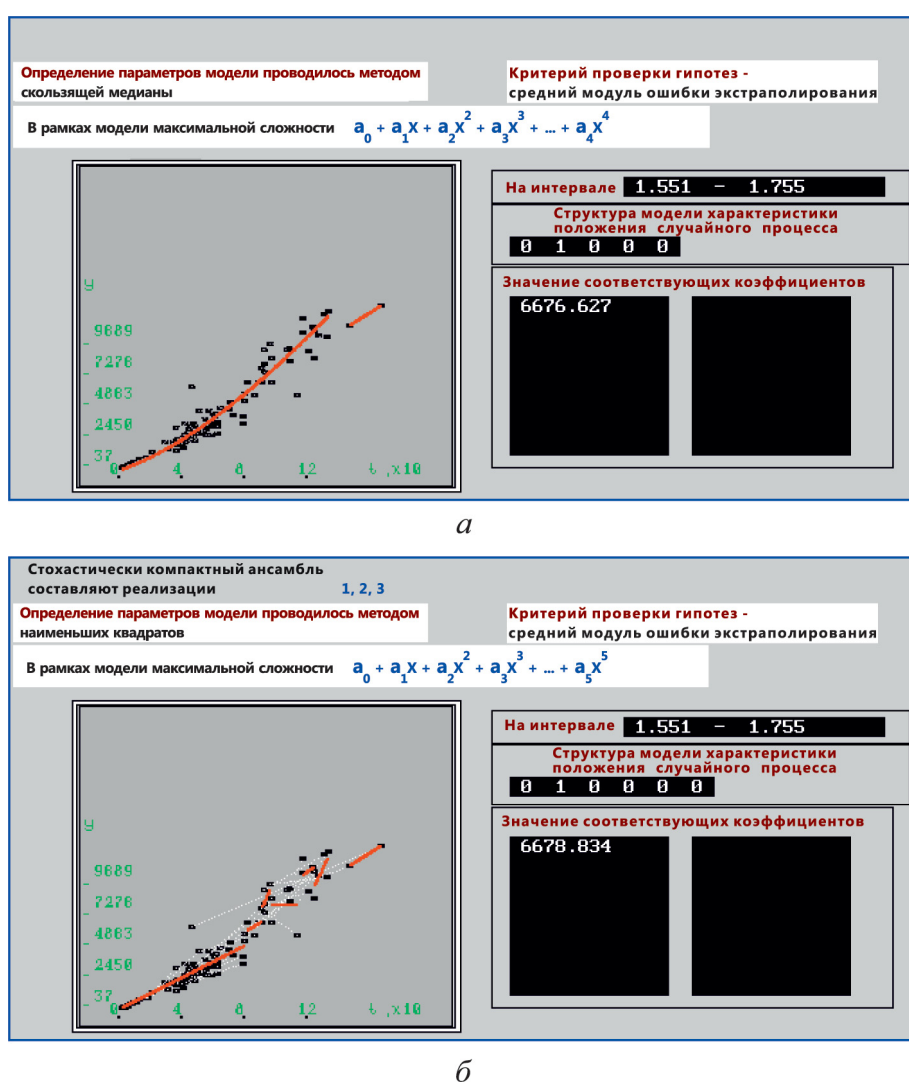


Рис. 3. Программа «ММК–стат»: ММКМЕДС (а) и ММКМНК (б) модели шкалы

Fig. 3. The program "MMK–stat": MCODS (a) and MCMSC (b) models of the scale

значимые различия оценок параметра Хаббла, приведшие к «тупиковой ситуации» [6–8, 11, 12], которой, скорее всего, может и не быть.

Список литературы

1. Рисс А. Дж. Мой путь к ускоряющейся Вселенной. Нобелевская лекция. Стокгольм. 08.12.2011 г. // Успехи физических наук. 2013. Т. 183. № 10. С. 1090–1098.
2. Riess A. G. et al., *Astrophysical Journal*, 2004, vol. 607, pp. 665–687.
3. Riess A. G. et al., *Astrophysical Journal*, 2007, vol. 659, pp. 98–121.
4. Riess A. G. et al., *Astronomical Journal*, 1998, vol. 116, pp. 1009–1038.
5. Visser M., <https://arXiv.org/abs/gr-qc/0309109v4> (31 Mar 2004).

6. Riess A. G. et al., *Preprint Astrophysical Journal*, <https://arXiv.org/abs/1604.01424v3> [astro-ph.CO] (9 Jun 2016).
7. Planck Collaboration, *Astronomy & Astrophysics*, 2016, vol. 594, A13, pp. 1–63.
8. Beaton R. L., Freedman W. L., Madore B. F. et al., <https://arXiv.org/abs/1604.01788v3> [astro-ph.CO] (11 Nov 2016).
9. Левин С. Ф. Шкала космологических расстояний. Ч. 5. Метрологическая экспертиза по сверхновым типа SN Ia // Измерительная техника. 2016. № 8. С. 3–10.
10. Perlmutter S. et al., *Astrophysical Journal*, 1999, vol. 517, pp. 565–586.
11. Freedman W. L., <https://arXiv.org/abs/> (13 Jul 2017).
12. Riess A. et al., <https://arXiv.org/abs/1903.07603v2> [astro-ph.CO] (27 Mar 2019).
13. Левин С. Ф. Измерительная задача калибровки средства измерений // Измерительная техника. 2018. № 6. С. 7–16. <https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2018-6-7-16>
14. Freedman W. L., Madore B. F., Gibson B. K., et al., *Astrophysical Journal*, 2001, vol. 553, pp. 47–72.
15. Левин С. Ф. Шкала космологических расстояний. Ч. 7. Новый казус с постоянной Хаббла и анизотропные модели // Измерительная техника. 2018. № 11. С. 15–21. <https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2018-11-15-21>

References

1. Riess A., Nobel Lecture, Stockholm, 08 December 2011.
2. Riess A. G. et al., *Astrophysical Journal*, 2004, vol. 607, pp. 665–687.

3. Riess A. G. et al., *Astrophysical Journal*, 2007, vol. 659, pp. 98–121.
4. Riess A. G. et al., *Astronomical Journal*, 1998, vol. 116, pp. 1009–1038.
5. Visser M., <https://arXiv.org/abs/gr-qc/0309109v4> (31 Mar 2004).
6. Riess A. G. et al., *Preprint Astrophysical Journal*, <https://arXiv.org/abs/1604.01424v3> [astro-ph.CO] (9 Jun 2016).
7. Planck Collaboration, *Astronomy & Astrophysics*, 2016, vol. 594, A13, pp. 1–63.
8. Beaton R. L., Freedman W. L., Madore B. F. et al., <https://arXiv.org/abs/1604.01788v3> [astro-ph.CO] (11 Nov 2016).
9. Levin S. F., *Measurement Techniques*, 2016, vol. 59, no. 8, pp. 791–802. <https://doi.org/10.1007/s11018-016-1047-5>
10. Perlmutter S. et al., *Astrophysical Journal*, 1999, vol. 517, pp. 565–586.
11. Freedman W. L., <https://arXiv.org/abs/1706.02739> (13 Jul 2017).
12. Riess A. et al., <https://arXiv.org/abs/1903.07603v2> [astro-ph.CO] (27 Mar 2019).
13. Levin S. F., *Measurement Techniques*, 2018, vol. 61, no. 6, pp. 528–539. <https://doi.org/10.1007/s11018-018-1462-x>
14. Freedman W. L., Madore B. F., Gibson B. K., et al., *Astrophysical Journal*, 2001, vol. 553, pp. 47–72.
15. Levin S. F., *Measurement Techniques*, 2018, vol. 61, no. 11, pp. 1057–1065. <https://doi.org/10.1007/s11018-019-01549-6>

Дата поступления: 03.06.2020.

Дата принятия: 02.07.2020.

Cosmological distances scale: Pt. 11. Extraordinary evidences and cosmically jerk problem

Sergey F. Levin

Moscow Institute for Expertise and Tests, Moscow, Russian Federation, e-mail: AntoninaEL@rostest.ru

Statistical verification of the “extraordinary” evidence of “acceleration of the expansion of the Universe” due to the “cosmic push” at the redshift interval $z=0.46\pm0.13$ and at $z=0.763$ based on data on supernovae of type SN Ia, for which photometric distances were determined, was carried out. The transition from “deceleration” to “acceleration” is considered as a “breakdown” – a change in the structure and parameters of the model of the cosmological distance scale. It is shown that data from different sources do not form a compositionally homogeneous set. The scale model’s “misalignment” (discord) was revealed for $z=0.44\dots0.48$ from a sample of 10 SN Ia obtained in the interval $z=0.30\dots0.97$ by the High-Z Supernovae Search Team, and for $z=0.763\dots0.828$ from a sample of 42 SN Ia obtained in the interval $z=0.172\dots0.83$ by the Supernovae Cosmology Project group. The reason for these “discrepancies” may be an unbalanced and random distribution of SN Ia over the observed range of redshifts with a clearly expressed non-metric character of the scale.

Key words: supernova SN Ia, photometric distance, redshift, Friedman–Robertson–Walker model.

Модифицированный алгоритм быстрого выбора коэффициентов размытости ядерных оценок многомерных плотностей вероятностей

А. В. Лапко^{1,2}, В. А. Лапко^{1,2}

¹Институт вычислительного моделирования Сибирского отделения РАН, Красноярск, Российская Федерация, e-mail: lapko@icm.krasn.ru

²Сибирский государственный университет науки и технологий имени академика М. Ф. Решетнева, Красноярск, Российская Федерация, e-mail: valapko@yandex.ru

Обоснована оригинальная методика быстрого выбора коэффициентов размытости ядерных функций в непараметрической оценке многомерной плотности вероятности типа Розенблатта–Парзена. Предлагаемая методика позволяет значительно повысить вычислительную эффективность процедуры оптимизации ядерных оценок плотности вероятности в условиях статистических данных большого объема по сравнению с традиционным подходом. Оригинальная методика основана на анализе формулы оптимального параметра коэффициентов размытости многомерной ядерной оценки плотности вероятности. Обнаружены зависимости между нелинейным функционалом от плотности вероятности и её производных до второго порядка включительно от коэффициентов контрэксцесса случайных величин. Коэффициенты размытости по каждой случайной величине представлены в виде произведения неопределённого параметра на их среднее квадратическое отклонение. Определено влияние ошибки восстановления установленных функциональных зависимостей на аппроксимационные свойства ядерной оценки плотности вероятности. Полученные результаты реализованы в виде методики синтеза и анализа быстрого алгоритма выбора коэффициентов размытости ядерной оценки двумерной плотности вероятности независимых случайных величин. При реализации предлагаемой методики использованы данные о количественных характеристиках семейства логнормальных законов распределения.

Ключевые слова: ядерная оценка плотности вероятности, многомерная случайная величина, быстрый выбор коэффициентов размытости, коэффициент контрэксцесса, выборки большого объема, логнормальный закон распределения, производные от плотности вероятности.

Введение. Ядерные оценки плотности вероятности типа Розенблатта–Парзена $\bar{p}(x)$ являются основой синтеза алгоритмов принятия решений при априорной неопределённости о виде законов распределения в задачах восстановления стохастических зависимостей и распознавания образов [1, 2]. Их аппроксимационные свойства зависят от выбора коэффициентов размытости ядерных функций. Традиционный подход к оптимизации непараметрических оценок восстанавливаемой плотности вероятности $p(x)$, например для одномерной случайной величины, осуществляется из условия минимума оценки среднего квадратического отклонения (СКО) $\bar{p}(x)$ от $p(x)$ [3, 4]:

$$\bar{W}(c) = \int_{-\infty}^{\infty} \bar{p}^2(x) dx - \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n \bar{p}(x^i),$$

где $x^i, i = \overline{1, n}$ – наблюдения случайной величины x ; n – количество наблюдений (объём статистических данных).

С увеличением размерности случайной величины x и объёма n статистических данных при поиске коэффициента размытости с ядерных функций при минимизации $\bar{W}(c)$ необходимы значительные затраты времени. Требовалось найти пути обхода возникающей проблемы. Первые решения основывались на анализе выражения оптимального коэффициента размытости ядерных функций в непараметрической оценке плотности вероятности [5–9]. Развитие полученных результатов представлено в работе [10].

Цель настоящей статьи – обоснование методики быстрого выбора коэффициентов размытости ядерной оценки плотности вероятности многомерной случайной величины. Предлагаемый подход основан на результатах анализа оптимальных коэффициентов размытости ядерных функций и зависимостей между нелинейными преобразованиями плотности вероятности, её производных от коэффициентов контрэксцесса случайных величин. Полученные результаты реализованы в виде методики быстрого выбора

коэффициентов размытости ядерной оценки плотности вероятности двумерных независимых случайных величин.

Свойства ядерной оценки многомерной плотности вероятности. Рассмотрим непараметрическую оценку плотности вероятности $p(x_1, \dots, x_k)$ многомерной случайной величины размерностью k :

$$\bar{p}(x_1, \dots, x_k) = \left(n \prod_{v=1}^k c_v \right)^{-1} \sum_{i=1}^n \prod_{v=1}^k \Phi \left(\frac{x_v - x_v^i}{c_v} \right), \quad (1)$$

которая восстанавливается по выборке статистически независимых наблюдений $(x_1^i, \dots, x_k^i, i = \overline{1, n})$ объёмом n .

Ядерные функции $\Phi(u_v)$ в статистике (1) удовлетворяют условиям:

$$\Phi(u_v) = \Phi(-u_v);$$

$$0 \leq \Phi(u_v) < \infty;$$

$$\int \Phi(u_v) du_v = 1;$$

$$\int u_v^2 \Phi(u_v) du_v = 1;$$

$$\int u_v^m \Phi(u_v) du_v < \infty;$$

$$0 \leq m < \infty; v = \overline{1, k}.$$

Здесь и далее бесконечные пределы интегрирования опустим. Коэффициенты размытости ядерных функций c_v зависят от интервалов изменения значений $x_v, v = \overline{1, k}$. Поэтому считаем, что $c_v = c \sigma_v$, где σ_v – СКО случайных величин $x_v, v = \overline{1, k}$; c – неопределённый параметр. Тогда ядерную оценку плотности вероятности (1) запишем в виде

$$\bar{p}(x_1, \dots, x_k) = \left(n \prod_{v=1}^k c \sigma_v \right)^{-1} \sum_{i=1}^n \prod_{v=1}^k \Phi \left(\frac{x_v - x_v^i}{c \sigma_v} \right). \quad (2)$$

Последовательности коэффициентов размытости ядерных функций $c_v(n) = c(n) \sigma_v \rightarrow 0$, значения $n \prod_{v=1}^k c_v(n) \rightarrow \infty$ при $n \rightarrow \infty$.

Асимптотические свойства $\bar{p}(x_1, \dots, x_k)$ рассмотрены в работах [10, 11]. Асимптотическое выражение СКО $\bar{p}(x_1, \dots, x_k)$ от восстанавливаемой плотности вероятности $p(x_1, \dots, x_k)$ имеет вид

$$W(c) = M \int \dots \int [\bar{p}(x_1, \dots, x_k) - p(x_1, \dots, x_k)]^2 dx_1 \dots dx_k \sim \\ \sim (nc^k)^{-1} \prod_{v=1}^k (\sigma_v^{-1} \|\Phi(u_v)\|^2) + \frac{c^4}{4} B, \quad (3)$$

где

$$B = \int \dots \int \left(\sum_{v=1}^k \sigma_v^2 p_v^{(2)}(x_1, \dots, x_k) \right)^2 dx_1 \dots dx_k;$$

$$\|\Phi(u_v)\|^2 = \int \Phi^2(u_v) du_v;$$

M – знак математического ожидания; $p_v^{(2)}(x_1, \dots, x_k)$ – вторая производная функции $p(x_1, \dots, x_k)$ по компоненте x_v многомерной случайной величины.

Оптимальное значение параметра c коэффициентов размытости ядерных функций $c_v, v = \overline{1, k}$ непараметрической оценки плотности вероятности (2) определим из условия минимума критерия $W(c)$ (см. формулу (3)):

$$c^* = \left(k \|\Phi(u)\|^2 \right)^k / \left(n B \prod_{v=1}^k \sigma_v \right)^{\frac{1}{k+4}} \quad (4)$$

для ядерных функций вида $\Phi(u_v) = \Phi(u), v = \overline{1, k}$.

С учётом ранее принятых предположений запишем оптимальные коэффициенты размытости ядерных функций как

$$c_v^* = c^* \sigma_v = \beta \sigma_v n^{-1/(k+4)}, v = \overline{1, k},$$

где

$$\beta = \left(k \|\Phi(u)\|^2 \right)^k / \left(B \prod_{v=1}^k \sigma_v \right)^{\frac{1}{k+4}}. \quad (5)$$

Основная проблема при определении оптимальных параметров c^* (см. формулу (4)) коэффициентов размытости $c_v^*, v = \overline{1, k}$, ядерных функций состоит в оценивании нелинейного функционала

$$\lambda = B \prod_{v=1}^k \sigma_v$$

от вторых производных плотности вероятности $p(x_1, \dots, x_k)$ по компонентам $x_v, v = \overline{1, k}$ многомерной случайной величины. Предположим, что λ является аппроксимацией функционала λ по значениям количественных характеристик плотности вероятности $p(x_1, \dots, x_k)$, $\rho = |\lambda - \bar{\lambda}| / \lambda$ – относительная ошибка оценивания λ . В этих условиях с учётом выражения (4) оценку $\bar{c}^*$ оптимального параметра c^* определим как

$$\bar{c}^* = c^* (1 \pm \rho)^{-1/(k+4)} = c^* / \alpha^{1/(k+4)},$$

где $\alpha = (1 \pm \rho)$.

Подставим значения $\bar{c}^*, c^*$ в критерий (3) и получим отношение СКО

$$R = W(\bar{c}^*) / W(c^*) = (4\alpha + k) / [(4 + k) \alpha^{4/(k+4)}]. \quad (6)$$

Проанализируем отношение R , определяемое формулой (6). С увеличением размерности k случайной величины $x = (x_1, \dots, x_k)$ значения числителя R увеличиваются. При $k = 2$ значения числителя $R(1)$ отношения R принадлежат

интервалу $R(1) \in [8; 4]$, а при $k=6$ значения $R(1) \in [12; 8]$ в условиях $\alpha \in [1,5; 0,5]$. При $k=2$ значения знаменателя $R(2)$ отношения R принадлежат интервалу $[7,86; 3,78]$ с уменьшением α в интервале $[1,5; 0,5]$. С увеличением размерности x до $k=6$ значения $R(2) \in [1,76; 7,58]$. В этих условиях, независимо от размерности $k=2, 6$ случайной величины и значений $\alpha \in [1,5; 0,5]$, критерий R находится в пределах $[1; 1,06]$. С уменьшением $\alpha < 1$ наблюдается увеличение значений отношения R . При $\alpha > 1$ отмеченная закономерность проявляется менее значимо. Данный факт объясняется увеличением дисперсии непараметрической оценки плотности вероятности $\bar{p}(x)$ при $\bar{c}^* < c^*$, значение которой меньше чем для условий $\bar{c}^* > c^*$. Отмеченная асимметрия зависимости $R(\alpha)$ для интервалов значений $\alpha < 1$ и $\alpha > 1$ показывает, что превышение значений $\bar{c}^*$ над c^* в меньшей степени сказывается на аппроксимационных свойствах $\bar{p}(x)$ по сравнению со значением $\bar{c}^*$.

Оценивание значений функционала λ для двухмерных независимых случайных величин. В качестве примера рассмотрим значение $\lambda = B \prod_{v=1}^k \sigma_v$ в выражении (5) при $k=2$ для независимых случайных величин x_1, x_2 :

$$\begin{aligned} \lambda &= \sigma_1 \sigma_2 \iint (\sigma_1^2 p_1^{(2)}(x_1, x_2) + \sigma_2^2 p_2^{(2)}(x_1, x_2)) dx_1 dx_2 = \\ &= \sigma_1^5 \sigma_2 \int (p_1^{(2)}(x_1))^2 dx_1 \int p^2(x_2) dx_2 + \\ &+ \sigma_1 \sigma_2^5 \int (p_2^{(2)}(x_2))^2 dx_2 \int p^2(x_1) dx_1 + \\ &+ 2\sigma_1^3 \sigma_2^3 \int p_1^{(2)}(x_1) p(x_1) dx_1 \int p_2^{(2)}(x_2) p(x_2) dx_2. \end{aligned} \quad (7)$$

Существуют плотности вероятности $p(x_1), p(x_2)$, для которых составляющие полученного выражения (7) являются константами при $v=1, 2$:

$$\lambda_v(1) = \sigma_v^5 \int (p_v^{(2)}(x_v))^2 dx_v; \quad (8)$$

$$\lambda_v(2) = \sigma_v \int p^2(x_v) dx_v; \quad (9)$$

$$\lambda_v(3) = \sigma_v^3 \int p_v^{(2)}(x_v) p(x_v) dx_v. \quad (10)$$

Эти константы определяются видом плотностей вероятности $p(x_1), p(x_2)$ и не зависят от их параметров (табл. 1).

Возникает задача оценивания обнаруженных констант (8)–(10) по значениям количественных характеристик восстанавливаемой плотности вероятности [12]. Поставленная задача отличается от задач, приведённых в работе [10]. Результаты решения этой задачи позволят повысить вычислительную эффективность метода быстрого выбора коэффициентов размытости при оценивании плотности вероятности по статистическим данным наблюдений случайной величины большого объёма.

При восстановлении зависимостей между составляющими $\lambda(1), \lambda(2), \lambda(3)$ выражения (7) от коэффициента контрэксцесса δ

Таблица 1

Значения констант $\lambda(1), \lambda(2), \lambda(3)$, параметра эксцесса η и коэффициента контрэксцесса δ семейства одномерных плотностей вероятностей

Закон распределения	$\lambda(1)$	$\lambda(2)$	$\lambda(3)$	η	δ
Гауссовый	0,211	0,282	−0,141	3,0	0,577
Логистический	0,467	0,302	−0,199	4,2	0,488
Лапласа	1,414	0,354	0,707	6,0	0,408
Экспоненциальный	0,500	0,500	0,500	9,0	0,333

используем семейство логнормальных законов распределения

$$p(x_v) = (s x_v \sqrt{2\pi})^{-1} \exp[-(\ln x_v - a)^2 / (2s^2)], \quad v=1, 2,$$

где параметры a, s изменяют вид плотностей вероятности $p(x_v), v=1, 2$. Значения $\lambda(1), \lambda(2), \lambda(3)$ определяются параметром s и не зависят от значения a . Логнормальными законами распределения представляют, например, спектральные признаки при обработке данных дистанционного зондирования (табл. 2).

По данным табл. 2 определим функциональные зависимости между установленными константами (8)–(10) и коэффициентом контрэксцесса δ одномерной случайной величины x для семейства логнормальных законов распределения:

$$\bar{\lambda}(1) = \begin{cases} 0,0079\delta^{-5,764} \vee \delta > 0,22 \\ 0,0033\delta^{-6,51} \vee \delta \leq 0,22 \end{cases}; \quad (11)$$

$$\bar{\lambda}(2) = 0,1966\delta^{-0,585}; \quad (12)$$

$$\bar{\lambda}(3) = -0,0254\delta^{-2,817}. \quad (13)$$

Зависимостям (11)–(13) соответствуют средние относительные ошибки аппроксимации

$$\bar{\rho}(t) = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \frac{|\lambda^j(t) - \bar{\lambda}^j(t)|}{\lambda^j(t)}, \quad t=1, 3,$$

равные 0,088; 0,021; 0,08. Здесь N – количество законов распределения случайных величин, представленных в табл. 2; $\lambda^j(t)$ – оценки значений констант $\lambda^j(t), t=1, 3$, которые вычисляются по формулам (11)–(13) при конкретном значении коэффициента контрэксцесса δ^j .

Определим влияние ошибки оценивания функционала λ (7) на аппроксимационные свойства непараметрической оценки плотности вероятности (2). Обозначим через $(1 \pm \rho)\lambda$ результат оценивания λ с помощью моделей (11)–(13).

Таблица 2

Значения констант $\lambda(1)$, $\lambda(2)$, $\lambda(3)$, параметра эксцесса η и коэффициента контрэксцесса δ для семейства логнормальных законов распределения

$LN(a; s)$	$\lambda(1)$	$\lambda(2)$	$\lambda(3)$	η	δ
$LN(1; 0,05)$	0,218	0,283	-0,143	3,040	0,574
$LN(1; 0,1)$	0,238	0,285	-0,148	3,162	0,562
$LN(1; 0,2)$	0,337	0,294	-0,172	3,678	0,521
$LN(1; 0,3)$	0,602	0,309	-0,221	4,645	0,464
$LN(1; 0,4)$	1,351	0,331	-0,313	6,260	0,400
$LN(1; 0,5)$	3,797	0,363	-0,491	8,898	0,335
$LN(1; 0,6)$	13,32	0,405	-0,848	13,273	0,274
$LN(1; 0,7)$	58,165	0,463	-1,617	20,791	0,219
$LN(1; 0,8)$	315,402	0,540	-3,402	34,368	0,171
$LN(1; 0,9)$	2120	0,643	-7,902	60,411	0,129
$LN(1; 1)$	17660	0,783	-20,263	113,937	0,094
$LN(1; 1,1)$	182100	0,975	-57,391	232,633	0,066
$LN(1; 1,2)$	2326000	1,242	-179,66	518,169	0,044
$LN(1; 1,3)$	36850000	1,620	-622,2	1266,000	0,028

Тогда с учётом выражения (6) при $k=2$ запишем отношение асимптотических выражений СКО:

$$W(\bar{c}^*)/W(c^*) = (2\alpha + 1)/(3\alpha^{2/3}).$$

Если ошибка ρ оценивания функционала λ равна нулю, то отношение $W(\bar{c}^*)/W(c^*)=1$. Это результат подтверждает корректность выполненных преобразований. При средней относительной ошибке $\rho=0,1$ и $0,3$ отношения $W(\bar{c}^*)/W(c^*)$ равны 1,001 и 1,015 соответственно.

Методика быстрого выбора коэффициентов размытости ядерных функций. Методика состоит из следующих шагов.

1. По исходной выборке $V = (x_1^i, x_2^i, i=1, n)$, которая существует при восстановлении двумерной плотности вероятности независимых случайных величин $p(x_1, x_2) = p(x_1)p(x_2)$ с использованием статистики (2), оценивают СКО σ_1 , σ_2 случайных величин x_1 , x_2 и соответствующие им коэффициенты контрэксцесса $\bar{\delta}_v = 1/\sqrt{\eta_v}$, где

$$\eta_v = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_v^i - \bar{x}_v)^4 / \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_v^i - \bar{x}_v)^2 \right)^2;$$

$$\bar{x}_v = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_v^i, \quad v=1, 2.$$

2. С использованием моделей (11)–(13) зависимости между константами $\lambda_v(1)$, $\lambda_v(2)$, $\lambda_v(3)$ и коэффициентами контрэксцесса $\bar{\delta}_v$, вычисляют значения $\bar{\lambda}_v(1)$, $\bar{\lambda}_v(2)$, $\bar{\lambda}_v(3)$, $v=1, 2$.

3. В соответствии с формулой (7) по вычисленным значениям $\bar{\lambda}_v(j)$, $j=1, 3$, $\bar{\sigma}_v$, $v=1, 2$ находят константу

$$\bar{\lambda} = \bar{\lambda}_1(1)\bar{\lambda}_2(2) + \bar{\lambda}_2(1)\bar{\lambda}_1(2) + 2\bar{\lambda}_1(3)\bar{\lambda}_2(3).$$

4. С учётом результатов, полученных в п. 3, для ядерной функции $\Phi(u)$ выбранного вида определяют значение $\bar{\beta}$ по формуле (5) при $k=2$.

5. При $k=2$ и известных значениях n , $\bar{\beta}$, $\bar{\sigma}_1$, $\bar{\sigma}_2$ вычисляют значения оценок оптимальных коэффициентов размытости в статистике (2):

$$\bar{c}_v^* = \bar{\beta} \bar{\sigma}_v n^{-1/6}, \quad v=1, 2.$$

Заключение. Быстрый выбор коэффициентов размытости ядерных оценок плотностей вероятностей позволяет значительно повысить вычислительную эффективность процедуры оптимизации этих оценок, что особенно актуально при обработке статистических данных большого объёма. Предложенный алгоритм основан на результатах анализа формулы расчёта оптимального параметра коэффициентов размытости ядерной оценки плотности вероятности многомерных случайных величин. При этом коэффициенты размытости ядерных функций представлены в виде произведения априори неопределённого параметра и СКО составляющих многомерной случайной величины. В качестве критерия оптимального выбора неопределённого параметра взят минимум СКО ядерной оценки плотности вероятности. Найден диапазон ошибок оценивания оптимального параметра коэффициентов размытости ядерных функций, при которых аппроксимационные свойства непараметрической оценки плотности вероятности изменяются незначительно. Разработанная на основе полученных результатов методика быстрого выбора коэффициентов размытости ядерной оценки плотности вероятности двумерных независимых случайных величин актуальна при обработке статистических данных большого объёма, характеристики которых близки к логнормальным законам распределения. Обнаруженные константы (составляющие оптимального параметра коэффициента размытости ядерных функций) определяются нелинейными функционалами от составляющих восстанавливаемой плотности вероятности и их производных. Зависимости обнаруженных констант от коэффициентов контрэксцесса компонент случайных величин свойственны семейству логнормальных законов распределения, а ошибки при определении этих констант незначительно влияют на аппроксимационные свойства ядерных оценок плотностей вероятностей.

Дальнейшее развитие предлагаемого подхода состоит в разработке методик быстрого выбора коэффициентов размытости ядерных функций для более широкого класса законов распределения независимых и зависимых многомерных случайных величин.

Список литературы

1. Лапко А. В., Лапко В. А., Им С. Т., Тубольцев В. П., Авдеев В. А. Непараметрический алгоритм выделения

классов, соответствующих одномерным фрагментам плотности вероятности многомерных случайных величин // Автометрия. 2019. Т. 55. № 3. С. 22–30. <https://doi.org/10.15372/AUT20190303>

2. Лапко А. В., Лапко В. А. Методика проверки гипотез о распределениях многомерных спектральных данных с использованием непараметрического алгоритма распознавания образов // Компьютерная оптика. 2019. Т. 43. № 2. С. 238–244. <https://doi.org/10.18287/2412-6179-2019-43-2-238-244>

3. Rudemo M., *Scandinavian J. Statistics*, 1982, no. 9, pp. 65–78.

4. Hall P., *Annals of Statistics*, 1983, vol. 11, pp. 1156–1174.

5. Silverman B. W., *Density estimation for statistics and data analysis*, London, Chapman & Hall, 1986, 175 p.

6. Sheather S., Jones M., *Journal of Royal Statistical Society Series B*, 1991, vol. 53, no. 3, pp. 683–690. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1991.tb01857.x>

7. Sheather S. J., *Statistical Science*, 2004, vol. 19, no. 4, pp. 588–597. <https://doi.org/10.1214/088342304000000297>

8. Terrell G. R., Scott D. W., *Journal of the American Statistical Association*, 1985, vol. 80, pp. 209–214.

9. Jones M. C., Marron J. S., Sheather S. J., *Journal of the American Statistical Association*, 1996, vol. 91, pp. 401–407.

10. Лапко А. В., Лапко В. А. Быстрый алгоритм выбора коэффициентов размытости в многомерных ядерных оценках плотности вероятности // Измерительная техника. 2018. № 10. С. 19–23. <https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2018-10-19-23>

11. Епанечников В. А. Непараметрическая оценка многомерной плотности вероятности // Теория вероятности и её применения. 1969. Т. 14. № 1. С. 156–161.

12. Лапко А. В., Лапко В. А. Оценивание интеграла от квадрата производных симметричных плотностей вероятностей одномерных случайных величин // Метрология. 2020. № 1. С. 15–27. <https://doi.org/10.32446/0132-4713.2020-1-15-27>

References

1. Lapko A. V., Lapko V. A., Im S. T., Tuboltsev V. P., Avdeenok V. A., *Optoelectronics, Instrumentation and Data Processing*, 2019, vol. 55, no. 3, pp. 230–236.

<https://doi.org/10.3103/S8756699019030038>

2. Lapko A. V., Lapko V. A., *Computer Optics*, 2019, vol. 43, no. 2, pp. 238–244.

<https://doi.org/10.18287/2412-6179-2019-43-2-238-244>

3. Rudemo M., *Scandinavian J. Statistics*, 1982, no. 9, pp. 65–78.

4. Hall P., *Annals of Statistics*, 1983, vol. 11, pp. 1156–1174.

5. Silverman B. W. *Density estimation for statistics and data analysis*, London, Chapman & Hall, 1986, 175 p.

6. Sheather S., Jones M., *Journal of Royal Statistical Society Series B*, 1991, vol. 53, no. 3, pp. 683–690. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1991.tb01857.x>

7. Sheather S. J., *Statistical Science*, 2004, vol. 19, no. 4, pp. 588–597. <https://doi.org/10.1214/088342304000000297>

8. Terrell G. R., Scott D. W., *Journal of the American Statistical Association*, 1985, vol. 80, pp. 209–214.

9. Jones M. C., Marron J. S., Sheather S. J., *Journal of the American Statistical Association*, 1996, vol. 91, pp. 401–407.

10. Lapko A. V., Lapko V. A., *Measurement Techniques*, 2019, vol. 61, no. 10, pp. 979–986. <https://doi.org/10.1007/s11018-019-01536-x>

11. Epanechnikov V. A., *Theory of Probability & Its Applications*, 1969, vol. 14, no. 1, pp. 156–161.

12. Lapko A. V., Lapko V. A., *Measurement Techniques*, 2020, vol. 63, no. 3, pp. 171–176. <https://doi.org/10.1007/s11018-020-01768-2>

Дата поступления: 14.05.2020.

Дата принятия: 19.08.2020.

Modified algorithm for fast bandwidth selection for kernel estimates of multidimensional probability densities

Aleksandr V. Lapko^{1,2}, Vasily A. Lapko^{1,2}

¹Institute of Computational Modeling, Siberian Branch of the Russian Academy of Sciences (ICM SB RAS), Krasnoyarsk, Russian Federation, e-mail: lapko@icm.krasn.ru

²Reshetnev Siberian State University of Science and Technology, Krasnoyarsk, Russian Federation, e-mail: valapko@yandex.ru

An original technique has been justified for the fast bandwidths selection of kernel functions in a nonparametric estimate of the multidimensional probability density of the Rosenblatt–Parzen type. The proposed method makes it possible to significantly increase the computational efficiency of the optimization procedure for kernel probability density estimates in the conditions of large-volume statistical data in comparison with traditional approaches. The basis of the proposed approach is the analysis of the optimal parameter formula for the bandwidths of a multidimensional kernel probability density estimate. Dependencies between the nonlinear functional on the probability density and its derivatives up to the second order inclusive of the antikurtosis coefficients of random variables are found. The bandwidths for each random variable are represented as the product of an undefined parameter and their mean square deviation. The influence of the error in restoring the established functional dependencies on the approximation properties of the kernel probability density estimation is determined. The obtained results are implemented as a method of synthesis and analysis of a fast bandwidths selection of the kernel estimation of the two-dimensional probability density of independent random variables. This method uses data on the quantitative characteristics of a family of lognormal distribution laws.

Key words: kernel probability density estimation, multidimensional random variable, fast bandwidths selection, antikurtosis coefficient, large sampling, lognormal distribution law, derivatives of probability density.

Применение байесовского подхода к построению статистических оценок параметров законов распределения случайных величин

Р. З. Хайруллин¹, А. А. Закутин²

¹Национальный исследовательский Московский государственный строительный университет, Москва, Российская Федерация, e-mail: zrkzrk@list.ru

²Главный научный метрологический центр Минобороны России, Москва, Российская Федерация, e-mail: 32gnii@mail.ru

Рассмотрен байесовский подход к построению эффективных статистических оценок параметров законов распределения случайных величин для законов Пуассона и Парето, экспоненциального и равномерного законов. Разработан алгоритм построения точечных и интервальных статистических оценок для параметров указанных законов. Представлены результаты сравнения с соответствующими оценками, полученными классическим методом максимального правдоподобия. Предложенный алгоритм может быть эффективно применён при разработке методик измерений, решении измерительных задач и разработке практических способов выявления систематических погрешностей измерений.

Ключевые слова: достоверность измерений, байесовский подход, апостериорная информация.

Введение. Построение эффективных статистических оценок является важной прикладной задачей для многих областей научно-практической деятельности [1–5], в том числе в метрологии при постановке и исследовании измерительных задач, разработке методик измерений, обработке результатов испытаний измерительной техники [6–10]. В работах [11, 12] описано применение байесовского подхода в задачах построения статистических оценок при нормальном распределении исследуемой генеральной совокупности, рассмотрены случаи с известной априорной и неизвестной дисперсиями. Однако для других законов распределения при решении метрологических задач байесовский подход до настоящего времени не использовался.

Цель настоящей статьи – решение измерительных задач и обработка результатов испытаний для четырёх пространственных законов распределения: Пуассона, Парето, экспоненциального и равномерного, с применением метода построения статистических оценок параметров. Для достижения поставленной цели выполнено следующее: описана общая схема байесовского подхода в статистическом оценивании [13, 14]; введено понятие распределений, сопряжённых с наблюдаемой генеральной совокупностью; разработана методика расчёта конкретных значений параметров сопряжённых распределений; описан алгоритм корректировки указанных параметров при совместном учёте априорной и апостериорной информации; представлены примеры построения точечных и интервальных оценок.

Байесовский подход к оцениванию параметров законов распределения случайных величин. Пусть закон распределения случайной величины содержит s -мерный вектор числовых параметров $\Theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_s)$. Требуется построить наилучшую с точки зрения минимизации байесовского риска статистическую оценку $\hat{\Theta}$ этого вектора параметров по имеющимся наблюдениям $\mathbf{X} = (x_1, x_2, \dots, x_n)$.

Общая логическая схема байесовского подхода при статистическом оценивании параметров законов распределения представлена на рисунке. Опишем реализацию схемы байесовского оценивания неизвестного вектора параметров. Априорная информация о векторе Θ может быть основана на фундаментальных законах физики, экспертных оценках, сущности и специфики параметра, предыстории проведённых измерений или комплексном сочетании указанных факторов. Примем, что априорная информация представлена в виде функции плотности распределения $p(\Theta)$.

Статистические данные $\mathbf{X} = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ соответствуют условному закону распределения вероятностей $f(\mathbf{X}|\Theta)$. По умолчанию предположим, что наблюдения $x_1, x_2, \dots, x_n$ при фиксированном значении Θ являются статистически независимыми (образуют случайную выборку из анализируемой генеральной совокупности). По мере поступления новых статистических данных имеющуюся априорную информацию о параметре Θ дополняют соответствующей выборочной информацией. Тогда условную функцию

правдоподобия при данном значении Θ определяют как [13–17]:

$$L(x_1, x_2, \dots, x_n | \Theta) = f(x_1 | \Theta) f(x_2 | \Theta) \dots f(x_n | \Theta). \quad (1)$$

Плотность апостериорного распределения $\tilde{\rho}(\Theta | x_1, x_2, \dots, x_n)$, где волна сверху обозначает апостериорность, вычисляют с помощью формулы Байеса [13–17]:

$$\tilde{\rho}(\Theta | x_1, x_2, \dots, x_n) = \frac{\rho(\Theta) L(x_1, x_2, \dots, x_n | \Theta)}{\int L(x_1, x_2, \dots, x_n | \Theta) \rho(\Theta) d\Theta}. \quad (2)$$

Построение байесовских точечных и интервальных оценок основано на знании апостериорного распределения $\tilde{\rho}(\Theta | x_1, x_2, \dots, x_n)$, задаваемого соотношением (2). В частности, в качестве байесовских точечных оценок $\hat{\Theta}^b$ вектора параметров будем использовать средние значения

$$\hat{\Theta}_{cp}^b = E(\Theta | x_1, x_2, \dots, x_n) = \int \Theta \tilde{\rho}(\Theta | x_1, x_2, \dots, x_n) d\Theta. \quad (3)$$

Заметим, что для определения общего вида апостериорной плотности $\tilde{\rho}(\Theta | x_1, x_2, \dots, x_n)$ достаточно знать только числитель правой части выражения (2), так как его знаменатель играет роль нормирующего множителя и от Θ не зависит. Указанное обстоятельство существенно упрощает процесс практического построения статистических оценок.

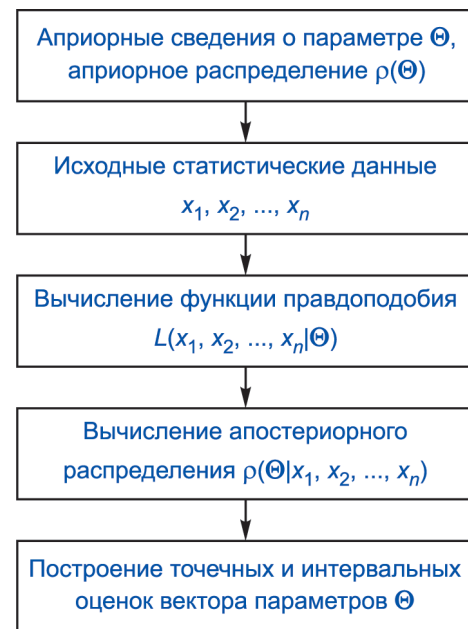
Рассмотрим одно из основных оптимальных свойств оценки $\hat{\Theta}_{cp}^b$ [13, 17]. Пусть $\Theta(x_1, x_2, \dots, x_n)$ – некоторая оценка параметра Θ . Если качество этой оценки измерять апостериорным байесовским риском

$$R^b(x_1, \dots, x_n) = E\left[\left[\hat{\Theta}(x_1, \dots, x_n) - \Theta\right]^2 | x_1, \dots, x_n\right] = \int \left[\hat{\Theta}(x_1, \dots, x_n) - \Theta\right]^2 \tilde{\rho}(\Theta | x_1, x_2, \dots, x_n) d\Theta$$

или его усреднённым по всем возможным выборкам значением, то байесовская оценка (3) является наилучшей (обеспечивает минимальное значение байесовского риска).

Для построения байесовского доверительного интервала для вектора параметров Θ необходимо вычислить функцию $\tilde{\rho}(\Theta | x_1, x_2, \dots, x_n)$ апостериорного закона распределения вектора параметров Θ по формуле (2), а затем по заданной доверительной вероятности P_0 определить точки $0,5 \cdot (100 + P_0) \%$ и $0,5 \cdot (100 - P_0) \%$ этого закона. Найденные точки и будут соответственно левой и правой граничными точками доверительного интервала.

Априорные распределения, сопряжённые с наблюдаемой генеральной совокупностью. Семейство априорных распределений $G = \{\rho(\Theta), D\}$ называется сопряжённым по отношению к наблюдаемой генеральной совокупности $f(X|\Theta)$ (или по отношению к функции правдоподобия $L(x_1, x_2, \dots, x_n | \Theta)$), если и апостериорное распределение $\tilde{\rho}(\Theta | x_1, x_2, \dots, x_n)$, вычисленное по формуле (2), принадлежит



Общая логическая схема байесовского подхода в статистическом оценивании

General logic schema of the Bayesian approach in statistical estimation

этому же семейству $G = \{\rho(\Theta), D\}$. Здесь D – значения параметров законов распределения $\rho(\Theta)$. Другими словами, семейство распределений G сопряжено с $L(x_1, x_2, \dots, x_n | \Theta)$, если оно замкнуто относительно операции пересчёта априорного распределения в апостериорное.

Таким образом, использование в качестве априорных законов распределения вероятностей, сопряжённых по отношению к условной функции правдоподобия L плотностей распределения, позволяет только корректировать (пересчитывать) числовые значения параметров известного закона распределения при переходе от априорного к апостериорному распределению.

Условие существования сопряженного семейства априорных распределений. Если функцию правдоподобия $L(x_1, x_2, \dots, x_n | \Theta)$ можно представить в форме [13, 14]:

$$L(x_1, x_2, \dots, x_n | \Theta) = v(T_1(x_1, x_2, \dots, x_n), \dots, T_m(x_1, x_2, \dots, x_n), \Theta) \times \psi(x_1, x_2, \dots, x_n), \quad (4)$$

где $T_j(x_1, x_2, \dots, x_n)$, $j = 1, 2, \dots, m$, $\psi(x_1, x_2, \dots, x_n)$ – некоторые функции наблюдений $x_1, x_2, \dots, x_n$, не зависящие от вектора параметров Θ , то существует семейство $G = \{\rho(\Theta), D\}$ априорных распределений, сопряженное с функцией $L(x_1, x_2, \dots, x_n | \Theta)$.

Проверим условия существования сопряжённого априорного распределения для некоторых типичных распределений, используемых при решении измерительных задач.

Распределение Пуассона. Пусть $f(x|\theta) = P\{\xi = x|\theta\} = (\theta^x/x!)e^{-\theta}$, $x = 1, 2, 3, \dots$; θ – неизвестное значение параметра. Тогда

$$L(x_1, x_2, \dots, x_n|\theta) = \prod_{i=1}^n (\theta^{x_i}/x_i!) e^{-\theta} = e^{-n\theta} \theta^{\sum_{i=1}^n x_i} \prod_{i=1}^n (1/x_i!),$$

следовательно, $m=1$; $T(x_1, x_2, \dots, x_n) = \sum_{i=1}^n x_i = \bar{x}$.

Экспоненциальное распределение. Пусть

$$f(x|\theta) = \begin{cases} \theta e^{-\theta x} & \text{при } x \geq 0; \\ 0 & \text{при } x < 0; \end{cases}$$

θ – неизвестное значение параметра. В данном случае $m=1$; $T(x_1, x_2, \dots, x_n) = \sum_{i=1}^n x_i = \bar{x}$.

Равномерное на отрезке $[0; \theta]$ распределение. Пусть

$$f(x|\theta) = \begin{cases} \theta^{-1} & \text{при } 0 \leq x \leq \theta; \\ 0 & \text{при } x \notin [0; \theta]; \end{cases}$$

θ – неизвестное значение параметра; $L(x_1, x_2, \dots, x_n|\theta) = (1/\theta)^n$ при $\theta \geq x_{\max}(n) = \max_{1 \leq i \leq n} x_i$. Здесь $m=1$; $T(x_1, x_2, \dots, x_n) = x_{\max}(n)$.

Распределения Парето (с неизвестным значением параметра формы θ и известным пороговым значением x_0). Пусть

$$f(x|\theta) = \begin{cases} \theta x_0^\theta / x^{\theta+1} & \text{при } x \geq x_0; \\ 0 & \text{при } x < x_0. \end{cases}$$

Тогда функцию правдоподобия определим как

$$L(x_1, x_2, \dots, x_n|\theta) = \theta^n x_0^{n\theta} \left(\prod_{i=1}^n x_i \right)^{-(\theta+1)} = \theta^n (g_n/x_0)^{-n\theta} g_n^{-n},$$

где $g_n = \left(\prod_{i=1}^n x_i \right)^{1/n}$ – среднее геометрическое значение наблюдений $x_1, x_2, \dots, x_n$ случайной величины. В данном случае $m=1$; $T(x_1, x_2, \dots, x_n) = g(n)$.

Таким образом, для всех рассмотренных законов распределения существует априорное, сопряжённое с функцией правдоподобия L , распределение с одним неизвестным параметром θ .

Методика нахождения семейства априорных распределений, сопряжённых с наблюдаемой генеральной совокупностью. Как отмечено выше, общий вид апостериорного распределения (2) определяется с точностью до нормирующей константы лишь числителем его правой части. Поэтому в дальнейшем при анализе равенств, справедливых с точностью до нормирующей константы, вместо знака точного равенства будем использовать знак приближенного равенства.

Опишем основные шаги методики.

Шаг 1. Проверяют условие (4) существования семейства априорных распределений, сопряжённых с функцией правдоподобия L .

Шаг 2. Если функция правдоподобия L допускает представление (4), то задают первое приближение для функции $\rho_{п.п}(\theta)$ плотности распределения в соответствии со следующими правилами:

если оцениваемый скалярный параметр θ может (теоретически) принимать значения на конечном интервале $[\theta_{\min}, \theta_{\max}]$ или на бесконечном интервале $-\infty \dots +\infty$, то задают постоянной на соответствующем интервале априорную функцию плотности $\rho_{п.п}(\theta) = \text{const}$ при $\theta \in (-\infty; +\infty)$;

если из физического смысла оцениваемого параметра закона распределения следует, что он может принимать любые положительные значения, то постоянной на всей числовой прямой $(-\infty \dots +\infty)$ задают функцию плотности распределения логарифма от значения параметра $\rho_{п.п}(\ln \theta) = \text{const}$ при $\theta \in (0; +\infty)$.

Отметим, что для определённых таким образом априорных распределений может нарушаться известное правило нормировки на единицу функции плотности вероятности [15, 16]. Однако указанное обстоятельство не доставляет вычислительных трудностей, поскольку при пересчёте такой «ненормированной» априорной функции $\rho(\theta)$ в апостериорную по формуле (2) сразу получают нормированную функцию $\tilde{\rho}(\theta|x_1, x_2, \dots, x_n)$.

Шаг 3. Пересчитывают апостериорную функцию распределения по формуле (2). Результатом первого пересчёта является соответствующий вид апостериорного распределения, сопряжённого с функцией правдоподобия.

Шаг 4. Уточняют параметры плотности распределения, сопряжённой с функцией правдоподобия.

Рассмотрим реализацию этой методики для описанных выше законов распределения.

Пуассоновский поток. Из смысла параметра θ следует, что он принимает только положительные значения, поэтому справедливо $\rho_{п.п}(\theta) \approx \theta^{-1}$. Тогда для функции правдоподобия

$$L(x_1, x_2, \dots, x_n|\theta) \approx \theta^{\sum_{i=1}^n x_i} e^{-n\theta} \quad (5)$$

имеем

$$\tilde{\rho}(\theta|x_1, x_2, \dots, x_n) = \rho_{п.п}(\theta) L(x_1, x_2, \dots, x_n|\theta) \approx \theta^{\sum_{i=1}^n x_i - 1} e^{-n\theta}.$$

Правая часть этого соотношения представляет собой (с точностью до нормирующего множителя, не зависящего от θ) плотность гамма-распределения [12, 13]:

$$\rho(\theta) = [\beta^\alpha / \Gamma(\alpha)] \theta^{\alpha-1} e^{-\beta\theta}, \quad \theta > 0, \quad (6)$$

с параметрами $\alpha = \sum_{i=1}^n x_i$ и $\beta = n$. Следовательно, семейство сопряжённых априорных распределений параметра θ

наблюдаемой генеральной совокупности принадлежит классу гамма-распределений (6).

Отметим некоторые свойства гамма-распределения [13–15]: при $\alpha=1$ гамма-распределение превращается в экспоненциальное распределение; с увеличением α (при $\alpha>10$) гамма-распределение приближается к нормальному распределению; при больших целых значениях α переходит в распределение Эрланга. Если $\beta=0,5$, а значение α кратно 0,5, то гамма-распределение совпадает с распределением χ^2 Пирсона.

Экспоненциальное распределение. Поскольку $\theta>0$, то $\rho_{n,n}(\theta)\approx\theta^{-1}$. Тогда для функции правдоподобия

$$L(x_1, x_2, \dots, x_n | \theta) \approx \theta^n \exp \left[- \left(\sum_{i=1}^n x_i \right) \theta \right]$$

имеем

$$\begin{aligned} \tilde{\rho}(\theta | x_1, x_2, \dots, x_n) &\approx \rho_{n,n}(\theta) L(x_1, x_2, \dots, x_n | \theta) \approx \\ &\approx \theta^{n-1} \exp \left[- \left(\sum_{i=1}^n x_i \right) \theta \right]. \end{aligned}$$

Правая часть последнего соотношения определяет (с точностью до нормирующего множителя, не зависящего от θ) плотность гамма-распределения (6) с параметрами $\alpha=n$ и $\beta=\sum_{i=1}^n x_i$. Так что семейство сопряжённых априорных распределений параметра масштаба θ экспоненциально распределённой генеральной совокупности также принадлежит классу гамма-распределений.

Равномерное распределение. Поскольку параметр θ может принимать любые положительные значения, то $\rho_{n,n}(\theta)\approx\theta^{-1}$. Тогда для

$$L(x_1, x_2, \dots, x_n | \theta) \approx (\theta)^{-n}, \quad x_{\max}(n) = \max_{1 \leq i \leq n} x_i \leq 0$$

имеем

$$\begin{aligned} \tilde{\rho}(\theta | x_1, x_2, \dots, x_n) &\approx \\ &\approx \begin{cases} \rho_{n,n}(\theta) L(x_1, x_2, \dots, x_n | \theta) \approx \theta^{n-1} & \text{при } \theta \geq x_{\max}(n); \\ 0 & \text{при } \theta < x_{\max}(n). \end{cases} \end{aligned}$$

Однако правая часть последнего соотношения представляет собой (с точностью до нормирующего множителя, не зависящего от θ) плотность распределения Парето [14–16] вида

$$\rho(\theta) \approx \begin{cases} \alpha \theta_{\min}^\alpha / \theta^{\alpha+1} & \text{при } \theta \geq \theta_{\min}; \\ 0 & \text{при } \theta < \theta_{\min} \end{cases} \quad (7)$$

с параметром формы $\alpha=n$ и параметром сдвига $\theta_{\min} \leq x_{\max}(n)$. Следовательно, семейство сопряжённых

априорных распределений параметра θ равномерно распределённой случайной величины на интервале принадлежит классу распределений Парето вида (7).

Распределение Парето. Рассмотрим распределение Парето с неизвестным значением параметра формы θ и некоторым заданным значением параметра сдвига x_0 . Поскольку $\theta>0$, то $\rho_{n,n}(\theta)\approx\theta^{-1}$. Тогда имеем

$$\begin{aligned} L(x_1, x_2, \dots, x_n | \theta) &\approx \theta^n (g_n/x_0)^{-n\theta} g_n^{-n} \approx \\ &\approx \theta^n \exp[-n \ln n (g_n/x_0)] \theta; \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \tilde{\rho}(\theta | x_1, x_2, \dots, x_n) &\approx \rho_{n,n}(\theta) L(x_1, x_2, \dots, x_n | \theta) \approx \\ &\approx \theta^{n-1} \exp[-n \ln n (g_n/x_0)] \theta. \end{aligned} \quad (9)$$

Правая часть (9) при условии (8) определяет (с точностью до нормирующего множителя, не зависящего от параметра θ) плотность гамма-распределения (6) с параметрами $\alpha=n$ и $\beta=n \ln n (g_n/x_0)$.

Таким образом, сопряжённые априорные распределения параметра θ наблюдаемого множества генеральной совокупности, распределённой по закону Парето, принадлежат семейству гамма-распределений.

Методика расчёта конкретных значений параметров сопряжённых априорных распределений. Пусть известны априорные средние значения оцениваемого параметра $\Theta_0 = E\Theta = (E\theta_1, E\theta_2, \dots, E\theta_s)$ и их средние квадратические отклонения $\Delta_j = \sqrt{D\theta_j}$, $j=1, 2, \dots, s$. Параметры априорного распределения, как правило, можно определить методом моментов в результате решения системы алгебраических уравнений.

Гамма-распределение. Среднее значение и дисперсия гамма-распределения выражаются через параметры α, β по формулам из [13–15]: $E\theta = \alpha/\beta$; $D\theta = \alpha/\beta^2$. При $E\theta = \theta_0$, $D\theta = \Delta^2$ имеем

$$\begin{cases} \alpha = \theta_0^2 / \Delta^2; \\ \beta = \theta_0 / \Delta^2. \end{cases} \quad (10)$$

Распределение Парето. Параметр формы α и $\theta_{\min}$ найдём по заданным значениям $\theta_0 = E\theta$, $\Delta^2 = D\theta$ из системы уравнений

$$\begin{cases} E\theta = \alpha \theta_{\min} / (\alpha - 1) = \theta_0; \\ D\theta = \alpha \theta_{\min}^2 / [(\alpha - 1)^2 (\alpha - 2)] = \Delta^2, \end{cases}$$

решение которой относительно α и $\theta_{\min}$ имеет вид

$$\begin{cases} \alpha = 1 + \sqrt{1 + \theta_0^2 / \Delta^2}; \\ \theta_{\min} = \theta_0 (\alpha - 1) / \alpha. \end{cases} \quad (11)$$

Корректировка (пересчёт) значений параметров при переходе от априорного распределения к апостериорному. Пусть $\{\rho(\Theta; \mathbf{D})\}$ – семейство априорных распределений, сопряжённых с функцией правдоподобия $L(x_1, x_2, \dots, x_n | \Theta)$ имеющих наблюдения; $\mathbf{D}(d_1, d_2, \dots, d_q)$ – вектор параметров, от которого зависит сопряжённое априорное распределение $\rho(\Theta; \mathbf{D})$. Пусть D_0 – заданное (известное) значение вектора параметров $\mathbf{D}$ в анализируемом случае. Тогда правая часть соотношения

$$\tilde{\rho}(\Theta | x_1, x_2, \dots, x_n) \approx \rho(\Theta; D_0) L(x_1, x_2, \dots, x_n | \Theta)$$

с точностью до множителей, не зависящих от Θ , приводится к виду функции $\rho[\Theta; \mathbf{D}(x_1, x_2, \dots, x_n)]$, принадлежащей к семейству $\rho(\Theta; \mathbf{D})$, а каждая компонента $d_j(x_1, x_2, \dots, x_n)$, $j=1, 2, \dots, q$ вектора параметров является функцией от D_0 и $(x_1, x_2, \dots, x_n)$.

Реализуем этот алгоритм корректировки (пересчёта) для рассмотренных выше законов распределения.

Распределение Пуассона. Функция правдоподобия наблюдений пуассоновской генеральной совокупности имеет вид (5), тогда для априорного распределения параметра θ гамма-распределение (6) имеем:

$$\rho(\theta | x_1, x_2, \dots, x_n) \approx \theta^{\alpha-1} e^{-\beta\theta} \theta^{\sum_{i=1}^n x_i} e^{-n\theta} = \theta^{\alpha + \sum_{i=1}^n x_i - 1} e^{-(\beta+n)\theta}.$$

Тем самым подтверждается сопряжённость априорного гамма-распределения, причём апостериорное гамма-распределение определяется параметрами

$$\left. \begin{aligned} \tilde{\alpha} &= \alpha + \sum_{i=1}^n x_i; \\ \tilde{\beta} &= \beta + n. \end{aligned} \right\} \quad (12)$$

Экспоненциальное распределение. Используя в качестве априорного распределения параметра θ гамма-распределение (6), имеем:

$$\begin{aligned} \tilde{\rho}(\theta | x_1, x_2, \dots, x_n) &\approx \theta^{\alpha-1} e^{-\beta\theta} \theta^n e^{-\left(\sum_{i=1}^n x_i\right)\theta} = \\ &= \theta^{\alpha+n-1} e^{-\left(\beta + \sum_{i=1}^n x_i\right)\theta}. \end{aligned}$$

Таким образом, апостериорное распределение параметра θ подчиняется закону гамма-распределения (6), но с параметрами

$$\left. \begin{aligned} \tilde{\alpha} &= \alpha + n; \\ \tilde{\beta} &= \beta + \sum_{i=1}^n x_i. \end{aligned} \right\} \quad (13)$$

Равномерное распределение. Для априорного распределения параметра θ в виде распределения Парето (7) получим

$$\left. \begin{aligned} \tilde{\rho}(\theta | x_1, x_2, \dots, x_n) &\approx \frac{\alpha \theta_{\min}^{\alpha} \frac{1}{\theta^{n+1}}}{\theta^{n+1}}; \\ \theta &\geq \max\{\theta_{\min}; x_1, x_2, \dots, x_n\}. \end{aligned} \right\} \quad (14)$$

Отсюда следует, что апостериорное распределение параметра θ описывается, как и априорное распределение, законом Парето, но с параметрами

$$\begin{aligned} \tilde{\alpha} &= \alpha + n; \\ \tilde{\theta}_{\min} &= \max\{\theta_{\min}; x_1, x_2, \dots, x_n\}. \end{aligned}$$

Распределение Парето. Используя в качестве априорного распределения параметра θ гамма-распределение (6), имеем

$$\begin{aligned} \rho(\theta | x_1, x_2, \dots, x_n) &\approx \theta^{\alpha-1} e^{-\beta\theta} \theta^n e^{-[n \ln(g_n/x_0)]\theta} = \\ &= \theta^{\alpha+n-1} e^{-[\beta + n \ln(g_n/x_0)]\theta}. \end{aligned}$$

Таким образом, апостериорное распределение параметра θ снова подчиняется закону гамма-распределения (6), но с параметрами

$$\begin{aligned} \tilde{\alpha} &= \alpha + n; \\ \tilde{\beta} &= \beta + n \ln(g_n/x_0). \end{aligned}$$

Примеры на точечное и интервальное байесовское оценивание параметров законов распределения. *Пример 1.* Интенсивность потока, поступающего на регистрирующий элемент средства измерений (СИ) в секунду, описывается распределением Пуассона с неизвестным значением параметра $\theta = E\xi$. Количество зарегистрированных частиц x_i в секунду составляет $X=3; 1; 4; 2; 6; 3; 3; 2$ для $i=1, 2, \dots, 8$ соответственно. Из результатов анализа работы аналогичных СИ в схожих условиях известны априорные среднее значение $\theta_0 = E\xi = 3,6$ и дисперсия $\Delta_0^2 = D\theta = 0,09$.

Решение. Сопряжённое априорное распределение параметра θ в этом случае существует и описывается гамма-распределением, параметры α, β которого определяют из решения системы уравнений

$$\begin{cases} E\theta = \alpha/\beta = 3,6; \\ D\theta = \alpha/\beta^2 = 0,09. \end{cases}$$

Отсюда $\alpha=144, \beta=40$. В соответствии с выведенными выше формулами (12) корректировки (пересчёта) получают параметры $\tilde{\alpha}=144+24=168, \tilde{\beta}=40+8=48$. Таким образом, байесовская оценка $\hat{\theta}^6 = E(\theta | x_1, x_2, \dots, x_n) \approx \tilde{\alpha}/\tilde{\beta} = 3,5$, и можно

утверждать, что с вероятностью $P=0,95$ справедливы неравенства

$$\gamma_{0,025}(\tilde{\alpha}, \tilde{\beta}) < \theta < \gamma_{0,975}(\tilde{\alpha}, \tilde{\beta}),$$

где $\gamma_q(\tilde{\alpha}, \tilde{\beta})$ – 100q-процентная точка гамма-распределения с параметрами $\tilde{\alpha}, \tilde{\beta}$. Воспользовавшись встроенной в Excel функцией Excel ГАММАРАСПР получим $\tilde{\theta}^6 \in [2,99; 4,05]$ с вероятностью $P=0,95$. Отличие функции ГАММАРАСПР от стандартной табличной функции [7], задающей гамма-распределение, состоит в том, что вместо входного параметра β задают обратную величину β^{-1} .

С применением метода максимального правдоподобия (ММП) с вероятностью $P=0,95$ получены оценки $\hat{\theta}_{\text{ММП}} = \bar{x} = 3,0, \theta_{\text{ММП}} \in [1,80; 4,20]$.

Таким образом, использование априорной информации о параметре θ сужает размах интервальной оценки более чем в два раза.

Пример 2. В ряде случаев метрологической практики результаты измерений или их погрешности рассматривают как случайные величины ξ , равномерно распределённые на некотором отрезке $[0; \theta]$. Пусть, например, значения равномерно распределённой случайной величины составляют $x_1=1,2; x_2=2,5; x_3=0,5; x_4=3,2; x_5=2,9$. Предположим, что параметр θ неизвестен, но есть априорные сведения: его среднее значение равно 5, среднее квадратическое отклонение – 1,4.

Решение. Сопряжённое априорное распределение параметра θ в данном случае существует и описывается распределением Парето с параметром формы α и параметром сдвига $\theta_{\min}$, которые определяются согласно формуле (11):

$$\alpha = 1 + \sqrt{1 + \theta_0^2 / \Delta^2} = 1 + \sqrt{1 + 5^2 / 1,4^2} = 4,71;$$

$$\theta_{\min} = \theta_0(\alpha - 1) / \alpha = 5 \cdot 3,71 / 4,71 = 3,94.$$

Параметры апостериорного распределения Парето с учётом корректировки составляют

$$\tilde{\alpha} = \alpha + n = 4,71 + 5 = 9,71;$$

$$\tilde{\theta}_{\min} = \max\{\theta_{\min}, x_1, x_2, \dots, x_5\} = 3,94.$$

Тогда байесовская оценка с вероятностью $P_0=0,95$ составляет

$$\hat{\theta}^6 = E(\theta | x_1, x_2, \dots, x_5) \approx \tilde{\alpha} \tilde{\theta}_{\min} / (\tilde{\alpha} - 1) = 4,39;$$

$$\theta \in [\theta_{0,975}(\tilde{\alpha}; \tilde{\theta}_{\min}); \theta_{0,025}(\tilde{\alpha}; \tilde{\theta}_{\min})],$$

где $\theta_q(\tilde{\alpha}; \tilde{\theta}_{\min})$ – 100q-процентная точка распределения Парето с параметрами $\tilde{\alpha}, \tilde{\theta}_{\min}$. Поскольку функция распределения Парето определяется соотношением

$$F(\theta) = P\{\xi(\tilde{\alpha}, \tilde{\theta}_{\min}) < \theta\} = 1 - (\tilde{\theta}_{\min} / \theta)^{\tilde{\alpha}},$$

то значения $\theta_{0,025}(\tilde{\alpha}; \tilde{\theta}_{\min}), \theta_{0,975}(\tilde{\alpha}; \tilde{\theta}_{\min})$ можно найти из уравнений

$$[\tilde{\theta}_{\min} / \theta_{0,025}(\tilde{\alpha}; \tilde{\theta}_{\max})]^{\tilde{\alpha}} = 0,025;$$

$$[\tilde{\theta}_{\min} / \theta_{0,975}(\tilde{\alpha}; \tilde{\theta}_{\max})]^{\tilde{\alpha}} = 0,975.$$

Решение этих уравнений имеет вид

$$\theta_1 = \theta_{0,975}(\tilde{\alpha}; \tilde{\theta}_{\min}) = (\tilde{\theta}_{\min} / 0,025^{1/\tilde{\alpha}}) = 3,95;$$

$$\theta_2 = \theta_{0,025}(\tilde{\alpha}; \tilde{\theta}_{\min}) = (\tilde{\theta}_{\min} / 0,975^{1/\tilde{\alpha}}) = 5,76.$$

Тогда байесовская оценка с вероятностью $P_0=0,95$ принадлежит интервалу $\hat{\theta}^6 \in [3,95; 5,76]$.

Статистическая оценка, построенная с помощью ММП, для вероятности $P_0=0,95$ составляет

$$\hat{\theta}_{\text{ММП}} = [(n+1)/n] \max\{x_1, x_2, \dots, x_5\} = (6/5) \cdot 3,2 = 3,84;$$

$$\hat{\theta}_{\text{ММП}} \in [3,22; 6,69].$$

Отметим, что приведённая выше оценка $\hat{\theta}_{\text{ММП}}$ скорректирована на несмещённость [6].

Таким образом, применение байесовского подхода позволило сузить ширину доверительного интервала в 1,9 раза по сравнению с использованием ММП.

Заключение. Представленные результаты в совокупности с данными работ [11, 13] охватывают достаточно много законов распределения, встречающихся при обработке результатов измерений и решении измерительных задач, и позволяют находить эффективные статистические оценки для широкого класса практических задач.

При построении статистических оценок на основе байесовского подхода существенную роль играют распределения, сопряжённые с наблюдаемой генеральной совокупностью. Повышение эффективности статистических оценок достигнуто использованием априорной информации о неизвестном параметре (неизвестных параметрах). В рассмотренных примерах байесовский подход позволил вдвое уменьшить размах доверительных интервалов по сравнению с классическим ММП.

Байесовский подход может давать значительный выигрыш в точности при ограниченных объёмах выборки и ограниченном по сравнению с ММП количестве выборок. Указанное обстоятельство делает байесовский подход особенно эффективным в задачах оценки метрологических характеристик измерительных комплексов и СИ в случае,

когда многократное повторение испытаний нецелесообразно или трудоёмко. При увеличении объёма и количества выборок оба (байесовский и ММП) подхода будут давать всё более близкие результаты.

Полученные в настоящей статье результаты построения статистических оценок параметров распространённых законов распределения, используемых при решении задач метрологического обеспечения СИ, можно применять при разработке методик измерений, поверках СИ, разработке практических способов выявления систематических погрешностей СИ.

Представленный байесовский подход входит в состав разработанного авторами настоящей статьи комплекса программ в среде Matlab. С применением программного комплекса можно строить эффективные статистические оценки параметров для рассмотренных в статье законов распределения, а также для нормального закона распределения с известной и неизвестной дисперсиями.

Список литературы

1. Вишняков Б. В., Егоров А. И. Построение доверительных областей для траекторий движения объектов в задачах машинного зрения // Известия РАН. Теория и системы управления. 2013. № 3. С. 124–132.
2. Duygu İçen, Derya Ersel, *International Journal of Approximate Reasoning*, 2019, vol. 108, pp. 76–88.
3. Yang H., Jintao Ke J., Jieping Ye J., *Emerging Technologies*, 2018, vol. 96, pp. 22–37.
4. Higgins V., Asgari S., Adeli K., *Clinical Biochemistry*, 2019, vol. 71, pp. 14–16.
5. Touzani S., Ravache B., Crowe E., Granderson J., *Energy and Building Journal*, 2019, vol. 18 (515), pp. 123–136.
6. Lavrik E., Frankenfeld U., Mehta S., Panasenko I., Schmidt H., *Accelerators, Spectrometers, Detectors and Associated Equipment*, 2019, vol. 935, pp. 167–172.
7. Francisco S., Guzmán J., Rosa B., Rodríguez C., Doimeadios M., Ángel R., *Analytica Chimica Acta*, 2019, vol. 1059, pp. 1–15.
8. Gao W., Haitjema H., Fang F., Leach R., Cheung C., Savio E., Linares J., *CIRP Annals*, 2019, vol. 68, iss. 2.
9. Кузнецов В. А., Исаев Л. К., Шайко И. А. Метрология. М.: Стандартинформ, 2005. 298 с.
10. Волчков А. А., Исаев Ю. А., Леонова К. С., Фуфаева О. А., Хайруллин Р. З. Метод построения оценок точности измерений на основе использования апостериорной информации // Вестник метролога. 2019. № 4. С. 18–21.
11. Хайруллин Р. З. Применение байесовского подхода в задачах построения статистических оценок при обработке результатов испытаний измерительной техники // Вестник метролога. 2020. № 1. С. 9–15.
12. Khayrullin R. Z., *E3S Web of Conferences "Innovative Technologies in Environmental Science and Education ITESE-2019"*, 2019, vol. 135. <https://doi.org/10.1051/e3sconf/201913501070>
13. Айвазян С. А. Байесовский подход в эконометрическом анализе // Прикладная эконометрика. 2008. № 1 (9). С. 93–130.

14. Айвазян С. А., Мхитарян В. С. *Прикладная статистика в задачах и упражнениях*. М.: Издательство Юнити-Дана, 2001. 275 с.

15. Вентцель Е. С. *Исследование операций*. М.: Наука, 1972. 552 с.

16. Вентцель Е. С., Овчаров Л. А. *Теория случайных процессов и ее инженерные приложения*. М.: Наука, 2014. 383 с.

17. Park T., Kim Y., Lee J., *IFAC – Paper Online*, 2018, vol. 51, iss. 182018, pp. 287–291.

References

1. Vishnyakov B. V., Egorov A. I., *Izvestiya RAN. Teoriya i sistemy upravleniya*, 2013, no. 3, pp. 124–132 (in Russian).
2. Duygu İçen, Derya Ersel, *International Journal of Approximate Reasoning*, 2019, vol. 108, pp. 76–88.
3. Yang H., Jintao Ke J., Jieping Ye J., *Emerging Technologies*, 2018, vol. 96, pp. 22–37.
4. Higgins V., Asgari S., Adeli K., *Clinical Biochemistry*, 2019, vol. 71, pp. 14–16.
5. Touzani S., Ravache B., Crowe E., Granderson J., *Energy and Building Journal*, 2019, vol. 18 (515), pp. 123–136.
6. Lavrik E., Frankenfeld U., Mehta S., Panasenko I., Schmidt H., *Accelerators, Spectrometers, Detectors and Associated Equipment*, 2019, vol. 935, pp. 167–172.
7. Francisco S., Guzmán J., Rosa B., Rodríguez C., Doimeadios M., Ángel R., *Analytica Chimica Acta*, 2019, vol. 1059, pp. 1–15.
8. Gao W., Haitjema H., Fang F., Leach R., Cheung C., Savio E., Linares J., *CIRP Annals*, 2019, vol. 68, iss. 2.
9. Kuznetsov V. A., Isaev L. K., Shaiko I. A., *Metrologiya*, Moscow, Standartinform Publ., 2005, 298 p. (in Russian).
10. Volchkov A. A., Isaev Yu. A., Leonova K. S., Fufaeva O. A., Khayrullin R. Z., *Vestnik Metrologa*, 2019, no. 4, pp. 18–21 (in Russian).
11. Khayrullin R. Z., *Vestnik Metrologa*, 2020, no. 1, pp. 9–15 (in Russian).
12. Khayrullin R. Z., *E3S Web of Conferences "Innovative Technologies in Environmental Science and Education ITESE-2019"*, 2019, vol. 135. <https://doi.org/10.1051/e3sconf/201913501070>
13. Ayvazyan S. A., *Prikladnaya ekonometrika*, 2008, no. 1 (9), pp. 93–130 (in Russian).
14. Ayvazyan S. A., Mkhitarayan V. S., *Prikladnaya statistika v zadachah i uprazhneniyah*, Moscow, Unity-Dana Publishing House, 2001, 275 p. (in Russian).
15. Ventzel E. S., *Issledovanie operacij*, Moscow, Nauka Publ., 1972, 552 p. (in Russian).
16. Ventzel E. S., Ovcharov L. A., *Teoriya sluchajnyh processov i ee inzhenernye prilozheniya*, Moscow, Nauka Publ., 2014, 383 p. (in Russian).
17. Park T., Kim Y., Lee J., *IFAC – Paper Online*, 2018, vol. 51, iss. 182018, pp. 287–291.

Дата поступления: 30.03.2020.

Дата принятия: 21.05.2020.

Application of the Bayesian approach to the construction of statistical estimates of the parameters of the distribution laws of random variables

Rustam Z. Khayrullin¹, Alexander A. Zakutin²

¹Moscow State (National Research) University of Civil Engineering, Moscow, Russian Federation,
e-mail: zrkzrk@list.ru

²Main Scientific Metrological Center of Ministry of Defense of the Russian Federation,
Moscow, Russian Federation, e-mail: 32gnii@mil.ru

The proposed article is devoted to the application of the Bayesian approach to the construction of statistical estimates of the parameters of the laws of distribution of random variables. Four distribution laws are considered: the Poisson law, the exponential law, the uniform law, and the Pareto law are presented. The results of constructing point estimates and interval estimates for the parameters of these laws. The results of comparison with the corresponding statistical estimates constructed by the classical maximum likelihood method are presented too. The proposed algorithm can be effectively applied in the development of measurement methods, in solving measurement problems, in the development of practical methods for identifying systematic measurement errors.

Key words: measurement accuracy, Bayesian approach, a posteriori information.

Синтез интеллектуальных датчиков на основе введения минимальной структурной избыточности

Г. И. Козырев, А. В. Назаров, В. С. Солдатенко, В. Д. Усиков

Военно-космическая академия имени А. Ф. Можайского, г. Санкт-Петербург, Российская Федерация,
e-mail: gen-kozyrev@yandex.ru, naz-av@mail.ru, soldatenko_VS@mail.ru, usikov_1989@list.ru

Рассмотрены проблемы эксплуатации измерительных систем и изменения их параметров под действием различного рода дестабилизирующих факторов, в том числе времени, причём в наибольшей степени подобному влиянию подвержены первичные элементы измерительного тракта – датчики и преобразующая аппаратура. Отклонение значений параметров измерителей от номинальных значений приводит к существенным погрешностям при оценке неизвестного входного сигнала, что вызывает необходимость в текущей (в процессе эксплуатации) идентификации измерителя. Решена задача текущей идентификации параметров измерителя при неизвестных входных воздействиях. Процедура идентификации осуществляется введением дополнительного канала преобразования измеряемой величины в пространственной области. При этом преобразование измеряемой величины в дополнительном канале структурно-избыточного измерителя имеет вид предварительного функционального (нелинейного) преобразования m -й степени над входным сигналом. Решение задачи текущей идентификации рассмотрено для линейной статической характеристики основного канала измерительного преобразователя. Дополнительное уравнение при решении задачи текущей идентификации и проведении метрологического самоконтроля в интеллектуальном датчике представлено в виде регрессионной зависимости между выходными сигналами дополнительного и основного каналов структурно-избыточного измерителя. Неизвестные параметры регрессионного уравнения определены по результатам обработки временных отсчётов выходных сигналов дополнительного и основного каналов с помощью метода наименьших квадратов. Представлены зависимости среднеквадратической погрешности измерений входной величины от среднеквадратического значения шума измерений в выходных сигналах структурно-избыточного измерителя, динамики изменения входного сигнала и степени нелинейности m предварительного функционального преобразования в дополнительном измерительном канале. В ходе исследований выявлено, что форма и спектр входного сигнала на точность измерений влияют незначительно. Показано, что наибольшую точность измерений обеспечивает предварительное квадратичное ($m=2$) преобразование входного сигнала в дополнительном канале минимально-избыточного датчика. Результаты исследований можно использовать для метрологического самоконтроля в интеллектуальных датчиках или интеллектуальных измерительных системах.

Ключевые слова: дестабилизирующие факторы, текущая идентификация, предварительное функциональное преобразование, регрессия, метрологический самоконтроль.

Введение. Задача обеспечения высокого уровня метрологической надёжности проектируемых интеллектуальных измерительных систем составляет одну из важных задач практической метрологии. Основным показателем метрологической надёжности любой измерительной системы является метрологический ресурс, определяемый как интервал времени, в течение которого метрологическая характеристика измерительной системы будет находиться в пределах допустимых значений с заданной доверительной вероятностью [1, 2].

Элементная база измерительной системы имеет тенденцию к старению с течением времени, и, как результат,

значения параметров измерительной системы отклоняются от номинальных значений. Также на точность получаемых значений влияют внешние дестабилизирующие факторы окружающей среды, такие как температура, влажность, давление, радиоактивный фон и т. д. Все эти факторы приводят к увеличению погрешности измерений.

Один из подходов повышения метрологической надёжности измерительной системы – разработка интеллектуальных измерительных систем, в состав которых входят интеллектуальные датчики. Согласно ГОСТ Р 8.673-2009 «ГСИ. Датчики интеллектуальные и системы измерительные интеллектуальные. Основные термины и определения»

под интеллектуальным датчиком понимается адаптивный датчик с функцией метрологического самоконтроля, который должен содержать параметры и алгоритмы работы, способные изменяться в зависимости от внешних сигналов. Неотъемлемыми функциями интеллектуальных датчиков являются самообучение и самовосстановление при возникновении единичного сбоя.

В [3] приведена обобщённая структурная схема интеллектуального датчика, представляющая минимальный набор необходимых функциональных блоков любого интеллектуального датчика в соответствии ГОСТ Р 8.673-2009. Аналоговые сигналы, поступающие с первичных преобразователей, усиливаются и преобразуются в цифровую форму. На основании этих сигналов и сохранённых в постоянном запоминающем устройстве данных калибровки микроконтроллер корректирует полученные от первичного преобразователя значения измеряемой (или связанной с ней) величины и переводит их в требуемые единицы измерения. Таким образом компенсируется погрешность, вызванная влиянием температуры, дрейфом нуля и т. п. Кроме того, микроконтроллер контролирует состояние элементов первичного преобразователя и оценивает достоверность результата измерения. Обработанная цифровая информация передаётся посредством цифрового интерфейса и реализованных коммуникационных протоколов пользователю, который, в свою очередь, имеет возможность настраивать параметры датчика (пределы измерения и т. п.) и запрашивать дополнительную информацию о состоянии датчика и результатах измерений.

Широкое распространение получили так называемые «системы на кристалле», представляющие собой интегральную схему, содержащую помимо микроконтроллера встроенную память и множество периферийных устройств, среди которых могут быть прецизионные аналого-цифровые (АЦП) и цифроаналоговые преобразователи, таймеры, контроллеры последовательного порта, USB и Ethernet [4].

Метрологический самоконтроль является неотъемлемой функцией интеллектуальных датчиков и согласно ГОСТ Р 8.734-2011 «ГСИ. Датчики интеллектуальные и системы измерительные интеллектуальные. Методы метрологического самоконтроля» должен обеспечивать оценку метрологической исправности датчика с определением статуса результатов измерений.

В данной работе метрологический самоконтроль осуществляется в процессе текущей идентификации параметров датчика в результате введения в его структуру дополнительного канала с предварительным функциональным преобразованием измеряемой величины.

Синтез дополнительного канала. Отклонение параметров датчика от номинальных значений из-за воздействия различного рода дестабилизирующих факторов (ДФ), в том числе и времени, приводит к существенным погрешностям при оценке неизвестного входного сигнала. Зачастую перечень ДФ в процессе эксплуатации измерительных систем не всегда бывает известным. В этом случае возникает задача текущей (в процессе эксплуатации) идентификации

параметров датчика при неизвестной совокупности ДФ, включая и полезный входной сигнал, т. е. при неизвестных входных воздействиях.

Следует также отметить, что для большинства измерительных задач текущие параметры датчиков должны вычисляться без предположений о стационарности входного и выходного сигналов этих измерителей (как случайных процессов) и, следовательно, без предварительного оценивания корреляционных и взаимных корреляционных функций сигналов с целью последующего их использования в задачах идентификации. Подход, использующий такое оценивание, в процедурах текущей идентификации параметров датчиков невозможен даже формально из-за неизвестности входного сигнала $x(t)$.

Таким образом, задача текущей идентификации параметров датчика применительно к практике большинства измерительных задач должна формулироваться как задача оценивания оператора измерителя (его структуры и параметров) по результатам измерений только выходных сигналов датчика. Согласно принципу многоканальности Б. Н. Петрова [5] решение подобной задачи при воздействии на параметры датчика совокупности ДФ, спектр которых лежит в спектре полезного сигнала, невозможно без введения структурной избыточности во временной или пространственной области.

С практической точки зрения очень важным является исследование возможностей текущей идентификации датчика при неизвестных входных воздействиях в условиях минимальной избыточности, т. е. в условиях создания всего лишь одного дополнительного канала.

Как доказано в [6], необходимым и достаточным условием идентифицируемости параметров минимально-избыточного измерителя при неизвестных входных воздействиях является некоммутативность операторов основного F_1 и дополнительного F_2 измерительных каналов измерителя:

$$(F_1 F_2 - F_2 F_1)x(t) \neq 0. \quad (1)$$

Для идентификации параметров линейного стационарного измерительного канала F_1 структурно-избыточного датчика (СИД) в качестве дополнительного канала можно выбрать либо произвольную линейную нестационарную систему, либо произвольную нелинейную систему, поскольку их операторы не коммутируют с F_1 [7]. Из данного утверждения следует, что для успешного решения задачи идентификации степень нелинейности или закон изменения параметров нестационарного оператора должны быть заранее известны. Так как нестационарный измерительный канал с известным законом изменения его параметров во времени очень сложно реализовать на практике, то в дальнейшем речь пойдёт о синтезе дополнительного канала СИД, оператор которого описывается с помощью нелинейной модели с сосредоточенными параметрами.

Пусть оператор F_1 принадлежит классу линейных и стационарных моделей. Тогда в качестве дополнительного канала СИД можно использовать нелинейную систему

с помощью введения в данный канал функционального преобразования L над входным сигналом вида

$$Lx(t) = [x(t)]^m, \quad (2)$$

где $m \geq 2$ – целое положительное число.

Допустим, что есть возможность осуществить преобразование (2) в начале измерительного тракта дополнительного канала СИД, а в дальнейшем использовать измерительный канал с характеристиками, идентичными основному каналу СИД. В этом случае общие выражения для описания минимально-избыточного СИД и условий идентифицируемости его параметров приобретают следующий вид:

$$y_1(t) = F_1 x(t); \quad (3)$$

$$y_2(t) = F_2 x(t) = F_1 L x(t); \quad (4)$$

$$(F_1 L - L F_1) x(t) \neq 0, \quad (5)$$

где L представляет собой нелинейное функциональное преобразование вида (2).

При выполнении условия (5) наблюдения за выходными сигналами $y_1(t)$, $y_2(t)$ СИД (см. (3), (4)) являются достаточными, чтобы исключить неизвестный входной сигнал $x(t)$ и получить следующее основное уравнение идентификации:

$$L F_1^{-1} y_1(t) = F_1^{-1} y_2(t). \quad (6)$$

Как следует из выражений (3)–(6), предварительное функциональное (нелинейное) преобразование (2) является частным случаем метода вспомогательных систем [6]. Однако учёт специфики выражения (2) существенно упрощает процедуру текущей идентификации неизвестных параметров основного канала СИД, а также позволяет избежать одного из существенных недостатков метода вспомогательных систем, связанного с определением основного оператора средства измерений с точностью до произвольной константы. Подобная неоднозначность объясняется тем, что скалярная система всегда коммутирует с параметрической [7]. Её можно устранить, если известен коэффициент усиления идентифицируемого измерителя.

Решение задачи текущей идентификации для линейной статической характеристики измерительного преобразователя. Пусть статическая характеристика основного канала СИД описывается с помощью линейного полиномиального выражения

$$y_1(t) = a_0(\xi) + a_1(\xi)x(t), \quad (7)$$

где параметры $a_0(\xi)$, $a_1(\xi)$ являются нестабильными и зависят от влияния неизвестных ДФ $\xi(t)$.

При использовании коэффициентов номинальной статической характеристики датчика $a_{0н}$, $a_{1н}$ текущие параметры $a_0(\xi)$, $a_1(\xi)$ можно записать в виде

$$\begin{cases} a_0(\xi) = a_{0н} + \Delta a_0(\xi), \\ a_1(\xi) = a_{1н} + \Delta a_1(\xi), \end{cases} \quad (8)$$

где $\Delta a_0(\xi)$ – аддитивная погрешность (дрейф нуля), приведённая к выходу; $\Delta a_1(\xi)$ – мультипликативная погрешность датчика (дрейф коэффициента чувствительности).

При использовании в дополнительном канале предварительного преобразования степени m статическая характеристика данного канала будет выглядеть следующим образом:

$$y_2(t) = a_0(\xi) + a_1(\xi)x^m(t). \quad (9)$$

Выражения (7), (9) при наблюдаемых выходных сигналах $y_1(t)$, $y_2(t)$ представляют собой систему из двух уравнений с тремя неизвестными $a_0(\xi)$, $a_1(\xi)$, $x(t)$. Для её решения необходимо иметь ещё одно уравнение. Учитывая зашумлённость реальных сигналов $y_1(t)$, $y_2(t)$ при воздействии на них шума $\mu(t)$, третье уравнение (уравнение связи) представим в виде регрессионной зависимости между сигналами $y_2(t)$, $y_1(t)$:

$$y_2(t) = b_0 + b_1 y_1(t) + \dots + b_m y_1^m(t), \quad (10)$$

где коэффициенты $b_0, b_1, \dots, b_m$ находятся при обработке результатов временных отсчётов

$$[y_2(t_i), y_1(t_i)], \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad N > m+1 \quad (11)$$

методом наименьших квадратов (МНК).

Для нахождения взаимосвязи между коэффициентами $b_0, b_1, \dots, b_m$ и параметрами $a_0(\xi)$, $a_1(\xi)$ выразим входной сигнал $x(t)$ в формуле (7) через $y_1(t)$, $a_0(\xi)$, $a_1(\xi)$ и подставим его в выражение (10):

$$y_2 = a_0(\xi) + (y_2(t) - a_0(\xi))^m / a_1^{m-1}(\xi). \quad (12)$$

Используем в (12) формулу биномиального разложения Ньютона:

$$\begin{aligned} y_2(t) = a_0(\xi) + \frac{(-1)^m a_0^m(\xi)}{a_1^{m-1}(\xi)} + \\ + \sum_{i=1}^m (-1)^{m-i} C_m^{m-i} a_0^{m-i}(\xi) y_1(t) / a_1^{m-1}(\xi), \end{aligned} \quad (13)$$

где $C_m^{m-i} = m! / [(m-i)!i!]$ – число сочетаний из m по $(m-i)$, где i изменяется от 1 до m .

Соотношение (13) позволяет определить взаимосвязь между оценками $b_0, b_1, \dots, b_m$ и оценками $a_0(\xi)$, $a_1(\xi)$:

$$\begin{cases} \hat{b}_0 = \hat{a}_0 + (-1)^m \hat{a}_0^m / \hat{a}_1^{m-1}, \\ \hat{b}_i = (-1)^{m-i} C_m^{m-i} \hat{a}_0^{m-i} / \hat{a}_1^{m-i}, \end{cases} \quad (14)$$

где $i = 1, \dots, m$.

Найдём искомые $\hat{a}_0, \hat{a}_1$ по оценкам коэффициентов $b_0, b_1, \dots, b_m$ и с помощью системы двух уравнений:

$$\left. \begin{aligned} \hat{b}_j &= f(\hat{a}_0, \hat{a}_1), \quad 0 \leq j \leq m; \\ \hat{b}_k &= g(\hat{a}_0, \hat{a}_1), \quad j \neq k, \quad 0 \leq k \leq m. \end{aligned} \right\} \quad (15)$$

Например, для $m=2$ оценки коэффициентов b_0, b_1, b_2 связаны с оценками параметров $a_0(\xi), a_1(\xi)$ следующим образом:

$$\left. \begin{aligned} \hat{b}_0 &= \hat{a}_0 + \hat{a}_0^2 / \hat{a}_1; \\ \hat{b}_1 &= -2\hat{a}_0 / \hat{a}_1; \\ \hat{b}_2 &= \hat{a}_1^{-1}. \end{aligned} \right\} \quad (16)$$

Из (16) получим

$$\hat{a}_1 = \hat{b}_2^{-1}; \quad \hat{a}_0 = -\hat{b}_1 / (2\hat{b}_2). \quad (17)$$

Таким образом, вычислив коэффициенты $b_0, b_1, \dots, b_m$ в выражении (10), можно определить текущие параметры $a_0(\xi), a_1(\xi)$ основного канала СИД с помощью (14), (15) (выражения (16), (17) для $m=2$) и, подставив их в (7), точно оценить входной сигнал с помощью выражения

$$\hat{x}(t) = [y_1(t) - \hat{a}_0(\xi)] / \hat{a}_1(\xi). \quad (18)$$

Как следует из (8), в данном случае будут скорректированы аддитивная и мультипликативная погрешности датчика за счёт устранения дрейфа нуля и дрейфа коэффициента чувствительности соответственно [8].

Расстояние между временными отсчётами ($t_i - t_{i-1}$) выбирается из условия, что за время наблюдения (идентификации) $T_n = t_N - t_1$ параметры $a_0(\xi), a_1(\xi)$ практически не изменятся. При этом точность расчёта величин b_i, a_0, a_1 и, соответственно, сигнала $\hat{x}(t)$ повышается с ростом динамики сигналов $y_1(t), y_2(t)$, так как в этом случае уменьшается ковариационная матрица МНК-оценок $b_i, i=0, 1, \dots, m$.

Построение интеллектуальных датчиков на основе предварительного функционального преобразования. Значение $\hat{x}(t)$, вычисленное с помощью (18), можно использовать в качестве более точного (образцового) значения входного сигнала $x(t)$ при метрологическом самоконтроле

по сравнению со значением входного сигнала, вычисленного с использованием номинальных параметров $a_{0н}, a_{1н}$:

$$x_n(t) = [y_1(t) - a_{0н}] / a_{1н}. \quad (19)$$

На рис. 1 показана упрощённая схема интеллектуального минимально-избыточного датчика, построенного на основе СИД и вычислений с помощью выражений (10), (11), (17)–(19) при воздействии на СИД неизвестных ДФ $\xi(t)$ и выходного шума $\mu(t)$. Условием идентифицируемости параметров $a_0(\xi), a_1(\xi)$ при неизвестном входном сигнале $x(t)$ является неравенство нулю определителя информационной матрицы Фишера МНК-оценок коэффициентов $b_0, b_1, \dots, b_m$ в выражении (10) [9].

В процессе метрологического самоконтроля в блоке самоконтроля интеллектуального датчика могут вычисляться и сравниваться с заданными допусками как абсолютная $\Delta_n(t) = x_n(t) - \hat{x}(t)$ или среднеквадратическая погрешности (СКП) σ_x измерения входного сигнала $x(t)$, так и допустимые значения дрейфа нуля $\Delta a_0(\xi) = a_0(\xi) - a_{0н}$ и дрейфа коэффициента чувствительности $\Delta a_1(\xi) = a_1(\xi) - a_{1н}$. Кроме того, может оцениваться и сравниваться с допустимыми пределами остаточная погрешность расчёта $\hat{x}(t)$. На рис. 2 представлены зависимости СКП γ_x оценки $\hat{x}(t)$ входной величины $x(t)$ с помощью (18), приведённой к шкале L сигнала $x(t)$, $g_x = s_x / L$, от среднеквадратического приведённого значения γ_μ шума измерений $\mu(t)$, $g_\mu = s_\mu / L$, приведённого

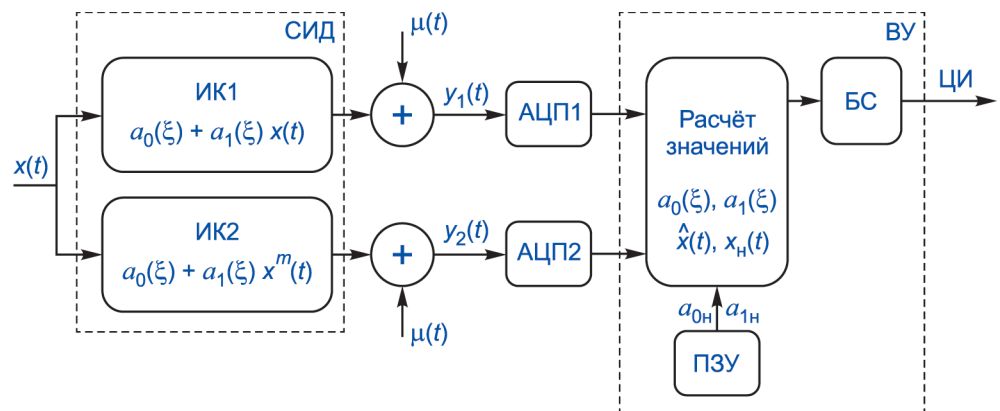


Рис. 1. Схема интеллектуального минимально-избыточного датчика; СИД – структурно-избыточный датчик; ИК1, ИК2 – измерительные каналы; АЦП1, АЦП2 – аналого-цифровые преобразователи; ВУ – вычислительное устройство; ПЗУ – постоянное запоминающее устройство; БС – блок самоконтроля; ЦИ – цифровой интерфейс; $x(t)$ – входной сигнал; a_0, a_1 – параметры интеллектуального датчика; ξ – дестабилизирующие факторы; $\mu(t)$ – выходной шум; $y_1(t), y_2(t)$ – выходной сигнал; $\hat{x}(t)$ – оценка входного сигнала

Fig. 1. Intelligent minimum redundancy sensor circuit: CID – measuring sensor; IR – measuring channel; ADC – analog-to-digital converter; VU – Computing device; ROM – read-only memory; $x(t)$ – the input signal; a_0, a_1 – parameters of the measuring sensor; ξ – factors of the de-stabilizing effect; $\mu(t)$ – the output noise; $y_1(t), y_2(t)$ – the output signal; $\hat{x}(t)$ – evaluation of the input signal

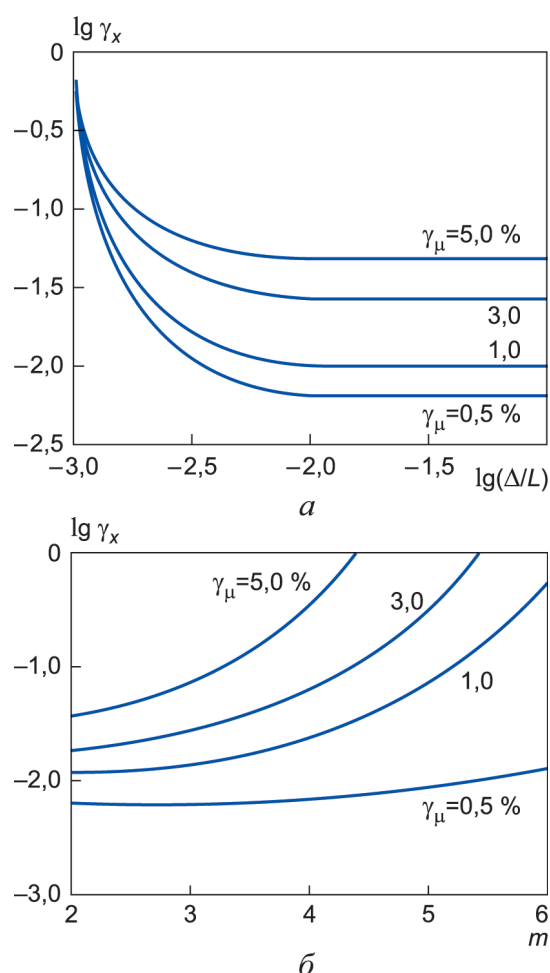


Рис. 2. Зависимость средней квадратической погрешности γ_x измерений от приведённой динамики Δ/L изменения входного сигнала (а) и степени нелинейности m предварительного функционального преобразования (б) при различных среднеквадратических приведённых значениях γ_μ шума измерений

Fig. 2. Dependence of the root-mean-square measurement error γ_x on the reduced dynamics Δ/L of the input signal change (a) and the power of nonlinearity m of the preliminary functional transformation (b) at different root-mean-square reduced noise values γ_μ of the measurement noise

динамики изменения входного сигнала Δ/L и степени нелинейности m предварительного функционального преобразования в дополнительном измерительном канале СИД. Для большей наглядности графики изображены в логарифмическом масштабе.

В ходе исследований выявлено, что форма и спектр сигнала $x(t)$ на точность идентификации влияют несущественно, в процессе идентификации интервал наблюдения T_n необходимо выбирать так, чтобы динамика выходного (входного) сигнала $\Delta/L \geq 0,01$ (1 %). Результаты моделирования показали, что наилучшая точность идентификации обеспечивается при степени нелинейности в дополнительном измерительном канале СИД $m=2$. Это объясняется

тем, что при $m > 2$ ухудшается обусловленность информационной матрицы МНК-оценок искомых параметров, причём рост данной составляющей суммарной погрешности при увеличении m значительно опережает уменьшение составляющей погрешности за счёт увеличения степени некоммутативности (асимметрии) операторов основного и дополнительного каналов СИД.

В заключение следует отметить, что возможности создания нелинейных измерительных каналов в датчиках существуют практически для каждого вида измерений, основанного на том или ином физическом принципе [10, 11]. Так, ёмкостные датчики с различным числом статорных пластин относительно роторных позволяют реализовать не только линейные характеристики, но и любые другие, в том числе и степенные. Как известно, ёмкостные датчики широко используются при измерении геометрических параметров (длины, размера, перемещения), кинематических величин (пути, скорости, ускорения линейного и вращательного движения, числа оборотов в единицу времени), динамических параметров (силы, давления в жидкостях и газах и др.).

При измерениях параметров магнитного поля Земли с помощью магнитометров, основанных на магниторезистивном эффекте или эффекте Гаусса, их выходная величина (относительное изменение удельного сопротивления магниторезистора) изменяется по точному квадратичному закону от входного воздействия (магнитной индукции).

Нелинейные функции преобразования могут быть реализованы в потенциометрических датчиках, что достигается соответствующим изменением профиля каркаса, на который наматывается проволока. Нелинейный характер в виде квадратичного полинома имеет зависимость сопротивления полупроводниковых и металлоплёночных тензопреобразователей от деформации. Аналогичную характеристику имеют вольфрамовые термометры сопротивления и т. д.

Заключение. Анализ полученных результатов показывает, что применение интеллектуальных датчиков на основе предварительного функционального преобразования входного сигнала позволяет построить интеллектуальную измерительную систему с высокой степенью метрологической надёжности и не допустить дрейфа метрологических характеристик измерительной системы за пределы допустимых значений.

Список литературы

1. Мищенко С. В., Цветков Э. И., Чернышова Т. И. Метрологическая надёжность измерительных средств: монография. М.: Машиностроение, 2001. 96 с.
2. Чернышова Т. И., Полухин В. И. Метод повышения метрологического ресурса средств неразрушающего контроля // Вопросы современной науки и практики. Университет им. В. И. Вернадского. 2011. № 3(34). С. 405–411.
3. Белозубов Е. М., Васильев В. А., Чернов П. С. Метрологический самоконтроль интеллектуальных датчиков измерительных и управляющих систем // Измерительная техника. 2018. № 7. С. 11–17.
<https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2018-7-11-17>

4. Singh V. R., *Indian Journal of Pure & Applied Physics*, January 2005, vol. 43, pp. 7–16 (in Indian).
5. Петров Б. Н., Викторов В. А., Лункин Б. В. Принцип инвариантности в измерительной технике. М.: Наука, 1976. 244 с.
6. Белорусец В. Б. Метод вспомогательных систем для идентификации динамических объектов при неизвестном входном сигнале // Автоматика и телемеханика. 1981. № 8. С. 76–82.
7. Marshall J. E., *Electronic Letters*, 1977, vol. 13, no. 18, pp. 539–540. <http://dx.doi.org/10.1049/el:19770388>
8. А.с. 399792 СССР. № 4725013/24. Телеметрическое устройство / Козырев Г. И., Ефремов О. Н., Жучков А. И., Степанов В. С. // Бюл. № 20 от 30.05.88.
9. Козырев Г. И., Шкляр С. В., Назаров А. В. Метод текущей идентификации измерительных систем на основе предварительного функционального преобразования // Автоматика и вычислительная техника. 2000. № 6. С. 22–28.
10. Аш Ж., Андре П., Бифрон Ж. и др. Датчики измерительных систем. М.: Мир, 1992. ч. 1. 480 с., ч. 2. 419 с.
11. Багдатыев Е. Е., Чернышов Ю. Н. Датчиковая аппаратура информационно-измерительных систем. М.: Московский государственный университет леса, 2008. 64 с.

References

1. Mishhenko S. V., Cvetkov Je. I., Chernyshova T. I., *Metrologicheskaja nadezhnost' izmeritel'nykh sredstv* [Metrological reliability of measuring instruments], Moscow, Mechanical Engineering Publ., 2001, 96 p. (in Russian).
2. Chernyshova T. I., Poluhin V. I., The method of increasing the metrological resource of non-destructive testing equipment,

Journal Problems of Contemporary Science and Practice Vernadsky University, 2011, no. 3(34), pp. 405–411 (in Russian).

3. Belozubov E. M., Vasil'ev V. A., Chernov P. S., *Measurement Techniques*, 2018, vol. 61, no. 7, pp. 660–669. <https://doi.org/10.1007/s11018-018-1481-7>
4. Singh V. R., *Indian Journal of Pure & Applied Physics*, January 2005, vol. 43, pp. 7–16 (in Indian).
5. Petrov B. N., Viktorov V. A., Lunkin B. V., *Printsip invariančnosti v izmeritel'noi tekhnike* [The principle of invariance in measurement technology], Moscow, Nauka Publ., 1976, 244 p. (in Russian).
6. Belorusetz V. B., *Autom. Remote Control*, 42:8 (1981), 1056–1061.
7. Marshall J. E., *Electronic Letters*, 1977, vol. 13, no. 18, pp. 539–540. <http://dx.doi.org/10.1049/el:19770388>
8. USSR copyright certificate no. 1399792. № 4725013/24. Telemetriceskoe ustroistvo [Telemetry device], Kozыrev G. I., Efremov O. N., Zhuchkov A. I., Stepanov V. S., no. 20 05/30/88 (in Russian).
9. Kozыrev G. I., Shkljar S. V., Nazarov A. V., *Automatic Control and Computer Sciences*, 2000, no. 6, pp. 22–28 (in Russian).
10. Ash Zh., Andre P., Boforon Zh., *Sensors of measuring systems*, Moscow, Mir Publ., 1992. 429 p.
11. Bagdat'ev E. E., Chernyshov Yu. N., *Datchikovaya apparatura informatsionno-izmeritel'nykh sistem* [Sensor equipment of information measuring systems], Moscow, State Forest University Publ., 2008, 64 p. (in Russian).

Дата поступления: 23.06.2020.

Дата принятия: 02.07.2020.

Synthesis of smart sensors based on the introduction of minimal structural redundancy

Gennady I. Kozыrev, Andrei V. Nazarov, Vladimir S. Soldatenko, Valentin D. Usikov

Mozhaisky Military Space Academy, St. Petersburg, Russia, vka@mail.ru

The problems of operation of measuring systems and changes in their parameters due the influence of various kinds of destabilizing factors, including time, are considered, and the primary elements of the measuring path – sensors and converting equipment – are most susceptible to such an influence. The deviation of the values of the parameters of the measurers from the nominal values leads to significant errors in the assessment of the unknown input signal, which necessitates the current (during operation) identification of the measurer. The problem of the current identification of the measurer parameters under unknown input influences is solved. The identification procedure is carried out by introducing an additional channel for transforming the measured value in the spatial domain. In this case, the transformation of the measured value in the additional channel of the structurally redundant measurer has the form of a preliminary functional (nonlinear) transformation of the m -th power over the input signal. The solution to the current identification problem is considered for the linear static characteristic of the main channel of the measuring transducer. An additional equation in solving the problem of current identification and conducting metrological self-control in an intelligent sensor is presented in the form of a regression relationship between the output signals of the additional and main channels of the structurally redundant measurer. The unknown parameters of the regression equation are determined from the results of processing the time samples of the output signals of the additional and main channels using the least squares method. The dependences of the rms measurement error of the input quantity on the rms value of the measurement noise in the output signals of the structurally redundant measurer, the dynamics of the input signal change and the power of nonlinearity m of the preliminary functional transformation in the additional measuring channel are presented. In the course of research, it was revealed that the shape and spectrum of the input signal do not significantly affect the measurement accuracy. It is shown that the highest measurement accuracy is provided by the preliminary quadratic ($m = 2$) conversion of the input signal in the additional channel of the minimum-redundant sensor. The research results can be used for metrological self-control in smart sensors or smart measuring systems.

Key words: destabilizing factors, identification, preliminary functional transformation, regression, metrological self-control.

Монохроматический источник излучения на основе суперконтинуум-лазера для измерения спектральной чувствительности приёмников излучения в диапазоне 0,9–1,6 мкм с использованием абсолютного криогенного радиометра

А. Ю. Дунаев, А. С. Батурин, В. Н. Крутиков, С. П. Морозова

Всероссийский научно-исследовательский институт оптико-физических измерений,
Москва, Российская Федерация, e-mail: dunaev@vniiofi.ru, baturin@vniiofi.ru,
krutikov@vniiofi.ru, morozova-m4@vniiofi.ru

Для повышения точности измерений спектральной чувствительности в диапазоне 0,9–1,6 мкм в состав установки на основе абсолютного криогенного радиометра введён усовершенствованный монохроматический источник излучения со спектральной шириной 4 нм на основе суперконтинуум-лазера и двойного монохроматора. Разработана система обратной связи, обеспечивающая стабилизацию мощности монохроматического излучения со средним квадратичным отклонением 0,025 %. Мощность оптического излучения в плоскости детектора и/или абсолютного криогенного радиометра варьируется от 0,1 до 1,5 мВт. Приведено спектральное распределение мощности разработанного источника при различных режимах работы суперконтинуум-лазера.

Ключевые слова: радиометрия, приёмники излучения, спектральная чувствительность, абсолютный криогенный радиометр, суперконтинуум лазер.

Введение. Разработка высокоточных методов и технических средств измерений оптической мощности с использованием фотонных приёмников излучения в ближнем инфракрасном диапазоне позволяет повысить достоверность и информативность измерений. Это важно при разработках методов и средств дистанционного зондирования Земли, для повышения эффективности применяемых в солнечной электроэнергетике фотовольтаических преобразователей, а также при применении детекторов для оптических информационных систем [1–3].

В настоящее время абсолютный криогенный радиометр (АКР) является наиболее перспективным эталонным приёмником оптического излучения, который позволяет устанавливать и поддерживать шкалу оптической мощности в широком спектральном диапазоне (от ультрафиолетового до инфракрасного). Он позволяет выполнять радиометрические измерения с наименьшими неопределённостями. Криогенный радиометр – полостной неселективный приёмник с электрическим замещением [4, 5], который определяет мощность оптического излучения, попадающего в поглощающую полость, измеряя эквивалентное количество электрической мощности, необходимой для поддержания полости при заданной температуре в условиях отсутствия оптического излучения.

В ведущих метрологических институтах установки на основе АКР применяют для воспроизведения и передачи

значений спектральной чувствительности приёмникам излучения [4–6]. Наивысшая точность измерения спектральной чувствительности на установке с АКР достигается при использовании монохроматического излучения мощностью 0,02–2,0 мВт [4, 7].

Однако традиционные источники на основе монохроматора и лампы накаливания или чёрного тела не обеспечивают требуемой мощности монохроматического излучения [7]. Наиболее перспективным источником излучения для применения в установке, предназначенной для измерения спектральной чувствительности, является лазерный источник суперконтинуума (далее – суперконтинуум-лазер) [8], который имеет широкий непрерывный спектр – от видимой до инфракрасной области. Стабильность источника излучения – одна из основных составляющих неопределённости радиометрических измерений.

Цель настоящей работы – измерение оптической мощности и исследование путей стабилизации монохроматического излучения при измерениях спектральной чувствительности приёмников излучения в диапазоне 0,9–1,6 мкм.

Установка для измерения спектральной чувствительности. Измерение спектральной чувствительности включает в себя измерение мощности излучения $P_0(\lambda)$, поглощённого приёмной полостью АКР. Затем этим же потоком облучается исследуемый приёмник и измеряется выходной сигнал исследуемого приёмника: ток $I(\lambda)$ или напряжение

$U(\lambda)$ в зависимости от типа приёмника. Спектральные чувствительности $S_I(\lambda)$, $S_U(\lambda)$ исследуемого приёмника определяются выражениями

$$S_I(\lambda) = I(\lambda)/P_0(\lambda);$$

$$S_U(\lambda) = U(\lambda)/P_0(\lambda).$$

Функциональная схема усовершенствованной установки для измерения спектральной чувствительности приёмников представлена на рис. 1 и в основном соответствует установке, описанной в работе [9]. Основными элементами установки являются: блок источников излучения, двойной субтрактивный монохроматор; блок асферической оптики в термостатированном корпусе; система исследования приёмников оптического излучения на основе АКР.

Усовершенствованный монохроматический источник построен на основе суперконтинуум-лазера – системы WhiteLase SuperContinuum 400-4 (производство компании

Fianium Ltd, Великобритания) с полной мощностью излучения 4 Вт, распределённой в спектральном диапазоне 0,4–2,5 мкм (Fianium Whitelase, High Power Supercontinuum Fiber Lasers, NKT Photonics, Inc [сайт]. URL: <https://www.nktp Photonics.com/wp-content/uploads/sites/3/2016/05/fianium-whitelase.pdf>). Суперконтинуум-лазер формирует импульсное излучение длительностью импульса 4 пс и частотой повторения 20 МГц.

Для сопряжения суперконтинуум-лазера с монохроматором разработан и изготовлен специальный узел, содержащий зеркальные расширитель 2 и блок фокусировки 3 (см. рис. 1). Расширитель представлен системой из двух расположенных концентрично сферических зеркал. Такая система расширяет луч лазера диаметром 5 мм до параллельного пучка диаметром 30 мм. За вторым зеркалом расширителя располагается оптическая система, состоящая из плоского и внеосевого параболического зеркал и фокусирующая излучение на входной щели монохроматора McPherson 2035D.

Монохроматор, построенный по схеме Черни–Тернера, работает в субтрактивном режиме. При работе в

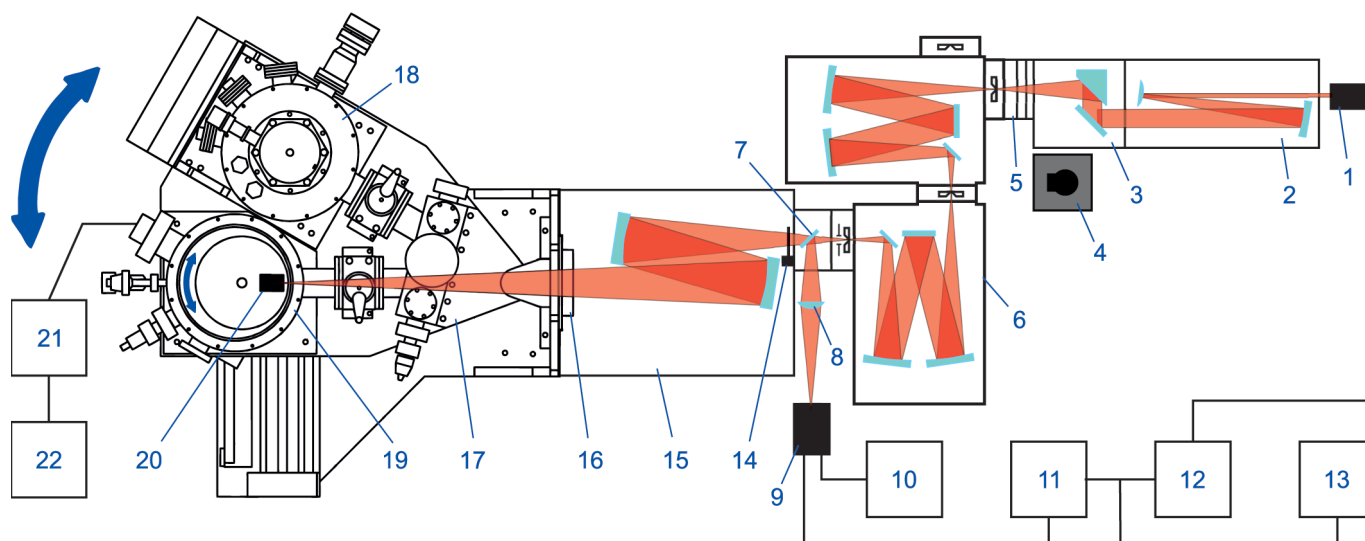


Рис. 1. Функциональная схема установки для измерения спектральной чувствительности приёмников излучения в диапазоне длин волн 0,9–1,6 мкм:

1 – излучатель суперконтинуум-лазера; 2 – зеркальный расширитель лазерного луча; 3 – блок фокусировки; 4 – спектральная лампа; 5 – колесо отрезающих фильтров; 6 – двойной субтрактивный монохроматор; 7 – кварцевый светоделитель; 8 – кварцевая линза; 9 – приёмник-монитор обратной связи; 10 – температурный контроллер приёмника-монитора; 11 – трансимпедансный усилитель; 12 – блок суперконтинуум-лазера; 13 – цифровой вольтметр; 14 – заслонка; 15 – блок оптики в термостатированном корпусе; 16 – входное окно вакуумной камеры; 17 – вакуумная камера; 18 – абсолютный криогенный радиометр; 19 – вакуумная камера для исследуемых приёмников излучения; 20 – исследуемый приёмник излучения; 21 – калиброванный трансимпедансный усилитель; 22 – прецизионный цифровой вольтметр

Fig. 1. Functional scheme of facility for detector spectral responsivity measurements in the range from 0.9 to 1.6 μm :

1 – supercontinuum laser emitter; 2 – laser mirror expander; 3 – focusing unit; 4 – spectral lamp; 5 – cut-off filter wheel; 6 – double subtractive monochromator; 7 – quartz beamsplitter; 8 – quartz lens; 9 – feedback monitor detector; 10 – temperature controller for monitor detector; 11 – transimpedance amplifier; 12 – supercontinuum laser unit; 13 – digital voltmeter; 14 – shutter; 15 – mirror unit in thermostabilized shield; 16 – vacuum chamber entrance window; 17 – vacuum chamber; 18 – absolute cryogenic radiometer; 19 – vacuum chamber for detectors under test; 20 – detector under test; 21 – calibrated transimpedance amplifier; 22 – precise digital voltmeter

спектральном диапазоне 0,9–1,6 мкм используются отражательные дифракционные решётки 600 штр./мм с максимальной спектральной эффективностью на длине волны 1,6 мкм. Такие дифракционные решётки в составе двойного монохроматора обеспечивают спектральную ширину 4 нм в диапазоне 0,9–1,6 мкм при обратной линейной дисперсии 4 нм/мм. Градуировка шкалы длины волны монохроматора выполнена методом наблюдения кратных порядков излучения линий спектральной ртутной лампы ДРС-50 с точностью 0,2 нм [10].

Суперконтинуум-лазер имеет возможность стабилизации выходной средней мощности оптического излучения с использованием встроенной системы обратной связи [8]. Стабилизацию выходной мощности лазера можно обеспечить размещением светоделителя в лазерном пучке и отводом

части мощности на приёмник-монитор. При этом усиленный сигнал с выхода приёмника-монитора подаётся на вход цепи обратной связи лазера. Рабочий спектральный диапазон приёмника-монитора в этом случае не принципиален. Однако в силу особенностей работы суперконтинуум-лазера спектральное распределение мощности на его выходе непостоянно во времени и даже при стабилизации полной мощности сигнал на выходе монохроматора испытывает значительные флуктуации до 0,25 %.

По этой причине в представленной установке стабилизация интенсивности монохроматического излучения реализована следующим образом. После выходной щели монохроматора установлен тонкий кварцевый плоско-параллельный светоделитель 7 (см. рис. 1). Отражённая часть пучка падает на кварцевую линзу 8, которая фокусирует излучение на приёмной площадке приёмника-монитора обратной связи 9. Приёмником-монитором в диапазоне длин волн 0,9–1,6 мкм является одиночный фотодиод на основе арсенида индия-галлия InGaAs Hamamatsu G8605-25. Для снижения уровня шумов и повышения точности измерения сигнала приёмник-монитор термостабилизируется контроллером 10 при температуре –20 °С.

Приёмник-монитор подключается к трансимпедансному усилителю 11 с полосой пропускания 10 Гц. Здесь важно отметить, что стабилизируется именно средняя мощность источника, так как характерные времена усреднения при измерении АКР и исследуемыми приёмниками составляет единицы или десятки секунд. Изменяя коэффициент усиления, на выходе блока устанавливают значение постоянного напряжения в диапазоне +0,45...+4,5 В. Управляющее напряжение подаётся к блоку управления 12 суперконтинуум-лазера, который имеет встроенную стабилизацию мощности, основанную на использовании PID-регулятора. Мониторинг управляющего напряжения обратной связи производится с использованием цифрового мультиметра 13.

За кварцевым светоделителем в проходящем луче установлена управляемая заслонка 14. Её положение в системе определено таким образом, чтобы не разрывать цепь обратной связи при изменении режима работы АКР во время измерений оптической мощности. Такая система стабилизации мощности монохроматического излучения может потребовать подстройки коэффициента усиления цепи обратной связи на различных устанавливаемых длинах волн.

При расширении спектрального диапазона установки требуется замена приёмников-мониторов на детекторы соответствующего спектрального диапазона. Оптические элементы системы обеспечивают работу в диапазоне длин волн 0,4–2,5 мкм при условии установки в монохроматоре дифракционной решётки для соответствующего поддиапазона.

Круглая выходная апертура двойного монохроматора с помощью двух внеосевых параболических

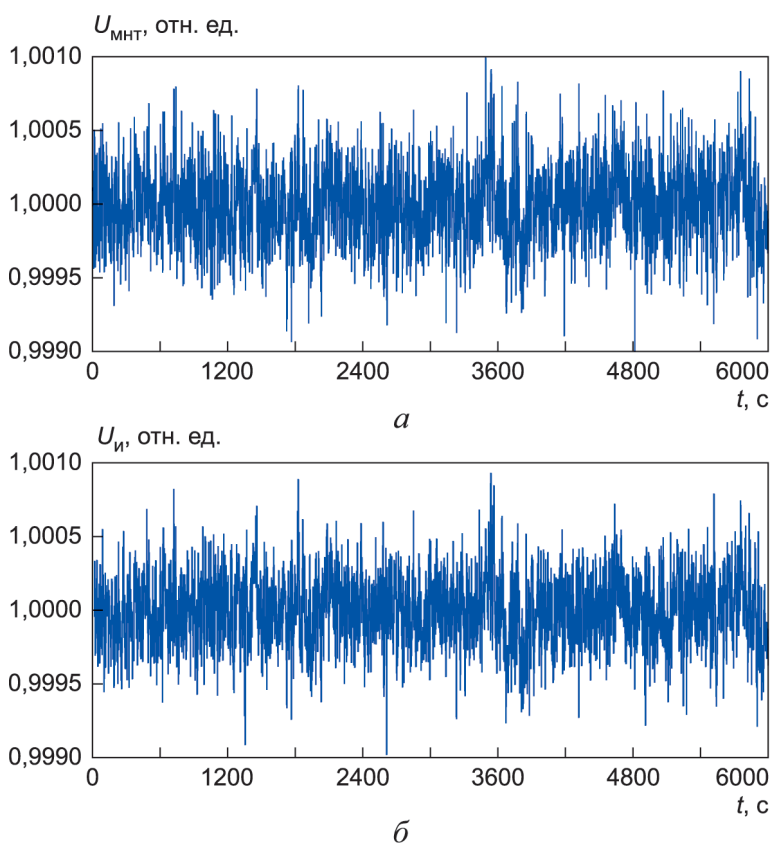


Рис. 2. Долговременная стабильность средней мощности монохроматического источника: относительный сигнал $U_{\text{мнт}}$ приёмника InGaAs G8605-25, используемого в качестве приёмника-монитора (а); относительный сигнал $U_{\text{и}}$ приёмника InGaAs G12180-050-SPL, установленного в вакуумной камере для исследуемых приёмников (б). За единицу принято среднее значение выходного сигнала соответствующего приёмника на промежутке 6000 с

Fig. 2. Long-term monochromatic source average power stability: (a) relative signal of InGaAs G8605-25 feedback detector, (b) relative signal of InGaAs G12180-050-SPL detector installed in a vacuum chamber for detectors under test. The one is the average value of the output signal of the corresponding detector for an time interval of 6000 seconds

зеркал проецируется на входную апертуру АКР 18 или площадку исследуемого приёмника 20 излучения, установленного в вакуумной камере 19 в зависимости от того, как в соответствии с программой измерений установлена подвижная платформа. Диаметр изображения выходной апертуры в плоскости приёмников излучения составляет 2,2 мм.

Так как процедура калибровки с использованием АКР сравнительно медленная, то в практических целях на описанной установке требуется калибровать по абсолютной спектральной чувствительности только эталонный приёмник излучения 20. С использованием этого детектора станет возможным калибровка других приёмников излучения по спектральной чувствительности. Эталонный приёмник должен иметь стабильную (в течение нескольких лет) чувствительность и быть пространственно-однородным, чтобы чувствительность не зависела от точки на поверхности, в которую попадает излучение. Желательно, чтобы эталонный приёмник функционировал при комнатной температуре и допускал использование как на воздухе, так и в вакууме. В разработанной установке в диапазоне длин волн 0,9–1,6 мкм используется специальный одноэлементный фотодиод на основе арсенида индия-галлия Hamamatsu G12180-050-SPL без входного окна, пригодный для работы в условиях высокого вакуума. Диаметр приёмной площадки детектора составляет 5 мм. К исследуемому приёмнику излучения подключается калиброванный малошумящий трансимпедансный усилитель 21, напряжение на выходе которого измеряется прецизионным цифровым вольтметром 22.

Исследование монохроматического источника на основе суперконтинуум-лазера. Длительность цикла измерений спектральной чувствительности с использованием АКР на представленной установке составляет 10 мин. При этом время усреднения одиночного измерения сигнала исследуемого приёмника излучения составляет 1 с. Так как изменение мощности источника во время цикла измерений является составляющей неопределённости измерения спектральной чувствительности, то была исследована долговременная стабильность поддержания средней мощности излучения монохроматического источника. Для этого с периодом 1,6 с и временем усреднения 0,5 с одновременно регистрировались показания вольтметра 13, подключённого к приёмнику-монитору системы обратной связи, и вольтметра 22, подключённого к исследуемому приёмнику излучения, установленному в вакуумной камере приёмников излучения. На рис. 2 приведены относительные сигналы приёмников излучения на длине волны монохроматического источника 1,0 мкм в течение 6000 с. Среднее значение выходной мощности на выходе монохроматора остаётся постоянным на указанном промежутке времени, при этом среднее квадратическое отклонение сигналов приёмников от среднего значения не превышает 0,025 %. Это на порядок лучше, чем в случае стабилизации полной мощности.

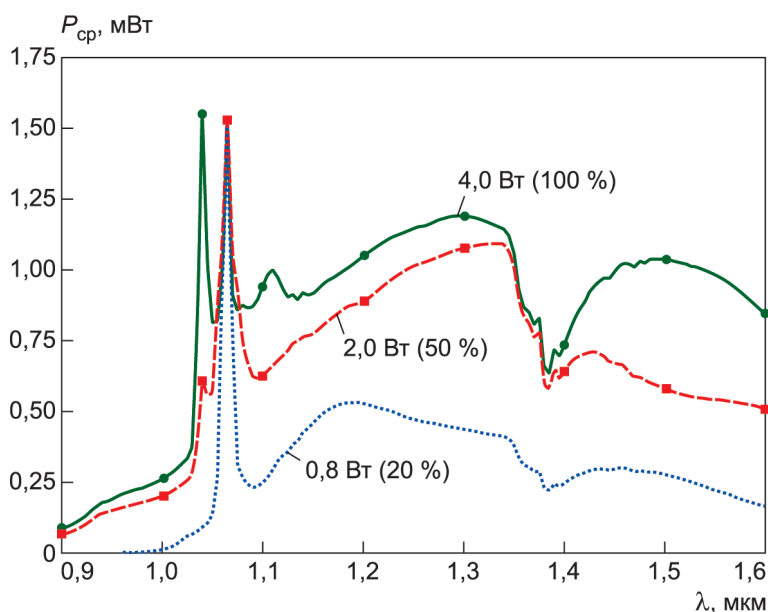


Рис. 3. Спектральное распределение средней мощности $P_{ср}$ излучения монохроматического источника в диапазоне длин волн 0,9–1,6 мкм

Fig.3. Monochromatic source average spectral radiant power in the range from 0.9 to 1.6 μm

Результаты измерений спектрального распределения средней мощности излучения, мВт, монохроматического источника в спектральной полосе 4 нм

Длина волны, мкм	Полная мощность излучения лазера	
	4 Вт	2 Вт
0,900	0,09	0,07
1,000	0,26	0,20
1,040	1,56	0,61
1,065	1,54	1,54
1,100	0,94	0,63
1,200	1,05	0,89
1,300	1,19	1,08
1,400	0,73	0,64
1,500	1,04	0,58
1,600	0,84	0,51

Спектральное распределение средней мощности излучения монохроматического источника со спектральной шириной 4 нм на основе суперконтинуум-лазера приведено на рис. 3 для полной мощности лазера 4 Вт (100 %) и 2 Вт (50 %). Следует отметить, что если полная мощность суперконтинуум-лазера будет меньше 0,8 Вт (20 %), то непрерывный спектр не формируется, а излучение сосредоточено в узкой спектральной полосе вблизи 1,065 мкм. Спектральное распределение средней мощности было измерено с использованием приёмника излучения

InGaAs, ранее калиброванного по АКР в диапазоне 0,9–1,6 мкм и установленного в вакуумной камере. В таблице приведены результаты измерений средней мощности излучения в точках, отмеченных на графике. Отличие от типового спектрального распределения объясняется ощутимым изменением спектрального распределения при изменении средней мощности суперконтинуум-лазера, а также спектральными зависимостями коэффициентов отражения и пропускания элементов оптического тракта (см. рис. 1).

Заключение. Разработанный монохроматический источник излучения, используемый в составе оптической установки на основе абсолютного криогенного радиометра, позволяет измерять спектральную чувствительность приёмников излучения в диапазоне 0,9–1,6 мкм с наивысшей в России точностью. Также данная установка обеспечивает измерение спектральной чувствительности при использовании ранее откалиброванного по АКР эталонного полупроводникового приёмника. Описанный метод стабилизации средней мощности монохроматического источника на основе суперконтинуум-лазера, позволил достичь стабильности по среднему квадратичному отклонению на уровне 0,025 %.

Поскольку используемый суперконтинуум-лазер является непрерывным в спектральном диапазоне 0,4–2,5 мкм, то имеется возможность дальнейшего расширения спектрального диапазона монохроматического источника.

Работа выполнена с использованием оборудования Центра коллективного пользования высокоточных измерительных технологий в области фотоники (ckp.vniiofi.ru), созданного на базе ФГУП «ВНИИОФИ» при поддержке Минобрнауки России в рамках выполнения соглашения № 05.595.21.0005 (уникальный идентификатор RFMEFI59519X0005).

Список литературы

1. Sapritsky V. I., Krutikov V. N., Ivanov V. S., et al, *Metrologia*, 2012, vol. 49, S9–S16. <https://doi.org/10.1088/0026-1394/49/2/S9>
2. Metzdorf J., Winter S., and Wittchen T., *Metrologia*, 2000, vol. 37, pp. 573–578. <https://doi.org/10.1088/0026-1394/37/5/52>
3. Глазов А. И., Григорьев В. В., Иванов В. С., Кравцов В. Е., Митюреев А. К., Тихомиров С. В., Крутиков В. Н. Эталонная база ВНИИОФИ в области волоконно-оптических систем передачи информации // Фотон-экспресс. 2015. № 8(128). С. 18–21.
4. Morozova S. P., Konovodchenko V. A., Sapritsky V. I., Lisiansky B. E., Morozov P. A., Melenevsky U. A., and Petic A. G., *Metrologia*, 1995/96, vol. 32, S557–S560. <https://doi.org/10.1088/0026-1394/32/6/31>
5. Nan Xu, Yandong Lin, Haiyong Gan, Jianwei Li, *Proc. SPIE 10155, Optical Measurement Technology and Instrumentation*, 1015513 (19 October 2016). <https://doi.org/10.1117/12.2245666>

6. Gamouras A., Todd A. D. W., Côté É., and Rowell N. L., *IOP Conf. Series: Journal of Physics: Conf. Series*, 972, (2018), 012014. <https://doi.org/10.1088/1742-6596/972/1/012014>
7. Woodward J. T., Smith A. W., Jenkins C. A., Chungsan Lin, Brown S. W., and Lykke K. R., *Metrologia*, 2009, vol. 46, S277–S282. <https://doi.org/10.1088/0026-1394/46/4/S27>
8. Levick A. P., Greenwell C. L., Ireland J., Woolliams E. R., Goodman T. M., Bialek A., and Fox N. P., *Applied Optics*, 2014, vol. 53, no. 16, pp. 3508–3519. <https://doi.org/10.1364/AO.53.003508>
9. Гаврилов В. Р., Дунаев А. Ю., Лисянский Б. Е., Морозова С. П., Отряскин Д. А., Саприцкий В. И., Хлевной Б. Б. Государственный первичный эталон единиц величин абсолютной и относительной спектральных чувствительностей в диапазоне длин волн от 0,25 до 14,00 мкм ГЭТ 213-2014 // Измерительная техника. 2015. № 11. С. 15–18.
10. Earle K. Plyler, Lamdin R. Blaine, and Eugene D. Tidwell, *Journal of Research of the National Bureau of Standards*, 1955, vol. 5, no. 5, pp. 279–284. <http://dx.doi.org/10.6028/jres.055.032>

References

1. Sapritsky V. I., Krutikov V. N., Ivanov V. S., et al, *Metrologia*, 2012, vol. 49, S9–S16. <https://doi.org/10.1088/0026-1394/49/2/S9>
2. Metzdorf J., Winter S., and Wittchen T., *Metrologia*, 2000, vol. 37, pp. 573–578. <https://doi.org/10.1088/0026-1394/37/5/52>
3. Glasov A. I., Grigorev V. V., Ivanov V. S., Kravtsov V. E., Mityurev A. K., Tikhomirov S. V., Krutikov V. N., *Photon-Express*, 2015, no.8 (128), pp. 18–21 (in Russian).
4. Morozova S. P., Konovodchenko V. A., Sapritsky V. I., Lisiansky B. E., Morozov P. A., Melenevsky U. A., and Petic A. G., *Metrologia*, 1995/96, vol. 32, S557–S560. <https://doi.org/10.1088/0026-1394/32/6/31>
5. Nan Xu, Yandong Lin, Haiyong Gan, Jianwei Li, *Proc. SPIE 10155, Optical Measurement Technology and Instrumentation*, 1015513 (19 October 2016). <https://doi.org/10.1117/12.2245666>
6. Gamouras A., Todd A. D. W., Côté É., and Rowell N. L., *IOP Conf. Series: Journal of Physics: Conf. Series*, 972, (2018), 012014. <https://doi.org/10.1088/1742-6596/972/1/012014>
7. Woodward J. T., Smith A. W., Jenkins C. A., Chungsan Lin, Brown S. W., and Lykke K. R., *Metrologia*, 2009, vol. 46, S277–S282. <https://doi.org/10.1088/0026-1394/46/4/S27>
8. Levick A. P., Greenwell C. L., Ireland J., Woolliams E. R., Goodman T. M., Bialek A., and Fox N. P., *Applied Optics*, 2014, vol. 53, no. 16, pp. 3508–3519. <https://doi.org/10.1364/AO.53.003508>
9. Gavrilov V. R., Dunaev A. Y., Lisyanskiy B. E. et al., *Measurement Techniques*, 2016, vol. 58, pp. 1200–1204. <https://doi.org/10.1007/s11018-016-0869-5>
10. Earle K. Plyler, Lamdin R. Blaine, and Eugene D. Tidwell, *Journal of Research of the National Bureau of Standards*, 1955, vol. 5, no. 5, pp. 279–284. <http://dx.doi.org/10.6028/jres.055.032>

Дата поступления: 29.07.2020.

Дата принятия: 29.08.2020.

Supercontinuum laser-based monochromatic radiant source for detector spectral responsivity characterization in the range 0.9–1.6 μm using absolute cryogenic radiometer

Aleksandr Yu. Dunaev, Andrey S. Baturin, Vladimir N. Krutikov, Svetlana P. Morozova

All-Russia Research Institute for Optical and Physical Measurements, Moscow, Russian Federation,
e-mail: dunaev@vniiofi.ru, baturin@vniiofi.ru, krutikov@vniiofi.ru, morozova-m4@vniiofi.ru

An improved monochromatic radiant source with spectral bandwidth of 4 nm based on supercontinuum laser and a double monochromator was included in absolute cryogenic radiometer-based facility to improve the accuracy of spectral responsivity measurement in the range 0.9–1.6 μm . The developed feedback system ensures stabilization of monochromatic radiant power with standard deviation up to 0.025 %. Radiant power that proceeds detector under test or absolute cryogenic radiometer varies from 0.1 to 1.5 mW in dependence of wavelength. The spectral power distribution of its monochromatic source for various operating mode is presented.

Key words: radiometry, photodetectors, spectral responsivity, absolute cryogenic radiometer, supercontinuum laser.

Микрооптоэлектромеханический преобразователь ускорения на основе грубо-точного метода обработки сигналов интерферометра Фабри-Перо

В. И. Бусурин, В. В. Коробков, К. А. Коробков, Н. А. Кошеварова

Московский авиационный институт (национальный исследовательский университет),
Москва, Российская Федерация, e-mail: vbusurin@mai.ru, vvkor@bk.ru,
kane_and_lynch@bk.ru, natashakoshevarova@mail.ru

В системах управления и навигации летательных аппаратов актуально применение микроэлектромеханических преобразователей ускорения. Рассмотрен микроэлектромеханический преобразователь ускорения с оптическим узлом считывания на основе двухканального интерферометра Фабри-Перо. Для улучшения точностных характеристик преобразователя предложено анализировать дробную часть полосы интерференционной картины. Исследованы изменения выходного сигнала оптического узла считывания под действием линейных ускорений при различных параметрах балочного чувствительного элемента, а также изменение пропускания интерферометра при разной отражательной способности зеркал. По зависимостям пропускания интерферометра от перемещения определены условия переключения между двумя каналами для обхода зон с низкой чувствительностью. Разработан метод обработки оптических сигналов, который формирует выходное значение путём конкатенации грубых результатов измерений и рассчитанной точной составляющей. Предложенный метод обработки позволяет увеличить точность результатов измерений ускорения без изменения диапазона преобразования.

Ключевые слова: преобразователь ускорения, микроэлектромеханические системы, оптический съём, интерферометр Фабри-Перо, грубо-точный метод, микроперемещения, погрешность.

Введение. В настоящее время для многих прикладных задач управления подвижными объектами актуально использование небольших микроэлектромеханических систем (МЭМС) [1, 2]. Отдельным типом МЭМС-устройств являются преобразователи ускорения, предназначенные для восприятия и преобразования ускорения в выходной электрический сигнал. Малогабаритные преобразователи ускорения можно применять для повышения точности систем контроля положения беспилотных летательных аппаратов, манипуляторов и т. п. [3, 4].

Неотъемлемой частью любого преобразователя ускорения служит его чувствительный элемент (ЧЭ). Рабочий ход ЧЭ составляет единицы микрометров. Минимизация рабочего хода позволяет добиться малой поперечной чувствительности в МЭМС-преобразователе ускорений. Для получения информации о микроперемещениях ЧЭ в МЭМС часто используют ёмкостный съём, к недостаткам которого относятся чувствительность к электромагнитным помехам и возможность электрического пробоя между обкладками. Эти недостатки можно минимизировать, если применять оптические методы съёма информации [5, 6], в частности интерферометрический съём в микрооптоэлектромеханических системах (МОЭМС) [7, 8]. На основе анализа целого числа полос

интерференционной картины с помощью интерферометра измеряют микроперемещения ЧЭ, возникающие под действием ускорения. При этом абсолютная погрешность измерения не превышает значение длины волны источника излучения.

Динамические смещения с высокой чувствительностью и погрешностью порядка 5 нм можно определить с помощью дополнительных средств, например с использованием оптоэлектронного метода регистрации сигнала лазерного интерферометра в совокупности с алгоритмом обработки [9]. Обработка предлагаемым грубо-точным методом позволяет уменьшить погрешность измерений МЭМС-преобразователя ускорений с оптическим узлом считывания на основе интерферометра Фабри-Перо. При таком подходе не только подсчитывается целое число полос интерференционной картины, представляющих собой грубое значение измерений, но и анализируется дробная часть полосы, в ходе чего формируется точная составляющая измерений (так называемая добавка). При этом анализ дробной части полосы выполняется исходя из результатов измерения оптической мощности одного из каналов регистрации в пределах выделенных интервалов.

Структурная схема преобразователя ускорения на основе грубо-точного метода обработки интерференционных сигналов. В качестве ЧЭ в оптических преобразователях ускорения обычно используется инерционная эталонная масса в виде твёрдого тела, которая крепится к основанию или базе гибкими элементами, например, пружинами или торсионами. Одним из инженерных решений является ЧЭ в виде квадратной плоскопараллельной пластины, подвешенной на двух G-образных пружинах. При этом пружины закреплены на серединах противоположенных краёв пластины и лежат в плоскости ЧЭ. Интерферометрическим методом детектируются перемещения, нормальные к плоскости пластины [10]. Перемещения пластины могут происходить и вдоль её плоскости. В этом случае пластина крепится за углы

четырьмя взаимно параллельными плоскими пружинами, которые позволяют ей двигаться только вдоль одной оси. Перемещения усиливаются балкой V-образной формы. Зеркало, расположенное посередине V-образной балки, и торцевая поверхность сколотого оптического волокна образуют резонатор интерферометра [11]. Также используются балочные элементы, например в виде простых в изготовлении пластин из кварца. В таком случае анализируется не изменение положения ЧЭ, а его деформация. При реализации грубо-точного метода для съёма информации в преобразователе ускорения предлагается использовать интерферометр Фабри-Перо и блоки обработки и преобразования.

При рабочих перемещениях ЧЭ порядка единиц микрометров результат обычной обработки выходных сигналов

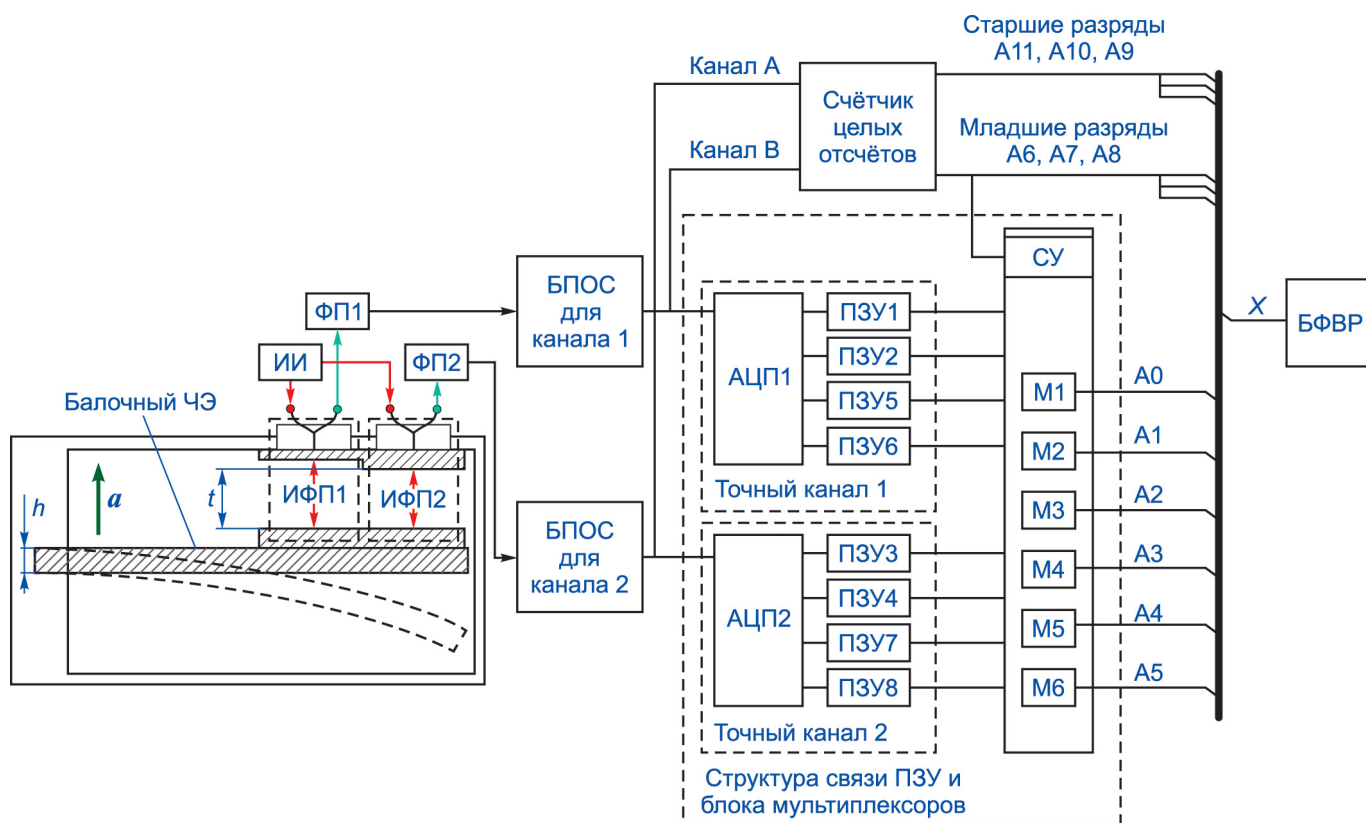


Рис. 1. Структурная схема МОЭМ-преобразователя ускорения на основе грубо-точного метода обработки сигналов: ИИ – источник излучения; ИФП1, ИФП2 – интерферометры Фабри-Перо; ФП1, ФП2 – фотоприёмники; БПОС канала 1, 2 – блоки предварительной обработки сигнала канала 1, 2; АЦП1, АЦП2 – аналогово-цифровые преобразователи; ПЗУ1,..., ПЗУ8 – постоянные запоминающие устройства; СУ – сигнал управления; М1–М6 – мультиплексоры; a – измеряемое ускорение; h – толщина ЧЭ; X – n -разрядный выходной код; A_0 – A_5 – k -разрядный код количества целых отсчётов; A_6 – A_{11} – m -разрядный код добавки; БФВР – блок формирования выходного результата

Fig. 1. Structural diagram of MOEM acceleration transducer based on a roughly-accurate method of signal processing: RS – radiation source; IFP1, IFP2 – Fabry-Perot interferometers; PD1, PD2 – photo detectors; SPU channel 1, 2 – channel 1, 2 Signal Preprocessing Unit; ADC1, ADC2 – analog to digital converters; ROM1, ..., ROM8 – read-only memories 1,...,8; CS – Control Signal; M1–M6 – multiplexers; a – measured acceleration; h – sensitive element (SE) thickness; X – n -bit output code; A_0 – A_5 – k -bit code of the number of entire counts; A_6 – A_{11} – m -bit code of additive; ORFU – Output Result Formation Unit

интерферометра содержит достаточно большую погрешность измерений, связанную с частотой дискретизации данного способа получения информации, диапазоном измерения и искаженностью сигналов случайными помехами различной природы. Для повышения устойчивости к влиянию случайных помех можно задействовать алгоритмы, основанные на преобразовании Фурье. Но такие алгоритмы требуют наличия полной реализации сигнала, что ограничивает их быстродействие. Поэтому предпочтение отдаётся использованию рекуррентных алгоритмов обработки дискретной последовательности отсчётов интерферометрического сигнала [12]. При применении гомодинных лазерных интерферометров возникает квадратурная фазовая ошибка, вызванная перекрестными помехами во время расщепления луча [13]. Один из недостатков гетеродинных лазерных интерферометров – сложность оптической схемы, требующей дополнительных оптических компонентов, обусловленная использованием пространственно разделённых лучей с разными частотными составляющими [14].

Использование грубо-точного метода обработки интерференционных сигналов, основанного на совместной аналоговой и цифровой обработке, позволяет улучшить точностные характеристики МОЭМС-преобразователя ускорения без усложнения оптической схемы. К грубым отсчётам, связанным с долями ширины полосы интерференционной картины, добавляются точные отсчёты, определяемые по величине сигналов в каждом интервале. Грубые отсчёты формируются в системе двух интерферометров Фабри-Перо, максимумы на интерферометрических картинах которых смещены на четверть ширины полосы. Связанный с шириной полосы период τ аналогового выходного сигнала каждого интерферометрического канала делится на четыре интервала. С учётом двух каналов в каждой полосе интерференционной картины можно выделить восемь интервалов, анализ которых позволяет организовать переключение между каналами и сформировать добавку. Количество разрядов выходного значения преобразователя, выделяемых на добавку, может варьироваться в зависимости от реализуемой точности.

Разработана структурная схема МОЭМС-преобразователя ускорения на основе грубо-точного метода обработки интерференционных сигналов. На его выходе формируется n -разрядный код, в котором m разрядов выделяются на подсчёт целых отсчётов (грубая составляющая); $k=(n-m)$ разрядов формируют добавку (точная составляющая). Например, для структурной схемы на рис. 1 значения n , m , k составляют 12; 6; 6 соответственно. Структурная схема содержит следующие элементы: балочный ЧЭ толщиной h ; два интерферометрических канала; блоки предварительной обработки сигналов БПОС для канала 1 и канала 2; блоки *точного канала 1* и *точного канала 2*; мультиплексоры $M1-M6$ и блок подсчёта целых отсчётов. Интерферометрические каналы включают источник излучения ИИ, блоки интерферометров Фабри-Перо ИФП1, ИФП2 и фотоприёмники ФП1, ФП2. Блоки предварительной обработки

сигналов состоят из преобразователя «ток-напряжение» и усилителя. Блоки *точный канал 1* и *точный канал 2* содержат аналогово-цифровые преобразователи АЦП1, АЦП2 и постоянные запоминающие устройства ПЗУ1, ..., ПЗУ8 для хранения данных о добавке. При этом добавка представляет собой добавочный двоичный код, однозначно связанный с мощностью сигнала на каждом из восьми выделенных интервалов. Счётчик целых отсчётов содержит компараторы и логическую схему обработки. Блок мультиплексоров в зависимости от управляющих сигналов с помощью ПЗУ1, ..., ПЗУ8 формирует на выходе преобразователя добавку.

Для корректного определения направления ускорения требуются два оптических канала схемы. Оптическое излучение источника модулируется в зависимости от микроперемещений ЧЭ t , вызванных измеряемым ускорением a , и поступает на фотоприёмники. Оптический сигнал преобразуется в фототок, а затем – в напряжение, пропорциональное оптической мощности. Выходное напряжение усиливается и с помощью аналого-цифрового преобразователя (АЦП) преобразуется в двоичный код. Этот код подаётся на постоянное запоминающее устройство (ПЗУ) и является адресом ячейки, где хранится информация о добавочном сигнале. Так как обработка грубо-точным методом предполагает разделение периода сигнала каждого канала на четыре равных интервала, то в каждом канале расположены четыре ПЗУ.

Грубую составляющую результатов измерений формирует счётчик целых отсчётов, реализованный на основе компаратора и последующей логической схемы обработки. На выходе счётчика формируются целые отсчёты значений микроперемещений в двоичном коде.

В зависимости от номера интервала двоичный код – адрес ячейки памяти – поступает в соответствующее ПЗУ. Далее из ПЗУ выходное двоичное число передаётся на мультиплексоры, управляемые младшими разрядами счётчика целых отсчётов. Это обеспечивает формирование добавки в виде шести разрядов двоичного кода, уточняющей грубые результаты. Конкатенация целых отсчётов и добавки формирует выходное число X .

При условии, что целый отсчёт равен $0,4 \cdot 10^{-7}$ м при количестве уровней 64, итоговая погрешность составляет около $0,006 \cdot 10^{-7}$ м. С помощью такого метода грубо-точной обработки интерференционных сигналов можно уменьшить погрешность измерений более чем на порядок.

Оценка перемещений балочного ЧЭ преобразователя ускорений. Функция преобразования датчика ускорения на основе оптического считывания представляет собой зависимость выходного напряжения от ускорения a , которое определяет прогиб ЧЭ.

Ускорение, действующее на балочный ЧЭ, можно представить в виде двух составляющих a_1 , a_2 , направленных вдоль нейтрального положения балки и перпендикулярно этому положению соответственно. При воздействии ускорений балка начинает деформироваться относительно основной оси чувствительности. Балочный вид воспринимающего элемента предназначен для формирования

деформации под действием ускорения, перпендикулярно плоскости пластины.

Под воздействием ускорения a_2 балка отклоняется от исходного положения. Отклонение конца балки при воздействии ускорения определяют как [15]:

$$r_2(a_2) = ma_2 l^3 / (8EI),$$

где r_2 – перемещение вдоль вертикальной оси; a_2 – измеряемое ускорение; m – масса балочного ЧЭ; l – длина балки; E – модуль упругости; I – момент инерции.

Момент инерции I рассчитывают по формуле

$$I = bh^3 / 12,$$

где b , h – соответственно ширина и толщина балочного ЧЭ.

Толщина h влияет на чувствительность преобразователя, изменяя диапазон деформаций ЧЭ. Зависимость деформации свободного края выполненного из кварца ЧЭ от вертикального ускорения при разных размерах балочного ЧЭ представлена на рис. 2. Перемещение крайней точки ЧЭ связано гиперболической зависимостью с толщиной h . При ускорении $a_2 = 100 \text{ м/с}^2$ и толщинах $h_1 = 0,125 \text{ мм}$, $h_2 = 0,25 \text{ мм}$, $h_3 = 0,5 \text{ мм}$ перемещения составляют соответственно $r_{21} = 2,7 \text{ мкм}$, $r_{22} = 0,7 \text{ мкм}$, $r_{23} = 0,2 \text{ мкм}$. Результаты измерений перемещений такого порядка традиционным интерферометрическим методом будут содержать большую погрешность, что делает неэффективным использование этого метода. Грубо-точный метод обработки позволяет интерферометрической системе измерять перемещения порядка десятков и единиц нанометров.

Одним из источников погрешности является изменение температуры. Изготовление всего ЧЭ из одного термостабильного материала, например плавленого кварца, а также измерение температуры и соответствующая коррекция результатов измерений обеспечивают меньшую зависимость показаний от температуры.

Математическая модель двухканального интерференционного узла считывания информации. Интерференционные информационно-измерительные системы относят к самым чувствительным и точным. Фазовые сдвиги можно измерять с высокой (10^{-3} – 10^{-6} рад) точностью, и при малой рабочей длине волны принципиально достижимы высокие точностные характеристики.

Теория многопроходных интерферометров определяет зависимость пропускания T интерферометра от фазового набег δ между зеркалами с отражательной способностью R , которая описывается формулой Эйри [16]:

$$T(\delta) = (1-R)^2 / \{ (1-R)^2 + 4R[\sin(\delta/2)]^2 \}.$$

Фазовый набег рассчитывают [16] по формуле

$$\delta = 4\pi t / \lambda,$$

где t – расстояние между зеркалами интерферометра (база интерферометра); λ – длина волны излучения в среде между зеркалами.

Коэффициент отражения варьируется в диапазоне 0–1. Отражательная способность R существенно влияет на

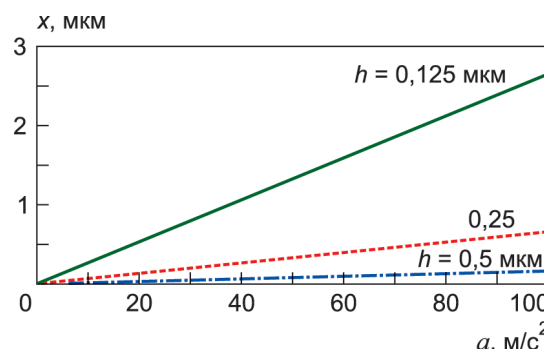


Рис. 2. Зависимость перемещения x свободного края ЧЭ от действия вертикального ускорения a ($l = 10 \text{ мм}$); h – толщина ЧЭ

Fig. 2. Dependence of displacement on the action of vertical acceleration ($l = 10 \text{ mm}$): a – measured acceleration; h – SE thickness; x – SE free edge displacement

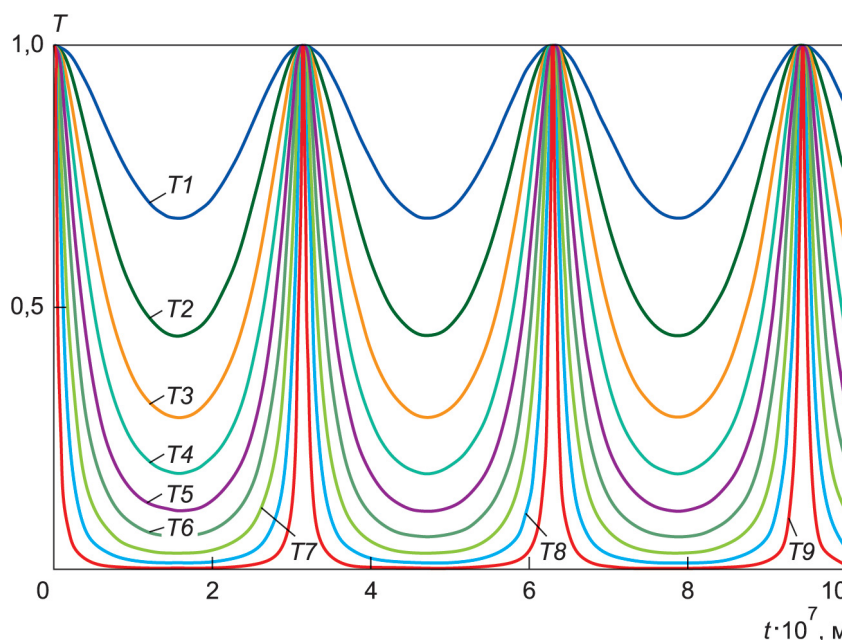


Рис. 3. Зависимость пропускания T интерферометра от перемещения t при $R = 0,1 \dots 0,9$ – кривые $T1, T2, \dots, T9$ соответственно

Fig. 3. Dependence of the interferometer transmittance T on the displacement t for various values of R : $T1(t)$: $R = 0,1$; $T2(t)$: $R = 0,2$; ... $T9(t)$: $R = 0,9$

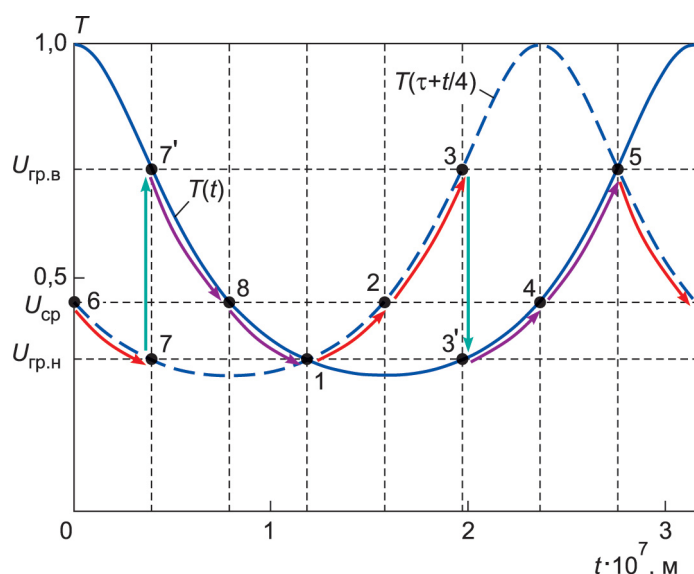


Рис. 4. Зависимость пропускания T двух интерферометров от перемещения t при $U_{гр.н}=0,32$ В; $U_{гр.в}=0,74$ В; $U_{ср}=0,45$ В; стрелками показано переключение между каналами при движении в сторону увеличения зазора

Fig. 4. The dependence of the transmission of two interferometers on the movement t ($U_{lb}=0.32$ V; $U_{hb}=0.74$ V; $U_r=0.45$ V), arrows show switching between channels when moving towards gap increasing

зависимость пропускания интерферометра от перемещения (рис. 3). Резкие пики максимумов позволяют считывать информацию с точностью до $\lambda/2$. Для работы со значениями в дробной части полосы необходимо получить более плавную зависимость пропускания интерферометра от базы t .

Интерференционная картина при изменении расстояния t между зеркалами имеет ярко выраженные экстремумы. Для получения приемлемой чувствительности в зонах дробной части полосы проведено моделирование характеристик при различных значениях отражательной способности зеркал интерферометра. Отражательная способность зеркал R с интервалом $\Delta R=0,1$ варьируется в диапазоне 0,1–0,9 для кривых $T1$ – $T9$ (см. рис. 3).

При близкой к единице отражательной способности зависимость пропускания интерферометра от перемещения представляет собой последовательность максимумов, индицируется только момент перехода через определенное значение расстояния t . При уменьшении отражательной способности R наблюдаются более плавные зависимости. В то же время сильное уменьшение коэффициента отражения приводит к уменьшению перепадов пропускательной способности интерферометра. Так, при отражательной способности $R=0,9$ диапазон пропускания составляет 0–1, а при $R=0,1$ – диапазон пропускания 0,75–1.

При использовании зеркал с промежуточными значениями отражательной способности, например $R=0,3$,

обеспечивается возможность работы в дробной части полосы при достаточно большом диапазоне перепадов пропускательной способности интерферометра.

Интервалы между максимумами выбираются для обеспечения приемлемой чувствительности к перемещению в пределах каждого интервала. Необходимо определять границы, это позволит согласовать переходы от одного интервала к другому и обеспечить учёт показаний при переходе между ними.

Зависимости пропускания двух интерферометров от перемещения приведены на рис. 4. Для выбора уровня напряжения срабатывания период зависимости пропускания интерферометра от перемещения делится на четыре равных интервала, и фиксируются значения выходных оптических сигналов, соответствующие границам выделенных областей. Уровень, где графики зависимостей пересекают эти границы, определяет напряжение срабатывания $U_{ср}$. Точки 2; 6; 8 определяются пересечением сигналов каналов с напряжением срабатывания, а точки 1; 7 и 3; 5 – это нижняя $U_{гр.н}$ и верхняя $U_{гр.в}$ граничные точки, ниже и выше которых соответственно начинаются зоны с низкой чувствительностью. В указанных зонах работать нецелесообразно, поэтому организуют переключения между каналами. Переключения между интерферометрическими каналами происходят в точках 1; 3; 5; 7. Так как в пределах каждой зоны чувствительность не является постоянной, значения пересчитываются в соответствии с формой сигнала.

Для подсчёта целого числа полос сигналы обоих оптических каналов обрабатывают с использованием компараторов и логических схем, разработанных на основе уравнений движения в стороны увеличения и уменьшения зазора (переключение между каналами при движении в сторону увеличения зазора на рис. 4 показано стрелками). Напряжение срабатывания выбирается в точках 2; 4; 6; 8.

Алгоритм функционирования преобразователя ускорения на основе грубо-точного метода обработки информации об ускорении. Сигналы фотоприёмников преобразуются в напряжения, которые усиливаются и поступают в блок для подсчёта целых отсчётов с помощью компараторов. С выхода счётчика двоичный код (например шестизначный) поступает в блок формирования выходного результата и является его грубой составляющей. Дополнительно анализируется каждый интервал между максимумами и подсчитывается промежуточный результат внутри него.

Формирование добавки происходит путём подачи сигналов каналов A , B (см. рис. 1) на АЦП1, АЦП2, с которых двоичный код, являющийся адресом, поступает на ПЗУ (для первого канала – ПЗУ1, ПЗУ2, ПЗУ5, ПЗУ6; для второго канала – ПЗУ3, ПЗУ4, ПЗУ7, ПЗУ8). Данные ячеек ПЗУ по выбранным адресам в виде двоичного кода поступают на мультиплексоры, на выходе которых в зависимости от участка работы формируется добавка. Например, для работы на первом участке на управляющий вход мультиплексоров поступает кодовая комбинация «001», и тогда на выходе каждого мультиплексора появится сигнал, пришедший из ПЗУ1.

Аналогично, кодовые комбинации (010, 011, 100, 101, 110, 111, 000) остальных участков поступают на вход мультиплексоров в виде двоичного кода, соответствующего номеру участка, на котором идет работа, и обеспечивают подключение соответствующего ПЗУ. Структуру устройства связи ПЗУ и блока мультиплексоров для определения добавки см. на рис. 1.

С учётом текущего участка работы на выходе мультиплексоров формируется добавка в виде двоичного кода, например шестиразрядного. Двоичный код с блока мультиплексоров поступает в блок формирования выходного результата, дополняя грубую составляющую точной.

При формировании шестиразрядного двоичного кода грубого канала один отсчёт составляет около 40 нм. С использованием также шести разрядов для формирования добавки в полном диапазоне одного грубого отсчёта можно выделить 64 уровня, что будет соответствовать итоговой погрешности измерения примерно 0,6 нм. В результате формируется двенадцатиразрядный код, обеспечивающий малую погрешность измерения, зависящую от погрешностей аналоговых сигналов.

Смоделирована работа преобразователя ускорения на основе грубо-точного метода обработки интерференционных сигналов. На основе структурной схемы и алгоритма

функционирования преобразователя, разработана математическая модель, графическое представление которой приведено на рис. 5.

Входное ускорение приводит к деформациям ЧЭ. Значение перемещения подаётся на блок интерферометра Фабри-Перо ИФП, который представляет собой зависимость пропускания интерферометра от перемещения. На выходе блока моделирования работы ИФП формируются сигналы каналов *A*, *B*. Часть сигналов каналов поступает в блок счётчика целых отсчётов, в котором реализованы компараторы и логические схемы, осуществляющие подсчёт целого числа полос интерференционной картины. Старшие шесть разрядов с выхода счётчика целых отсчётов поступают в блок формирования грубой составляющей результата. Другая часть сигналов поступает в блок определения точной составляющей, который включает в себя АЦП, ПЗУ и мультиплексоры, управляющиеся тремя младшими разрядами счётчика целых отсчётов. Конкатенация грубого и точного результатов формирует выходное значение, зависящее от воздействующего линейного ускорения.

Например, при подаче на вход ускорения $a=100 \text{ м/с}^2$, производящего перемещение $x=2,65 \text{ мкм}$, на выходе

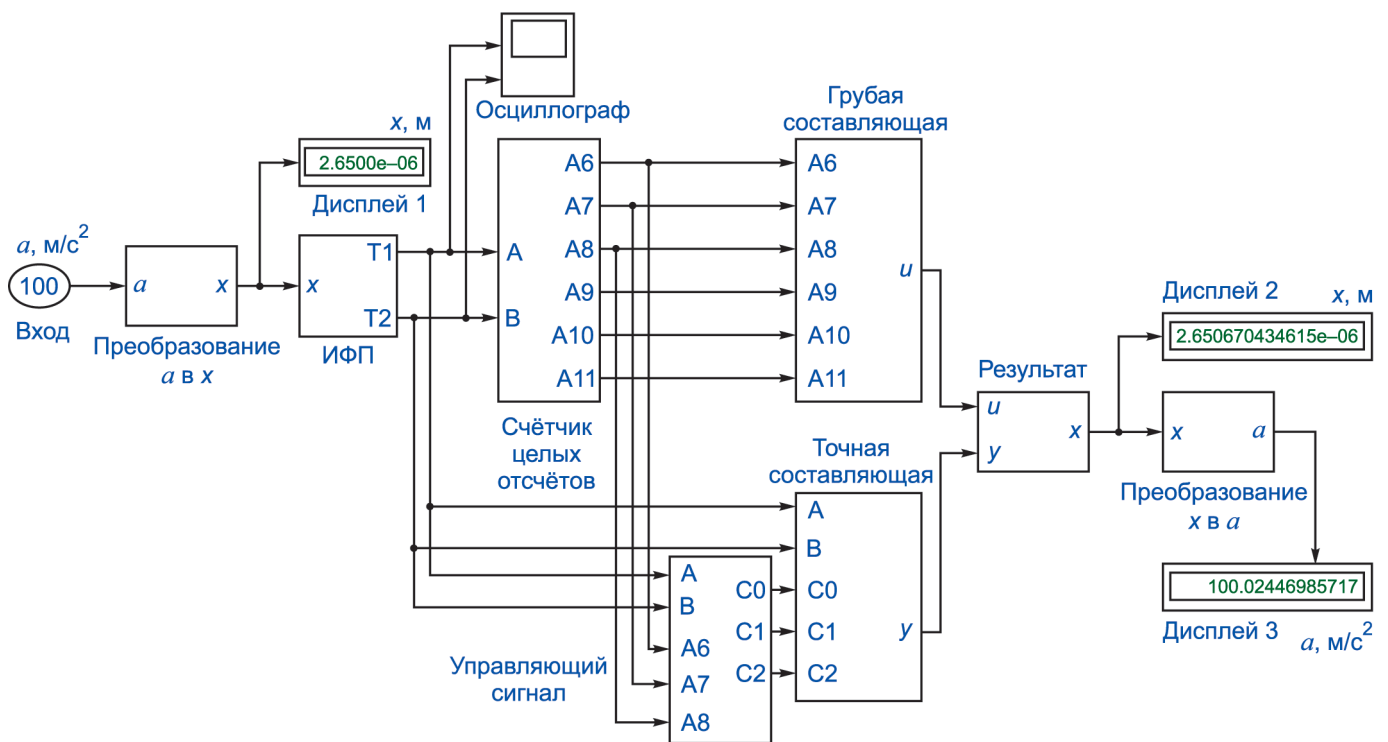


Рис. 5. Математическая модель преобразователя ускорения на основе грубо-точного метода обработки интерференционных сигналов: u – m -разрядное значение целых отсчётов (грубая составляющая); y – k -разрядное значение добавки (точная составляющая); $C0...C2$ – разряды трёхразрядной кодовой комбинации, подающейся на управляющий вход мультиплексоров и определяющей участок работы; ИФП – то же, что на рис. 1

Fig. 5. The mathematical model of the acceleration transducer based on a roughly-accurate method of interference signals processing: u – m -bit value of integer samples (rough component); y – k -bit value of the additive (exact component); $C0...C2$ – bits of a three-bit code combination that is fed to the control input of multiplexers and determines the work area; IFP – the same as in Fig. 1

формируется код, значение которого соответствует перемещению $x=2,6507$ мкм, производимому ускорением $a=100,02$ м/с². Погрешность преобразования составляет десятые доли нанометров для перемещения, сотые доли метра, делённого на секунду в квадрате, – для линейного ускорения, и не превышает 0,02 %.

Заключение. Предложенный алгоритм обработки информации о линейном ускорении позволяет уменьшить погрешность измерения за счёт формирования точной добавки к грубой составляющей. С учётом зависимости пропускания интерферометров с малой отражательной способностью от перемещения определены условия переключения между двумя каналами для обхода зон с низкой чувствительностью. При моделировании работы устройства обработки информации преобразователя установлено, что с использованием грубо-точного метода формирования выходного сигнала прецизионный преобразователь ускорения с интерферометрическим считыванием обеспечивает повышенную (на уровне единиц нанометров) точность измерений перемещений. Таким образом, подобный преобразователь можно эффективно использовать в системах управления и навигации летательных аппаратов.

Работа выполнена при поддержке РФФИ (грант № 19-08-00108).

Список литературы

1. Косцов Э. Г. Состояние и перспективы микро- и наноэлектромеханики // *Автометрия*. 2009. № 3. С. 3–52.
2. Мастеренко Д. А., Телешевский В. И. Особенности обработки измерительной информации при высокоточных линейных и угловых измерениях // *Измерительная техника*. 2016. № 12. С. 11–15.
3. Krasnova S. A., Antipov A. S., *Automation and Remote Control*, 2018, vol. 79, no. 3, pp. 554–570. <https://doi.org/10.1134/S000511791803013X>
4. Kokunko Yu., Krasnova S., *Mathematics in Engineering, Science and Aerospace (MESA)*, 2019, vol. 10, no. 4, pp. 695–705.
5. Busurin V. I., Korobkov V. V., Naing Htoo Lwin, Phan Anh Tuan, *Journal of Physics: Conference Series*, 2016, vol. 737, 012045. <https://doi.org/10.1088/1742-6596/737/1/012045>
6. Бусурин В. И., Иин Н. В., Жеглов М. А. Анализ влияния линейного ускорения на характеристики кольцевого оптоэлектронного преобразователя угловой скорости и его компенсация // *Автометрия*. 2019. № 3. С. 120–128. <https://doi.org/10.15372/AUT20190314>
7. Бусурин В. И., Коробков В. В., Горшков Б. Г., Дьячков В. В. ТВМ-преобразователь угловой скорости с интерферометрическим считыванием информации // *Датчики и системы*. 2017. № 5. С. 37–43.
8. Бусурин В. И., Коробков В. В., Нгуен Тхань Зыонг, Данг Ван Хуен. Волновой микроопто-электромеханический преобразователь угловой скорости с интерферометром Фабри-Перо // *Датчики и системы*. 2019. № 3. С. 27–33.

9. Осипов М. Н., Попов М. А. Измерения малых динамических смещений интерферометром Майкельсона со сферическими волновыми фронтами // *Компьютерная оптика*. 2007. Т. 31. № 4. С. 55–57.

10. Minghui Zhao, Kangli Jiang, Hongwu Bai, Hairong Wang, Xueyong Wei, *Microsystem Technologies*, 2020, vol. 26, pp. 1961–1969. <https://doi.org/10.1007/s00542-020-04747-3>

11. Edward Davies, David S. George, Malcolm C. Gower, Andrew S. Holmes, *Sensors and Actuators A: Physical*, 2014, vol. 215, pp. 22–29. <https://doi.org/10.1016/j.sna.2013.08.002>

12. Волинский М. А., Гуров И. П., Скаков П. С. Рекуррентный алгоритм обработки интерферометрических сигналов на основе мультиоблачной модели предсказания // *Научно-технический вестник информационных технологий, механики и оптики*. 2014 г. № 4 (92). С. 18–22.

13. Junning Cui, Zhangqiang He, Yuanwei Jiu, Jiubin Tan, Tao Sun, *Applied Optics*, 2016, vol. 55, no. 25, pp. 7086–7092. <https://doi.org/10.1364/AO.55.007086>

14. Ki-Nam Joo, Jonathan D. Ellis, Jo W. Spronck, Paul J. M. van Kan, Robert H. Munnig Schmidt, *Optics Letters*, 2009, vol. 34, no. 3, pp. 386–388. <https://doi.org/10.1364/OL.34.000386>

15. Феодосьев В. И. Сопротивление материалов: Учебник для вузов. Серия Механика в техническом университете. Т. 2. Изд. 10-е, перераб. и доп. М.: Изд-во МГТУ им. Н. Э. Баумана, 1999. 592 с.

16. Борн М., Вольф Э. Основы оптики: изд. 2-е. Пер. с англ. М.: Наука, 1973. 713 с.

References

1. Koscov E. G., *Avtometriya*, 2009, no. 3, pp. 3–52 (in Russian).
2. Masterenko D. A., Teleshevskij V. I., *Measurement Technique*, 2017, vol. 59, no. 12, pp. 1254–1259. <https://doi.org/10.1007/s11018-017-1125-3>
3. Krasnova S. A., Antipov A. S., *Automation and Remote Control*, 2018, vol. 79, no. 3, pp. 554–570. <https://doi.org/10.1134/S000511791803013X>
4. Kokunko Yu., Krasnova S., *Mathematics in Engineering, Science and Aerospace (MESA)*, 2019, vol. 10, no. 4, pp. 695–705.
5. Busurin V. I., Korobkov V. V., Naing Htoo Lwin, Phan Anh Tuan, *Journal of Physics: Conference Series*, 2016, vol. 737, 012045. <https://doi.org/10.1088/1742-6596/737/1/012045>
6. Busurin V. I., Win Y. N., Zheglov M. A., *Optoelectronics, Instrumentation and Data Processing*, 2019, vol. 55, pp. 309–316. <https://doi.org/10.15372/AUT20190314>
7. Busurin V. I., Korobkov V. V., Gorshkov B. G., D'yachkov V. V., *Sensors and Systems*, 2017, no. 5, pp. 37–47 (in Russian).
8. Busurin V. I., Korobkov V. V., Nguen Than' Zyong, Dang Van Huen, *Sensors and Systems*, 2019, no. 3, pp. 27–33 (in Russian).
9. Osipov M. N., Popov M. A., *Computer Optics*, 2007, vol. 31, no. 4, pp. 55–57 (in Russian).

10. Minghui Zhao, Kangli Jiang, Hongwu Bai, Hairong Wang, Xueyong Wei, *Microsystem Technologies*, 2020, vol. 26, pp. 1961–1969. <https://doi.org/10.1007/s00542-020-04747-3>
11. Edward Davies, David S. George, Malcolm C. Gower, Andrew S. Holmes, *Sensors and Actuators A: Physical*, 2014, vol. 215, pp. 22–29. <https://doi.org/10.1016/j.sna.2013.08.002>
12. Volynskij M. A., Gurov I. P., Skakov P. S., *Scientific and Technical Journal of Information Technologies, Mechanics and Optics*, 2014, no. 4 (92), pp. 18–22 (in Russian).
13. Junning Cui, Zhangqiang He, Yuanwei Jiu, Jiubin Tan, Tao Sun, *Applied Optics*, 2016, vol. 55, no. 25, pp. 7086–7092. <https://doi.org/10.1364/AO.55.007086>
14. Ki-Nam Joo, Jonathan D. Ellis, Jo W. Spronck, Paul J. M. van Kan, Robert H. Munnig Schmidt, *Optics Letters*, 2009, vol. 34, no. 3, pp. 386–388. <https://doi.org/10.1364/OL.34.000386>
15. Feodos'ev V. I., *Soprotivlenie materialov: Uchebnik dlya vuzov*, Moscow, Bauman Moscow State Technical University Publ., 1999, 592 p. (in Russian).
16. Max Born, Emil Wolf, *Principles of Optics*, 4th ed., Pergamon Press, 1970.

Дата поступления: 03.06.2020.

Дата принятия: 28.08.2020.

Microoptoelectromechanical acceleration transducer based on a roughly-accurate method of Fabry-Perot interferometer signal processing

Vladimir I. Busurin, Vadim V. Korobkov, Kirill A. Korobkov, Nataliya A. Koshevarova

Moscow Aviation Institute (National Research University), Moscow, Russian Federation,
e-mail: vbusurin@mai.ru, vvkor@bk.ru, kane_and_lynch@bk.ru, natashakoshevarova@mail.ru

The use of microelectromechanical acceleration transducers is actual in control and navigation systems of aircraft. A microelectromechanical acceleration transducer with an optical reading unit based on a two-channel Fabry-Perot interferometer is considered. Proposed to analyze fractional part of the interference pattern's fringe to improve the accuracy of the transducer. Changes in the output signal of the optical reading unit under the action of linear accelerations at various parameters of the beam-type sensitive element and change in the interferometer's transmission at different reflectivity of the mirrors are investigated. The conditions for switching between two channels for bypassing zones with low sensitivity are determined according to the dependences of the interferometer transmission on displacement. A method for processing optical signals has been developed, which forms the output value by concatenating rough measurement results and the calculated accurate component. The proposed processing method makes it possible to increase the accuracy of the acceleration measurements without changing the conversion range.

Key words: acceleration transducer, microelectromechanical systems, optical reading, Fabry-Perot interferometer, roughly-accurate method, micromovings, error.

Метод определения дробной части цикла несущей частоты навигационного сигнала имитатора сигналов глобальных навигационных спутниковых систем

Д. С. Печерица, С. Ю. Бурцев, А. А. Фролов

Всероссийский научно-исследовательский институт физико-технических и радиотехнических измерений, Московская обл., р. п. Менделеево, Российская Федерация, e-mail: pecheritsa_ds@vniiftri.ru, burtsevsky@vniiftri.ru, frolov_aa@vniiftri.ru

Рассмотрена задача калибровки имитатора навигационных сигналов глобальных навигационных спутниковых систем при обеспечении единства измерений координатно-временных средств измерений. Представлен метод определения дробной части цикла несущей частоты в радиочастотном тракте имитатора и оценки среднего квадратического отклонения погрешности формирования псевдодалности имитатором по фазе несущей частоты с использованием осциллографа. Суть метода заключается в определении разности фаз двух сигналов. В зависимости от типа задачи данный метод калибровки можно использовать с разными входными данными: при абсолютной калибровке имитатора с одним радиочастотным выходом – разность фаз навигационного сигнала, генерируемого имитатором, и образцового гармонического сигнала; при относительной калибровке имитатора с двумя и более радиочастотными выходами – разность фаз между генерируемыми имитатором навигационными сигналами с разных радиочастотных выходов.

Показано применение абсолютной калибровки имитатора по фазе несущей частоты для решения задачи калибровки навигационной аппаратуры потребителей по фазе несущей частоты, что существенно упростит реализацию перспективной технологии Integer-PPP.

Представлено использование относительной калибровки имитатора для определения точностных характеристик угломерной навигационной аппаратуры при её разработке и испытаниях.

Ключевые слова: фаза несущей частоты, фазовая неоднозначность, погрешность измерения, калибровка, имитатор навигационных сигналов, навигационная аппаратура потребителей.

Введение. Навигационная аппаратура потребителей глобальных навигационных спутниковых систем (ГНСС) предназначена для определения местоположения, скорости, времени и пространственной ориентации объекта по сигналам навигационных космических аппаратов (НКА) и применяется для решения большого круга задач: навигации, сличений эталонов единиц времени и частоты, геодезической привязки объекта к пунктам опорной сети и др. Для повышения точности решения навигационной задачи проводят калибровку навигационной аппаратуры потребителей (НАП) в части систематической погрешности измерений радионавигационных параметров. Существует три основных метода калибровки НАП, которые подробно рассмотрены в [1].

Дифференциальный метод с применением эталонного приёмника, относительно которого рассчитываются калибровочные поправки калибруемой НАП (Liang Kun, *Calibration with NIM calibrator*. APMP DEC Workshop on GPS time-transfer and calibration techniques. Taipei, 2016, URL: http://www.apmpweb.org/fms/get_file.php?index=NDgyNw==).

Дифференциальный метод обеспечивает сходимость НАП между собой и используется метрологическими лабораториями (например, Международное бюро мер и весов, Морская обсерватория США, Национальный метрологический институт Германии и др.) для калибровки канала сличений удалённых эталонов времени и частоты по сигналам ГНСС.

Схемотехнический метод с включением в радиочастотный тракт НАП элементов, позволяющих измерить разность группового времени задержки на различных частотах в процессе эксплуатации НАП [2]. Схемотехнический метод чаще всего пригоден для постоянно действующих НАП без возможности прерывания штатной эксплуатации.

Полунатурный метод с применением имитатора, генерирующего эталонный навигационный сигнал [3]. Полунатурный метод удобен для производителей НАП, в том числе, в исследовательских целях.

В области обеспечения единства координатно-временных измерений широкое распространение получил полунатурный метод. Согласно действующей государственной

поверочной схеме координатно-временных измерений рабочие эталоны основаны на имитаторах. Имитаторы предназначены для моделирования созвездия НКА ГНСС и генерации радиочастотных сигналов при разработке, отладке и оценке точностных характеристик НАП.

Исходными данными для большинства решений навигационных задач являются кодовые измерения навигационного приёмника. В этом случае при калибровке НАП полунатурным методом требуется знать систематическую составляющую погрешности формирования псевдодальности по фазе дальномерного кода имитатора [4].

Широко применяемые высокоточные методы определения координат НАП по сигналам ГНСС (разновидности метода PPP (Precise Point Positioning), дифференциальные методы) основаны на использовании, в том числе, измерений фазы несущей частоты. Для реализации наиболее перспективной технологии Integer-PPP необходима однородность фазовых задержек в приёмниках базовой сети и ровера, что требует калибровки навигационных приёмников не только по фазе дальномерного кода, но и по фазе несущей частоты. В этом случае, при калибровке НАП полунатурным методом требуется знать систематическую составляющую погрешности формирования псевдодальности по фазе несущей частоты имитатора.

В радионавигации под фазой несущей частоты понимают разность между фазой сигнала, созданного в приёмнике в момент приёма сигнала, и фазой сигнала, созданного на спутнике в момент передачи сигнала.

Сигнал НКА не является строго гармоническим, а модулирован по фазе сложным псевдошумовым кодом. Для фазовых измерений несущую частоту принимаемого со спутника сигнала восстанавливают одним из известных методов: квадратурного, кросскорреляции, Z-tracking и др. [5]. Затем восстановленную несущую частоту усиливают и измеряют мгновенную разность фаз несущей частоты и генерируемого приёмником сигнала, т. е. дробную часть цикла несущей частоты [6]. Особенностью измерения фазы несущей частоты является неоднозначность фазовых отсчётов, а именно, неизвестное полное число циклов несущей частоты.

Постановка задачи. При использовании имитаторов для калибровки НАП по фазе несущей частоты, измеренное НАП значение фазы несущей частоты (в циклах) можно представить в виде

$$\hat{N}_\lambda = b_{\phi S} + b_{\phi RX} + \Phi,$$

$b_{\phi S}$, $b_{\phi RX}$ – дробные части цикла несущей частоты в радиочастотном тракте соответственно имитатора и НАП; Φ – целое число.

Выразим моделируемое имитатором число циклов фазы несущей частоты (в циклах) через формируемую имитатором псевдодальность:

$$N_\lambda = P/\lambda,$$

где P – формируемая имитатором псевдодальность; λ – длина волны несущей частоты.

Таким образом, искомую дробную часть цикла несущей частоты навигационного сигнала можно представить в виде

$$b_{\phi RX} = P/\lambda - b_{\phi S} - \Phi. \quad (1)$$

Учитывая, что Φ целое число, остаётся неизвестной в правой части выражения (1) дробная часть цикла несущей частоты в радиочастотном тракте имитатора.

Цель данной работы – разработка метода определения дробной части цикла несущей частоты в радиочастотном тракте имитатора.

Описание метода. Метод определения дробной части цикла несущей частоты в радиочастотном тракте имитатора основан на прямых измерениях радионавигационных параметров сигнала с помощью осциллографа.

Суть метода заключается в определении абсолютного значения разности фаз между сигналом несущей частоты и математически синтезируемым образцовым сигналом с нулевой начальной фазой той же частоты и амплитуды, что и несущая. При этом измерения проводятся в шкале времени имитатора.

Навигационный сигнал представляет собой квадратурно-модулированный по фазе сигнал, математическое описание которого может быть представлено в следующем общем виде:

$$s_{0n} = I_n \cos(\omega_0 t_n + \varphi_0) + Q_n \sin(\omega_0 t_n + \varphi_0),$$

где I , Q – реальная и мнимая части комплексной огибающей сигнала; ω_0 – угловая частота; t – время; φ_0 – начальная фаза.

Синтезируемый образцовый сигнал задаётся в комплексной форме:

$$s_{refn} = A_{ref} e^{i\omega_0 t_n},$$

$$A_{ref} = \left| \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N s_{0n} \right| \frac{\pi}{2},$$

где A_{ref} – амплитуда образцового сигнала; N – число измерений.

Разность фаз между образцовым и оцифрованным навигационными сигналами можно определить по формуле [7]:

$$\Delta\varphi_r = \frac{2}{A_{ref}^2} \left(\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (s_{refn} s_{0n}) \right). \quad (2)$$

Во избежание выбросов измерения разности фаз на интервале времени фазовой манипуляции навигационного сигнала, выражение (2) необходимо применять на участках выборки между фазовыми переходами. Обнаружить интервалы времени с фазовой манипуляцией позволяет демодулирование навигационного сигнала.

Точность метода повышается с увеличением отношения длины выборки к периоду сигнала.

Найденная разность фаз является параметром комплексной огибающей навигационного сигнала и может быть представлена как

$$\Delta\varphi_r = \Delta\varphi_0 + k\pi/2, \quad k \in \mathbb{Z}, \quad (3)$$

где $\Delta\varphi_0$ – опорное значение разности фаз в интервале от 0 до $\pi/2$.

Проведём N измерений, учтём целое число k разности фаз и определим среднее квадратическое отклонение (СКО) разности фаз по формуле

$$\sigma_{\Delta\varphi} = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (\Delta\varphi_{rn} - \overline{\Delta\varphi_r})^2},$$

где $\overline{\Delta\varphi_r}$ – среднее арифметическое разности фаз.

Рассчитанное СКО разности фаз можно трактовать как случайную составляющую погрешности формирования псевдодальности по фазе несущей частоты имитатором, что соответствует минимально достижимым шумам фазовых измерений НАП при калибровке.

Апробация метода. Для опробования метода были выбраны следующие средства измерений:

осциллограф с четырьмя измерительными каналами, частота выборки $40 \cdot 10^9$ выб./с (интервал дискретизации 25 пс), разрешение по вертикали 8 бит и СКО джиттера между измерительными каналами не более 250 фс;

стандарт частоты со средним квадратическим относительным двухвыборочным отклонением частоты в интервале времени измерения 100 с не более $2 \cdot 10^{-12}$.

Первый вариант опробования метода заключался в подтверждении рассчитанных производителем фазовых характеристик имитатора.

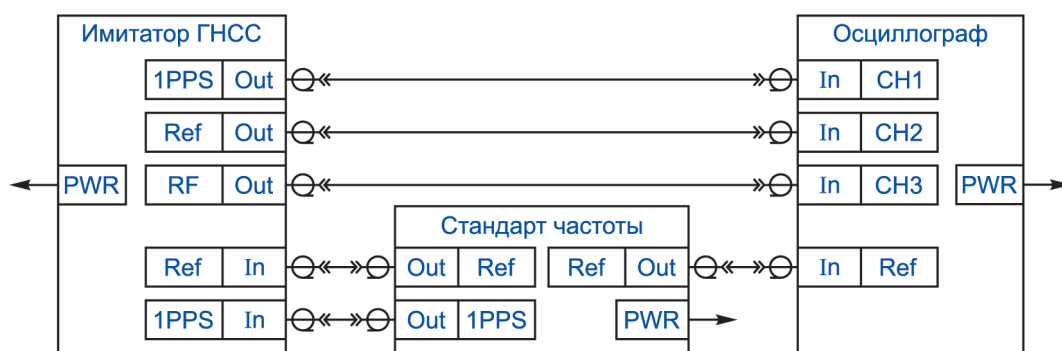


Рис. 1. Схема соединения средств измерений:

PWR – питание оборудования; $1PPS$ – сигнал с частотой 1 Гц; Ref – сигнал опорной частоты; RF – сигнал радиочастотного диапазона; In – входной сигнал; Out – выходной сигнал; CHn – канал осциллографа номер n

Fig. 1. Connection for measurements of the phase difference:

PWR – equipment supply power; $1PPS$ – signal 1 Hz; Ref – reference frequency signal; RF – radio-frequency signal; In – input; Out – output; CHn – oscilloscope channel n

Производитель исследуемого имитатора в технической документации указывает СКО фазового джиттера несущей частоты на уровне 0,02 рад, что эквивалентно дальности 0,6 мм на частоте L1, литере 0.

Для проведения измерений собрана схема, представленная на рис. 1 и запущен сценарий на имитаторе с неподвижным НКА, генерирующим навигационный сигнал в L-диапазоне.

Осциллограф захватывает и оцифровывает генерируемый навигационный сигнал по нарастающему фронту импульсного сигнала 1PPS от имитатора. Джиттер фронта импульса сигнала 1PPS может достигать 100 пс, что в сравнении со средним периодом волны навигационного сигнала в L-диапазоне 700 пс делает фазовые измерения очень зашумлёнными. Для уменьшения шума измерений фазы несущей частоты имитатор и осциллограф синхронизированы между собой от опорной частоты стандарта, а шкала времени измерений осциллографа пересчитывается на начало периода гармонического сигнала опорного генератора имитатора, подкрашенного началом импульса сигнала 1PPS.

Важным моментом в схеме измерений является привязка шкалы времени имитатора к шкале стандарта частоты. Это обеспечивает привязку шкалы времени имитатора к несущей частоте навигационного сигнала с радиочастотного выхода на время работы стандарта частоты, вне зависимости от перезапуска сценария на имитаторе или включения/выключения имитатора.

Для иллюстрации расчёта разности фаз на рис. 2 показан момент фазового перехода навигационного сигнала на фоне образцового сигнала.

Рассчитав разности фаз по выражению (2) и усреднив их между фазовыми переходами, получим разности фаз, описанные выражением (3) и представленные на рис. 3.

Результаты расчёта дробной части цикла несущей частоты в радиочастотном тракте имитатора с учётом фазостабильного кабеля от радиочастотного выхода имитатора до входа измерительного канала осциллографа для сигналов ГНСС ГЛОНАСС и GPS в диапазоне частот L1, L2 представлены в табл. 1.

Результаты расчёта СКО разности фаз представлены в табл. 2.

Результаты измерений подтверждают указанное в технической документации производителя имитатора СКО фазового джиттера несущей частоты не более 0,02 рад.

Таблица 1

Дробная часть цикла несущей частоты в радиочастотном тракте имитатора

ГЛОНАСС						GPS		
Литера	$\Delta\phi$, рад		Литера	$\Delta\phi$, рад		Номер НКА	$\Delta\phi$, рад	
	L1	L2		L1	L2		L1	L2C
–7	0,891	0,112	0	0,172	0,924	1	0,802	0,780
–6	1,246	0,216	1	0,511	1,073	5	0,795	0,790
–5	1,060	0,291	2	0,867	1,179	10	0,799	0,772
–4	0,290	0,377	3	1,211	1,254	15	0,798	0,771
–3	0,685	0,437	4	0,933	1,381	20	0,790	0,771
–2	1,040	0,626	5	0,329	1,487	25	0,794	0,790
–1	1,398	0,765	6	0,697	0,053	30	0,802	0,774

Таблица 2

СКО разности фаз

ГЛОНАСС						GPS		
Литера	$\Delta\phi$, рад		Литера	$\Delta\phi$, рад		Номер НКА	$\Delta\phi$, рад	
	L1	L2		L1	L2		L1	L2C
–7	0,015	0,014	0	0,013	0,008	1	0,013	0,011
–6	0,016	0,012	1	0,017	0,009	5	0,013	0,010
–5	0,021	0,016	2	0,016	0,013	10	0,013	0,011
–4	0,014	0,011	3	0,015	0,013	15	0,012	0,011
–3	0,022	0,012	4	0,014	0,011	20	0,013	0,010
–2	0,009	0,012	5	0,015	0,012	25	0,012	0,011
–1	0,014	0,015	6	0,015	0,010	30	0,012	0,011

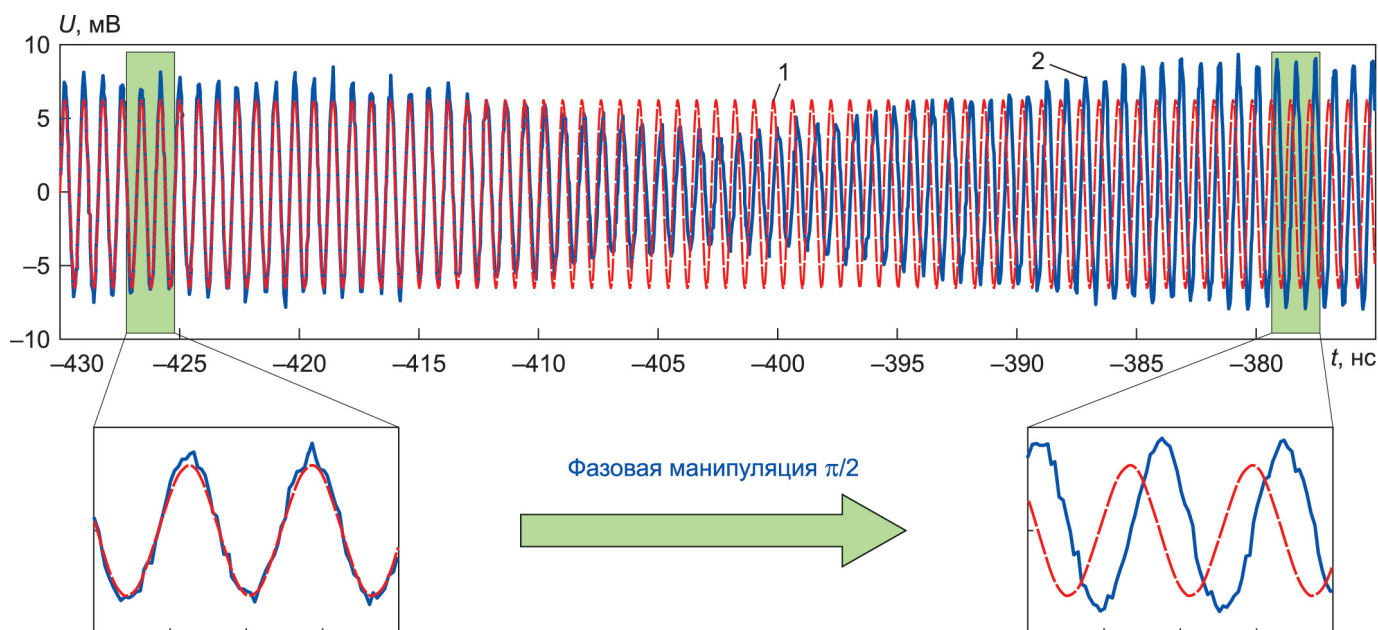


Рис. 2. Сравнение навигационного сигнала (2) с образцовым гармоническим сигналом (1) в момент фазовой манипуляции

Fig. 2. The navigation signal (2) phase modulation compared to the pure sinusoidal signal (1)

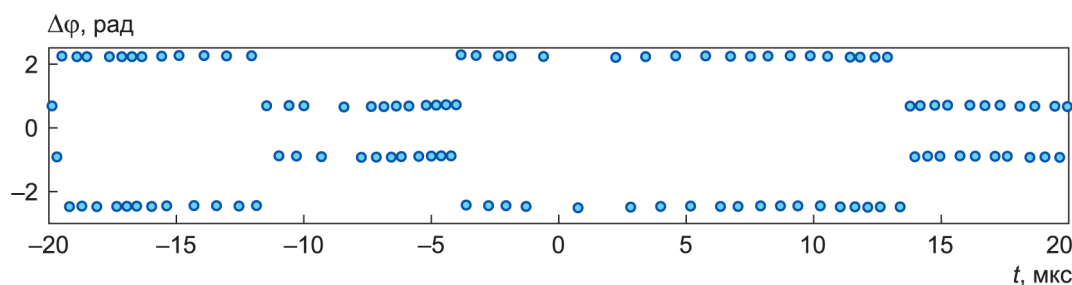


Рис. 3. Разность фаз $\Delta\phi$ между навигационным сигналом и образцовым гармоническим сигналом

Fig. 3. Phase difference $\Delta\phi$ between navigation signal and reference signal

Таблица 3

Результаты измерений смещений фазы несущей частоты навигационного сигнала

$\Delta\phi_{уст}$, рад	$\Delta\phi_{и}$, рад	$(\Delta\phi_{уст} - \Delta\phi_{и})$, рад
1,007	1,002	0,005
1,510	1,508	0,002
2,013	2,010	0,003
5,033	5,030	0,003

Таблица 4

Результаты измерений разности фаз несущей частоты $\Delta\phi$, рад, на выходе пассивного делителя

Литера	ВАЦ	Предлагаемый метод
L1		
-7	0,027	0,015
0	0,023	0,017
6	0,024	0,017
L2		
-7	0,023	0,020
0	0,023	0,017
6	0,024	0,018

рассматриваемым методом. Результаты измерений представлены в табл. 4.

Расхождение результатов измерений, полученных предлагаемым методом, с результатами ВАЦ достигает 0,012 рад, что эквивалентно дальности 0,4 мм (диапазон L1, литера –7).

Полученные результаты опробования показывают большой практический потенциал предлагаемого метода и возможности его применения в различных практических задачах.

Практическое применение метода. В последнее время остро встал вопрос в метрологическом обеспечении (проведение испытаний, поверок и калибровок) стремительно растущего парка угломерной навигационной аппаратуры

Таблица 5

Результаты измерений разности фаз несущих частот с двух радиочастотных выходов имитатора

Диапазон	Литера	$\Delta\phi_{11}$, рад	$\Delta\phi_{22}$, рад	$\Delta\phi_{12}$, рад	$\Delta\phi_{21}$, рад	$\Delta\phi_{2-1}$, рад
L1	6	0,110	0,018	0,034	0,158	0,032
L2	6	1,446	0,449	0,417	1,481	0,067

(УНАП). На сегодняшний день технические средства оценки точностных характеристик УНАП или не позволяют проводить измерения в динамическом режиме, или имеют ограничения по диапазону скоростей и не обеспечивают при этом требуемого запаса точности в соответствии с требованиями, предъявляемым к определению погрешностей измерений

при разработке и испытаниях УНАП.

Данная проблема может быть решена использованием имитаторов с несколькими радиочастотными выходами (количество радиочастотных выходов имитатора должно быть не меньше количества антенн испытываемой модификации УНАП). При этом существует необходимость определения погрешности имитатора в части воспроизведения углов пространственной ориентации объекта. Погрешность формирования действительных значений углов пространственной ориентации (при доверительной вероятности 0,997) должна быть не более 1 мин [8].

На практике для определения фактической погрешности формирования имитатором углов пространственной ориентации необходимы прямые измерения разности фаз между двумя радиочастотными выходами имитатора.

Алгоритм измерения разности фаз между двумя радиочастотными выходами имитатора с помощью осциллографа заключается в следующем:

подключить кабель с первого радиочастотного выхода имитатора на первый канал осциллографа, со второго радиочастотного выхода – на второй канал осциллографа;

подать навигационный сигнал на первый и второй радиочастотные выходы имитатора от моделируемого неподвижного НКА с нулевой разностью фаз между двумя радиочастотными выходами;

измерить разность фаз несущих частот на первом и втором радиочастотных выходах имитатора. Измеренная разность фаз определяется выражением

$$\Delta\phi_{22} - \Delta\phi_{11} = \Delta\phi_{pc2} + \Delta\phi_{k2} - \Delta\phi_{pc1} - \Delta\phi_{k1}, \quad (4)$$

где $\Delta\phi_{11}$, $\Delta\phi_{22}$ – измеренные дробные части цикла несущей частоты измерительного тракта на первом и втором радиочастотных выходах; $\Delta\phi_{pc1}$, $\Delta\phi_{pc2}$ – дробные части цикла несущей на первом и втором радиочастотных выходах имитатора; $\Delta\phi_{k1}$, $\Delta\phi_{k2}$ – дробные части цикла несущей частоты на первом и втором кабелях;

переподключить кабель с первого радиочастотного выхода имитатора на второй, а со второго на первый;

измерить разность фаз несущих частот, генерируемых с первого и второго радиочастотных выходов имитатора от неподвижного НКА. Измеренная разность фаз определяется выражением

$$\Delta\varphi_{21} - \Delta\varphi_{12} = \Delta\varphi_{p42} + \Delta\varphi_{k1} - \Delta\varphi_{p41} - \Delta\varphi_{k2}, \quad (5)$$

где $\Delta\varphi_{12}$, $\Delta\varphi_{21}$ – измеренные дробные части цикла несущей частоты измерительного тракта на первом и втором радиочастотных выходах с переподключенными кабелями;

сложить (4) и (5), рассчитать разность фаз между двумя радиочастотными выходами имитатора по формуле

$$\Delta\varphi_{2-1} = \Delta\varphi_{p42} - \Delta\varphi_{p41} = (\Delta\varphi_{22} - \Delta\varphi_{11} + \Delta\varphi_{21} - \Delta\varphi_{12})/2.$$

Результаты измерений дробной части цикла несущей частоты навигационного сигнала ГЛОНАСС для имитатора с двумя радиочастотными выходами представлены в табл. 5.

Представленный метод измерений фазы несущей навигационного сигнала имеет следующие достоинства: возможность калибровки радиочастотного тракта имитатора по фазе несущей частоты; оценка случайной составляющей погрешности формирования псевдодальности по фазе несущей частоты; применимость ко всем типам навигационных сигналов ГНСС.

Недостатки метода заключаются в следующем: генерируемый имитатором навигационный сигнал должен быть только от одного неподвижного НКА в одном частотном диапазоне; генерируемый имитатором навигационный сигнал должен быть одной постоянной частоты и без существенных изменений амплитуды за исключением переходных процессов во время модуляции.

Ограничения применения метода:

имитатор должен иметь строгую привязку несущей частоты к внутренней шкале времени; жёсткие требования к средствам измерений (относительная погрешность по частоте стандарта частоты не более $\pm 5 \cdot 10^{-11}$, полоса пропускания осциллографа не менее 15 ГГц, частота дискретизации не менее 40 ГГц, число каналов осциллографа не менее 3);

чувствительность к температуре окружающей среды при длительной серии измерений (практика применения метода показала, что поддержание температуры в пределах одного градуса не оказывает влияния на результаты статистического анализа проведенных измерений).

Заключение. Теоретические аспекты и результаты опробования метода позволяют сделать вывод о высоком потенциале и дальнейших перспективах исследования применимости данного метода в широком кругу навигационных задач: испытания НАП в части определения погрешности измерения псевдодальности по фазе несущей, калибровка имитаторов по фазе несущей частоты навигационного сигнала, исследование угломерных систем.

Список литературы

1. Печерица Д. С. Метод калибровки навигационной аппаратуры потребителей ГЛОНАСС с использованием эталонов, прослеживаемых к государственным первичным эталонам единиц величин: дис. канд. техн. наук. (ВНИИФТРИ, Менделеево, 2018).
2. S. Yudanov, V. Varyukhin, N. Shurygin et al, *Inter-channel bias calibration for navigation satellite systems*, US Patent no. 9103912 (2015).

3. Fonville B., Powers E., Ioannides R., Hahn J., and Mudrak A., Timing Calibration of a GPS/Galileo Combined Receiver, *Proceedings of the 44th Annual Precise Time and Time Interval*, Reston, Virginia, November 2012, pp. 167–177. <https://doi.org/10.13140/2.1.1838.2726>
4. Fischer J., Perdue L. A., Calibrated Precision GNSS Simulator for Timing Applications, *Proceedings of the 45th Annual Precise Time and Time Interval Systems and Applications Meeting*, Bellevue, Washington, December 2013, pp. 107–111.
5. Hofmann-Wellenhof B., Lichtenegger H., Collins J. *Global Positioning System. Theory and practice*, Wienn, New-York, Springer, 2001, 384 p.
6. Антонович К. М. Использование спутниковых радионавигационных систем в геодезии. В 2 т. Т. 1. М.: ФГУП «Картгеоцентр», 2005. 334 с.
7. Воронов А. С. Измерение разности фаз сигналов // Горизонты образования. 2007. № 9. URL: <http://edu.secna.ru/media/f/phaze.pdf> (дата обращения: 23.10.2020).
8. Фролов А. А. Метод определения точностных характеристик имитатора сигналов глобальных навигационных спутниковых систем, предназначенного для испытаний угломерной навигационной аппаратуры потребителей // Вестник метролога. 2018. № 2. С. 19–22.

References

1. D. S. Pecheritsa, Calibration method of consumer navigation equipment GLONASS using standards traceable to state primary unit standards, Candidate's dissertation Technical Sciences (VNIIFTRI, Mendeleevo, 2018) (in Russian).
2. S. Yudanov, V. Varyukhin, N. Shurygin et al. *Inter-channel bias calibration for navigation satellite systems*, US Patent no. 9103912 (2015).
3. Fonville B., Powers E., Ioannides R., Hahn J., and Mudrak A., Timing Calibration of a GPS/Galileo Combined Receiver, *Proceedings of the 44th Annual Precise Time and Time Interval*, Reston, Virginia, November 2012, pp. 167–177. <https://doi.org/10.13140/2.1.1838.2726>
4. Fischer J., Perdue L. A., Calibrated Precision GNSS Simulator for Timing Applications, *Proceedings of the 45th Annual Precise Time and Time Interval Systems and Applications Meeting*, Bellevue, Washington, December 2013, pp. 107–111.
5. Hofmann-Wellenhof B., Lichtenegger H., Collins J. *Global Positioning System. Theory and practice*, Wienn, New-York, Springer, 2001. 384 p.
6. Antonovich K. M., *The use of satellite radio navigation systems in geodesy*, vol. 1, Moscow, FSUE «Kartgeocenter» Publ., 2005, 334 p. (in Russian).
7. Voronov A. S., *Horizons of education*, 2007, no. 9, available at: <http://edu.secna.ru/media/f/phaze.pdf> (accessed: 23.10.2020) (in Russian).
8. Frolov A. A., *Vestnik metrologa*, 2018. no. 2. pp. 19–22 (in Russian).

Дата поступления: 26.05.2020.

Дата принятия: 26.06.2020.

Method for determining the fractional part of the carrier frequency cycle of the simulator GNSS signals

Dmitry S. Pecheritsa, Svyatoslav Y. Burtsev, Anatoly A. Frolov

Russian Metrological Institute of Technical Physics and Radio Engineering,
Moscow region, Mendeleevo, Russian Federation,
e-mail: pecheritsa_ds@vniiftri.ru, burtsevsvy@vniiftri.ru, frolov_aa@vniiftri.ru

The article presents the calibration problem of a navigation signals simulator while ensuring the measurements uniformity of coordinate and time measuring instruments. The method of determining the carrier frequency cycle fractional part in the simulator RF circuit output and standart deviation estimate of the pseudorange generation error by the simulator on the carrier phase with using of an oscilloscope is presented. The method essence is to determine the phase difference between two signals: the simulator absolute calibration with a single RF output – the phase difference between the navigation signal generated by the simulator and the reference harmonic signal; the simulator relative calibration with two or more RF outputs – the phase difference between the navigation signals generated by the simulator from different RF outputs.

The applying of the simulator absolute calibration by the carrier frequency phase to solve the receiver calibration problem by the carrier frequency phase is shown, which will significantly simplify the implementation of the promising Integer-PPP technology.

Presented the use of the simulator relative calibration to determine the accuracy characteristics of angular receiver in its development and testing.

Key words: carrier-phase, phase ambiguity, measurement error, calibration, simulator, receiver.

Оценка неопределённости косвенного измерения ресурса защитных свойств фильтрующе-поглощающих изделий с использованием теплового метода

П. В. Балабанов, И. В. Рязанов

Тамбовский государственный технический университет, Тамбов, Российская Федерация,
e-mail: pav-balabanov@yandex.ru, senior.ryazanov2012@yandex.ru

Рассмотрены средства защиты органов дыхания с фильтрующе-поглощающими элементами на основе твёрдых, в частности химических, сорбентов. Для обеспечения надёжной работы указанных средств защиты необходимо контролировать их ресурс защитных свойств. Проанализированы факторы неопределённости косвенного измерения ресурса защитных свойств фильтрующе-поглощающих изделий, имеющих форму пластины и работающих в условиях конвективного обдува очищаемым воздухом. Показано, что для пластин сорбента на основе надпероксида калия KO_2 толщиной 0,8 мм при относительной влажности воздуха 60–90 % и концентрации диоксида углерода CO_2 1–4 % основным фактором неопределённости косвенного измерения ресурса защитных свойств является число Био Bi , характеризующее условия теплоотдачи с поверхности пластины. Экспериментально установлено, что при $Bi = 0 \dots 0,08$ основным фактором составляет до 30 % суммарной неопределённости измерения ресурса защитных свойств.

Ключевые слова: неопределённость измерения, ресурс защитных свойств, тепловой метод, адсорбенты, средства защиты.

Введение. В настоящее время актуальна проблема очистки воздуха от загрязнений и защиты органов дыхания человека. Это связано с возросшей техногенной деятельностью и участвовавшими природными явлениями, сопровождающимися выделением примесей, оказывающих негативное влияние на здоровье человека. Для защиты органов дыхания широко применяют средства защиты с фильтрующе-поглощающими элементами (ФПЭ) на основе твёрдых сорбентов. ФПЭ в средствах защиты изолирующего типа представляют собой пластины из твёрдых химических сорбентов и работают в условиях конвективного обдува воздухом, очищаемым от диоксида углерода CO_2 . Своевременная замена ФПЭ обеспечивает качественную очистку воздуха и надёжную защиту органов дыхания. При этом время действия средств защиты органов дыхания существенно зависит от параметров очищаемого воздуха, физиологических особенностей организма человека, видов деятельности и пр. Поэтому ФПЭ заменяют не только по расписанию, но и на основе показаний индикаторов или систем мониторинга их ресурса защитных свойств [1–3].

Применение химических индикаторов [4, 5], диэлектрических датчиков [6, 7], химических резисторов [8], полупроводниковых датчиков [9], предусматривающих контакт с поверхностью ФПЭ, приводит к нарушению газообмена

в области данного контакта. С этой точки зрения преимущественно обладают бесконтактные методы и средства измерения и контроля ресурса защитных свойств, в частности тепловой метод [10].

Одним из важных критериев выбора методики измерения ресурса защитных свойств является мера доверия к результатам измерения. Мерой, признанной на международном уровне, принята неопределённость измерений. Цель настоящей работы – оценка неопределённостей результатов измерений ресурса защитных свойств ФПЭ в форме пластин при контроле тепловым методом.

Методы и результаты оценки неопределённостей. В качестве ФПЭ использовали химические сорбенты на основе надпероксидов и гидроксидов щелочных и щелочноземельных металлов (Na, K, Ca), которые служат основными компонентами изолирующих дыхательных аппаратов для шахтеров, пожарных и сотрудников прочих служб. В качестве меры ресурса защитных свойств ФПЭ примем $\beta = 1 - \varphi / \varphi_{\max}$, где φ , $\varphi_{\max}$ – соответственно текущее и максимальное содержания поглощённого компонента в единице объёма сорбента, $\varphi_{\max}$ соответствует моменту времени полной отработки сорбента. Стандартная суммарная неопределённость измерения меры β определяется выражением

$$u_c(\beta) = \sqrt{(\partial\beta/\partial\varphi)^2 u^2(\varphi) + (\partial\beta/\partial\varphi_{\max})^2 u^2(\varphi_{\max})}, \quad (1)$$

где u – стандартная неопределённость соответствующей величины.

Для оценки вклада каждого из членов выражения (1) введём ограничения на условия эксплуатации ФПЭ: относительная влажность воздуха 60–90 %; концентрация CO_2 1–4 %. Для указанных условий $\varphi_{\max} = 90 \dots 120 \text{ м}^3/\text{м}^3$ [11], $u(\varphi_{\max}) \leq 5 \text{ м}^3/\text{м}^3$, а вклад второго члена суммы в суммарную неопределённость $u_c(\beta)$ не превышает 0,003.

Проанализируем факторы неопределённости измерения текущего содержания φ . Для этого рассмотрим используемый тепловой метод измерения [12]. В процессе эксплуатации ФПЭ обдувается воздухом, очищаемым от примесей CO_2 . Активное вещество – надпероксид щелочного металла – вступает с очищаемым компонентом в химическую реакцию с экзотермическим эффектом. При этом согласно [12] температурное поле в пластине описывается одномерным по её толщине уравнением с экспоненциально изменяющимися во времени граничными условиями 3-го рода и источниками тепловой энергии. Объёмная мощность w источников тепловой энергии, действующих в ФПЭ, прямо пропорциональна скорости v поглощения CO_2 из очищаемого воздуха [11]:

$$w(\tau) = v(\tau)k,$$

где k – параметр, определяемый тепловым эффектом сорбции компонента; τ – время.

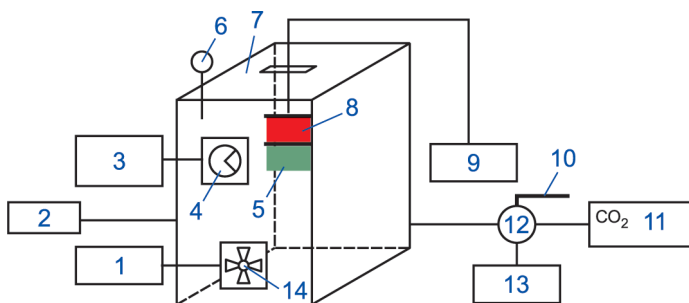


Рис. 1. Схема установки для реализации теплового метода контроля:

1 – блок питания вентилятора; 2 – газоанализатор; 3 – компьютер; 4 – тепловизионная камера; 5 – фильтрующе-поглощающий элемент; 6 – термогигрометр; 7 – камера; 8 – нагреватель; 9 – блок питания нагревателя; 10 – газозвдушная смесь; 11 – баллон с диоксидом углерода; 12 – вентиль; 13 – редуктор; 14 – вентилятор

Fig. 1. Installation diagram for the implementation of the thermal control method:

1 – heater power supply; 2 – gas analyzer; 3 – computer; 4 – thermal imaging camera; 5 – filter-absorbing element; 6 – thermohygrometer; 7 – camera; 8 – heater; 9 – heater power supply; 10 – gas air mixture; 11 – cylinder with carbon dioxide; 12 – valve; 13 – reducer; 14 – fan

Интегрируя $v(\tau)$ в интервале $[0, \tau_i]$, определяют текущее содержание CO_2 , поглощённого за указанный промежуток:

$$\varphi(\tau) = \int_0^{\tau_i} \frac{w(\tau)}{k} d\tau.$$

Мощность w источников тепловой энергии, действующих в пластине сорбента, является функцией разности температуры T поверхности пластины и начальной температуры T_0 , теплофизических свойств и геометрических размеров пластины, а также числа Био Bi , характеризующего условия теплоотдачи с поверхности пластины [9].

Таким образом, зависимость между текущим содержанием φ и параметрами, влияющими на результат измерения и неопределённость φ , имеет вид

$$\varphi = f(T - T_0; P_c; TFC; GP; k), \quad (2)$$

где $P_c = \{T_c; Bi\}$ – параметры окружающей среды (температура и число Био соответственно); $TFC = \{\lambda; c; \rho; a\}$ – теплофизические свойства сорбента (теплопроводность, удельная теплоёмкость, плотность и коэффициент температуропроводности соответственно); $GP = \{L; H; h\}$ – геометрические размеры (высота, ширина и толщина соответственно); $k = \text{const}$ при постоянных значениях параметров, влияющих на тепловой эффект сорбции.

Установка для реализации теплового метода.

Оценим неопределённости измерения параметров из выражения (2). Для этого рассмотрим установку (рис. 1) для реализации теплового метода и используемые в ней средства измерений. В условно-герметичной (создаётся подпор, предотвращающий попадание наружного воздуха) камере 7 объёмом $0,17 \text{ м}^3$ поддерживаются постоянными концентрация CO_2 , влажность и температура воздуха. Для контроля указанных параметров используются термогигрометр CENTER 313 (Center Technology Corp, Тайвань) 6 и газоанализатор ХОББИТ-Т- CO_2 (Информаналитика, Россия) 2. Диоксид углерода CO_2 подаётся из баллона 11, оснащённого вентилем 12 с редуктором 13. Контролируемый ФПЭ 5 в виде пластины размером $95 \times 95 \times 0,8 \text{ мм}$ размещают в камере 7, вентилятором 14 обдувают газозвдушной смесью и с интервалом времени 2 с регистрируют разность $T - T_0$ среднеинтегральной температуры T поверхности пластины и её начальной температуры T_0 с помощью тепловизионной камеры Flir A320 (FLIR Systems, Швеция) 4, от которой информация поступает в компьютер 3.

Основные факторы, влияющие на неопределённость измерения указанной разности температур – случайные колебания концентрации CO_2 в диапазоне $\pm 0,3 \%$ и влажности в камере в интервале $\pm 5 \%$, приводящие к неопределённости $u(T - T_0)$ измерения температур, оценённой статистически и не превышающей $2,5 \text{ }^\circ\text{C}$. Неопределённости результатов измерений длины и ширины пластины штангенциркулем ШЦК-1-150-0,02 и её высоты микрометром МК 50-75 (ГОСТ 6507-90 «Микрометры.

Технические условия (с Изменением № 1)» составили $u(L)$, $u(H)=0,03$ мм, $u(h)=2,5$ мкм. Неопределённости измерения теплофизических свойств пластины сорбента, определённых с помощью измерителей ИТП-МГ4 «100», ИТ-с-400 и весовым методом, составили $u(\lambda)=0,01$ Вт/(м·К), $u(c)=200$ Дж/(кг·К), $u(\rho)=50$ кг/м³. Температуропроводность пластины определили по формуле $a=\lambda/(c\rho)$, при этом суммарная стандартная неопределённость измерения a не превысила 0,01.

Для оценки неопределённости измерения числа Bi проведены эксперименты, в ходе которых плоский нагреватель 8 (см. рис. 1) размером 95×95×0,8 мм размещали в камере 7 при условиях теплообмена, аналогичных условиям эксплуатации ФПЭ. Нагреватель подключали к источнику Б5-80 («ЭЛАТЕК», Беларусь) 9 (см. рис. 1) стабилизированного напряжения U (7; 10; 18) В с нестабильностью выходного напряжения 0,1 %. Погрешностью установки выходного напряжения пренебрегали. Результаты измерения температуры нагревателя (рис. 2) поступали в ноутбук Lenovo 6 (Lenovo Group Limited, Китай) и использовались для определения числа Био по формуле

$$Bi = U^2 h / [2rLH\lambda(T^* - T_c)], \quad (3)$$

где r – сопротивление нагревателя; T^* – среднеинтегральная температура поверхности нагревателя в стационарном состоянии.

Число Bi определяли в условиях как естественной конвекции, так и при обдуве плоского нагревателя 8 потоком воздуха. Для обдува использовали вентилятор размером 120×120×25 мм, расположенный на расстоянии 200 мм от нагревателя. Скорость обдува регулировали путём изменения выходного напряжения блока 1 питания вентилятора в диапазоне $U_{\text{вых}}=10...20$ В (см. рис. 1). Питание вентилятора осуществляли от источника Б5-8 с нестабильностью выходного напряжения 0,1 %. Погрешностью установки напряжения питания вентилятора пренебрегали. Результаты измерения числа Bi приведены на рис. 3. Для разработанной экспериментальной установки найденные по данным 20 опытов средние значения составляют $Bi=0,018$ (режим естественной конвекции) и $Bi=0,05$ и $0,07$ (в режиме обдува при напряжении блока питания вентилятора $U_{\text{вых}}=10$ и 20 В соответственно). При этом для отдельных результатов измерения Bi доверительный интервал составлял 0,0054 для режима естественной конвекции и 0,0068; 0,0093 для обдува при $U_{\text{вых}}=10$ и 20 В соответственно.

Рассмотрим причины возникновения достаточно высоких неопределённостей измерения Bi . Для сокращения числа переменных в выражении (3) положим $L=H$. Запишем формулу для расчёта суммарной неопределённости измерения Bi :

$$u_c(Bi) = [4u^2(U) + u^2(h) + u^2(r) + 4u^2(L) + u^2(\lambda) + u^2(T^* - T_c)]^{1/2}. \quad (4)$$

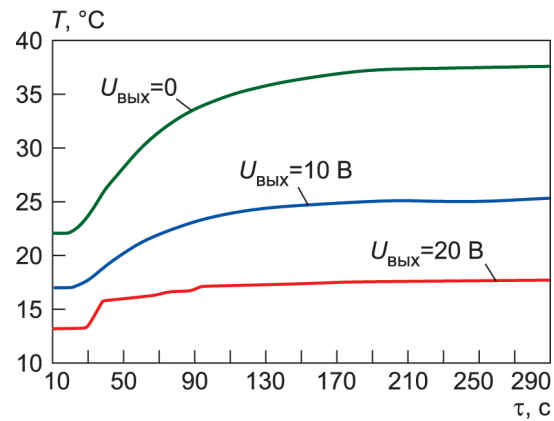


Рис. 2. Временные зависимости температуры поверхности нагревателя при различном напряжении $U_{\text{вых}}$

Fig.2. Dependence of the heater surface temperature over time

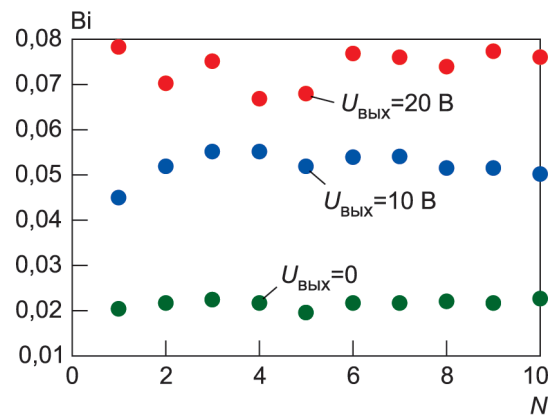


Рис. 3. Результаты измерения чисел Bi при различных напряжениях $U_{\text{вых}}$

Fig. 3. Results of measurement of Bi numbers at various U_f

В выражении (4) исключим систематические составляющие $u(h)$, $u(L)$, $u(\lambda)$, поскольку в экспериментах используем одни и те же образцы, упростим и представим (4) в виде

$$u_c(Bi) = [4u^2(U) + u^2(T^* - T_c) + u^2(r)]^{1/2}.$$

С учётом выражения

$$T^* - T_c = U^2 h / [2Bi r L H \lambda]$$

рассчитали значения $u_c(Bi) = f(U; T^* - T_c)$ для диапазонов $Bi=[0; 0,1]$ и $U=[7; 20]$ В. На рис. 4 приведена диаграмма суммарных неопределённостей измерения Bi , разделённая на области с диапазонами значений $u_c(Bi)$: $[0; 0,1]$;

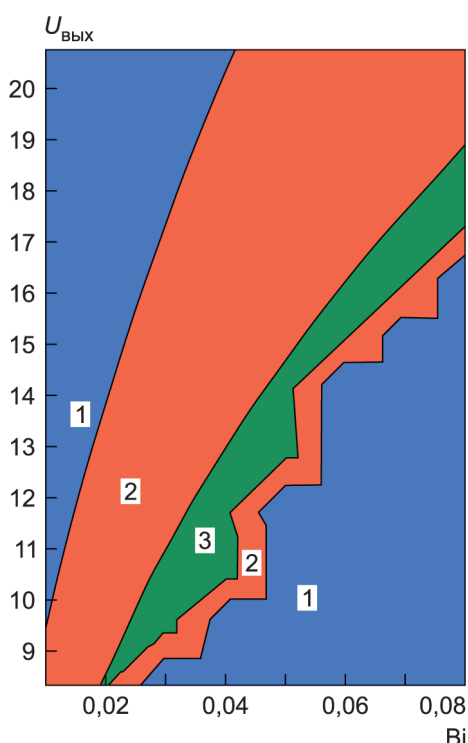


Рис. 4. Суммарные неопределённости измерения чисел Bi в областях $u_c(Bi)=[0; 0,1]; [0,1; 0,2]; [0,2; 0,3]$ – соответственно 1–3

Fig. 4. Total measurement uncertainties of Bi $u_c(Bi)$ in range $[0; 0,1]; [0,1; 0,2]; [0,2; 0,3]$ – 1–3

$[0,1; 0,2]; [0,2; 0,3]$. Согласно полученным данным неопределённости измерения Bi существенно зависят от напряжения нагревателя и значительно увеличиваются при $U < 10$ В для исследованного диапазона Bi . При этом в практически важных случаях эксплуатации ФПЭ $u_c(Bi)$ попадает в диапазоны $[0,1; 0,2]$ и $[0,2; 0,3]$, поскольку даже в условиях естественной конвекции $Bi > 0,03$. По этой причине минимальные значения $u_c(Bi)$ лежат в интервале $0,18–0,20$, что ограничивает область применения теплового метода контроля.

Заключение. На неопределённость измерения ресурса защитных свойств β наибольшее влияние оказывают неопределённости измерения чисел Bi . Это накладывает ограничения на условия реализации используемого теплового метода, в частности требует тщательно подходить к выбору параметров нагревателя (размеров, мощности) в зависимости от условий эксплуатации ФПЭ. При изменении условий эксплуатации реальные неопределённости измерения β могут существенно отличаться от расчётных. Указанные недостатки рассмотренного теплового метода обусловлены необходимостью экспериментального определения параметра Bi , характеризующего теплоотдачу поверхности пластины. Поэтому необходимо повышать точность теплового метода контроля ресурса защитных свойств ФПЭ в форме пластин.

Список литературы

1. Wood G. O., Snyder J. L., *Journal of occupational and environmental hygiene*, 2011, no. 8 (10), pp. 609–617. <https://doi.org/10.1080/15459624.2011.606536>
2. Nelson T. J., Janssen L. L., *3M Jobhealth Highlights*, 1999, no. 1 (17), pp. 1–5.
3. Favas J., *Human protection & performance division defence science and technology organization*, 2005, URL: <https://files.library.by/files/1573381407.doc> (дата обращения: 22.04.2020).
4. Greenawald L. A., Boss G. R., Reeder A., Bell S., *Sensors and Actuators B: Chemical*, 2016, vol. 230, pp. 658–666. <https://doi.org/10.1016/j.snb.2016.02.129>
5. Пат. № 2459204 РФ / О. Б. Громов, А. Н. Дьяченко, П. В. Жернаев // Изобретения. Полезные модели. 2012. № 23.
6. Mason A., Wylie S., Shaw A., Al-Shamma'a A. I., Thomas A., Keele H., *Journal of Physics: Conference Series*, 2011, vol. 307, no. 1, pp. 1–6. <https://doi.org/10.1088/1742-6596/307/1/012041>
7. Cerro G., Ferrigno L., Ferdinandi M., Laracca M., *IEEE Transactions on Instrumentation and Measurement*, 2018, vol. 67, pp. 2504–2515. <https://doi.org/10.1109/TIM.2018.2843218>
8. Bernard P., Caron S., St. Pierre M., Lara J., US Patent no. 6375725 (23 апреля 2002).
9. Hajime H., Ishidao T., Ishimatsu S., *Journal of occupational and environmental hygiene*, 2003, vol. 18, no. 2, pp. 90–95. <https://doi.org/10.1080/10473220301438>
10. Пат. № 2419783 РФ / С. Н. Кондронов // Изобретения. Полезные модели. 2011. № 12.
11. Mishchenko S. V., Balabanov P. V., Krimstein A. A., *Theoretical foundations of chemical engineering*, 2014, vol. 48, no. 3, pp. 328–336. <https://doi.org/10.1134/S0040579514030130>
12. Балабанов П. В., Мищенко С. В. Метод неразрушающего теплового контроля степени истощения защитных свойств химического сорбента на матрице // Измерительная техника. 2014. № 10. С. 69–72.

References

1. Wood G. O., Snyder J. L., *Journal of occupational and environmental hygiene*, 2011, no. 8 (10), pp. 609–617. <https://doi.org/10.1080/15459624.2011.606536>
2. Nelson T. J., Janssen L. L., *3M Jobhealth Highlights*, 1999, no. 1 (17), pp. 1–5.
3. Favas J., *Human protection & performance division defence science and technology organization*, 2005, available at: <https://files.library.by/files/1573381407.doc> (accessed: 22.04.2020).
4. Greenawald L. A., Boss G. R., Reeder A., Bell S., *Sensors and Actuators B: Chemical*, 2016, vol. 230, pp. 658–666. <https://doi.org/10.1016/j.snb.2016.02.129>
5. Gromov O. B., Dyachenko A. N., Zernaev P. V., RF Patent no. 2459204, *Byull. Izobret.*, no. 23 (2012).
6. Mason A., Wylie S., Shaw A., Al-Shamma'a A. I., Thomas A., Keele H., *Journal of Physics: Conference Series*, 2011, vol. 307, no. 1, pp. 1–6. <https://doi.org/10.1088/1742-6596/307/1/012041>

7. Cerro G., Ferrigno L., Ferdinandi M., Laracca M., *IEEE Transactions on Instrumentation and Measurement*, 2018, vol. 67, no. 10, pp. 2504–2515. <https://doi.org/10.1109/TIM.2018.2843218>
 8. Bernard P., Caron S., St. Pierre M., Lara J., US Patent no. 6375725 (23.05.2002).
 9. Hajime H., Ishidao T., Ishimatsu S., *Journal of occupational and environmental hygiene*, 2003, vol. 18, no. 2, pp. 90–95. <https://doi.org/10.1080/10473220301438>
 10. Kondroshov S. N., RF Patent no. 2419783, *Byull. Izobret.*, no. 12 (2011).
 11. Mishchenko S. V., Balabanov P. V., Krimshstein A. A., *Theoretical foundations of chemical engineering*, 2014, vol. 48, no. 3, pp. 328–336. <https://doi.org/10.1134/S0040579514030130>
 12. Balabanov P. V., Mishchenko S. V., *Measurement Techniques*, 2015, vol. 57, no. 10, pp. 1219–1224. <https://doi.org/10.1007/s11018-015-0606-5>
- Дата поступления: 22.04.2020.
Дата принятия: 24.08.2020.

The uncertainty of residual life indicator measurement by thermal method for respirator cartridge

Pavel V. Balabanov, Ivan V. Ryazanov

Tambov State Technical University, Tambov, Russian Federation,
e-mail: pav-balabanov@yandex.ru, senior.ryazanov2012@yandex.ru

Filtering and absorbing products in the form of a plate and working under conditions of convective blowing with cleared air residual life indicator uncertainties of measurement analysis is carried out. It is shown that for 0.8 mm thick KO_2 -based sorbent plates at a relative humidity of 60...90 % and a CO_2 concentration of 1...4 %, the main factor of the uncertainty of indirect measurement of the residual life indicator is the Biot parameter characterizing the conditions of heat transfer from the plate surface. It has been experimentally proven that for Biot parameter in the range of 0–0.08, this factor contributes up to 30 % in the total uncertainty.

Key words: uncertainty of measurement, residual life indicator, thermal method, adsorbents, respiratory device.

Определение потерь на вихревые токи и на гистерезис в магнитопроводах электрических машин

С. М. Плотников^{1,2}

¹Сибирский государственный университет науки и технологий имени М. Ф. Решетнева, Красноярск, Российская Федерация

²Красноярский институт железнодорожного транспорта, Красноярск, Российская Федерация, e-mail: smplotnikov@rambler.ru

Рассмотрено разделение полных потерь в электротехнической стали магнитопровода на две составляющие: потери на гистерезис и вихревые токи. Решение этой технической проблемы позволит эффективно проектировать и конструировать электрические машины с магнитопроводами, имеющими низкие магнитные потери. Получены расчётные формулы для гистерезисной и вихретоковой составляющих потерь, в которые входят значения полных потерь, измеренных в опытах холостого хода на двух разных частотах перемагничивания, и отношение данных частот. Показано, что рациональное отношение частот перемагничивания составляет 1,2. Представлены графические зависимости и выражения, позволяющие определить показатель степени частоты перемагничивания в зависимости от измеренных потерь холостого хода и значений частот перемагничивания.

Ключевые слова: постоянная Штейнметца, гистерезис, вихревые токи, полные потери в стали, магнитопровод, опыт холостого хода.

Введение. В настоящее время в стали магнитопроводов электрических машин теряется 5–10 % производимой электроэнергии, причём данные потери не зависят от нагрузки и могут возрастать в течение срока эксплуатации оборудования [1]. Для проектирования электрических машин с малыми потерями холостого хода необходимо знать соотношение составляющих этих потерь.

Согласно уравнению Штейнметца полные магнитные потери при синусоидальной форме кривой приложенного напряжения имеют две составляющие: потери на гистерезис (на перемагничивание) P_{Γ} и на вихревые токи $P_{\text{В}}$:

$$P_{\text{М}} = P_{\Gamma} + P_{\text{В}} = k_{\Gamma} f B_{\text{max}}^n + k_{\text{В}} f^2 B_{\text{max}}^2, \quad (1)$$

где k_{Γ} , $k_{\text{В}}$ – коэффициенты, определяемые из опыта; f – частота перемагничивания; B_{max} – максимальное значение магнитной индукции; n – константа Штейнметца, зависящая от материала листов, их толщины, проводимости и других факторов; для большинства электротехнических сталей $n=1,6$ [2].

Суммарные магнитные потери часто характеризуют зависимостью от частоты перемагничивания f в степени α , т. е. $P_{\text{М}} = f^{\alpha}$. Показатель степени α имеет важное значение для проектирования магнитопроводов. Он отражает отношение потерь на гистерезис к потерям на вихревые токи. Согласно современному представлению о ферромагнитных

материалах потери на гистерезис строго пропорциональны частоте в первой степени, а потери на вихревые токи – частоте во второй степени, следовательно, показатель степени α изменяется от 1 ($P_{\Gamma} \gg P_{\text{В}}$) до 2 ($P_{\Gamma} \ll P_{\text{В}}$). Если показатель α близок к двум, то целесообразно уменьшать потери на вихревые токи, например, уменьшая толщину листов магнитопровода. При этом увеличиваются потери на гистерезис и значение α смещается в сторону единицы. Во многих источниках полагают $\alpha=1,3$ [3–9]. В работе [10] указано, что при частотном управлении асинхронным двигателем потери в стали пропорциональны квадрату амплитуды индукции и частоте в степени примерно 1,3. В работе [11] отмечено, что для холодно- и горячекатаной сталей α составляет 1,25 и 1,3 соответственно, а для холоднокатаной электротехнической стали толщиной 0,35 и 0,30 мм потери P_{Γ} составляют до 25–35 %, $P_{\text{В}}$ – до 75–65 % полных потерь. Однако для указанного соотношения потерь, как будет показано ниже, значение коэффициента α близко к 1,8.

Современные электротехнические стали имеют соотношения вихревых и гистерезисных составляющих потерь в пределах $P_{\text{В}}/P_{\Gamma} = 0,2 \dots 7,0$, т. е. потери на вихревые токи могут быть как в пять раз меньше, так и в семь раз больше потерь на гистерезис [7]. Очевидно, значение степени $\alpha=1,3$ справедливо только для определённого соотношения вихревых и гистерезисных составляющих потерь. Для уточнения этого значения необходимо знать значения P_{Γ} , $P_{\text{В}}$.

Разделение полных потерь в стали на составляющие.

На практике удельные потери на гистерезис и вихревые токи определяют по громоздким формулам, требующим сложного экспериментального определения ряда коэффициентов, что предполагает низкую точность результатов.

Разделить полные потери P_M в электротехнической стали на составляющие P_r , P_B за счёт измерения полных потерь P_M на двух частотах предложил В. И. Чечерников [12], представив эти составляющие в виде

$$P_r = c_1 f; \quad (2)$$

$$P_B = c_2 f^2. \quad (3)$$

Коэффициенты c_1 , c_2 содержат соответственно коэффициенты k_r , k_B , а также магнитную индукцию в степени соответственно n и два. В. И. Чечерников предложил графическое решение: коэффициент c_1 рассчитывается как точка пересечения продолжения линейной зависимости $P_M/f = \varphi(f)$ с осью ординат, а коэффициент c_2 – как угол наклона этой линейной зависимости. Возможность разделения полных потерь на две составляющие графическим методом подтверждена также в работе [13]. Этот же графический метод использован в [14] для разделения потерь в стали для машин постоянного тока, причём частота перемагничивания определена частотой вращения якоря. Данное решение связано с экспериментальным нахождением коэффициентов c_1 , c_2 и графическим построением, в результате которого уменьшается точность результатов. Определить коэффициенты c_1 , c_2 и решить тем самым задачу разделения составляющих полных потерь в стали проще алгебраически.

Для частот f_1 , f_2 полные потери мощности P_1 , P_2 в стали, которые можно непосредственно измерить в опытах холостого хода, имеют вид

$$P_1 = c_1 f_1 + c_2 f_1^2; \quad (4)$$

$$P_2 = c_1 f_2 + c_2 f_2^2. \quad (5)$$

Решив систему уравнений (4), (5), найдём коэффициенты c_1 , c_2 , подставим их значения в формулы (2), (3) и получим простые и удобные для инженерных расчётов выражения потерь на гистерезис и вихревые токи для частоты f_1 :

$$P_r = (k^2 P_1 - P_2) / [k(k-1)]; \quad (6)$$

$$P_B = (P_2 - k P_1) / [k(k-1)], \quad (7)$$

где $k = f_2/f_1$.

При этом в качестве результата одного из опытов на частоте 50 Гц нежелательно брать паспортное значение потерь холостого хода, которое согласно ГОСТ Р 52719-2007 «Трансформаторы силовые. Общие технические условия»,

может быть занижено на 15 %. Для получения точных значений P_B , P_r , а также для выравнивания условий измерений на двух частотах целесообразно использовать не паспортное, а полученное экспериментально значение потерь холостого хода. Базовой частотой перемагничивания f_1 должна быть эксплуатационная частота машины, например, для установленных в России силовых трансформаторов эта частота составляет 50 Гц.

Зависимости потерь в стали от частоты показаны на рис. 1. Методика, описываемая формулами (3)–(6), позволяет разделить полные потери в стали на две составляющие,

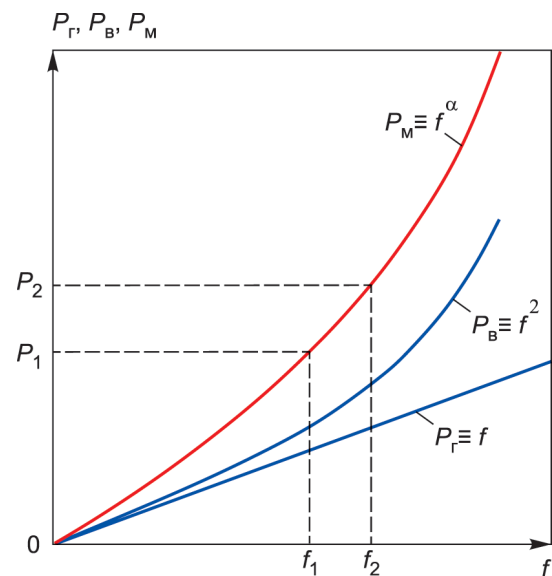


Рис. 1. Зависимости потерь на гистерезис, на вихревые токи и полных потерь в стали от частоты

Fig. 1. Dependencies of hysteresis, eddy currents and total losses in steel from frequency

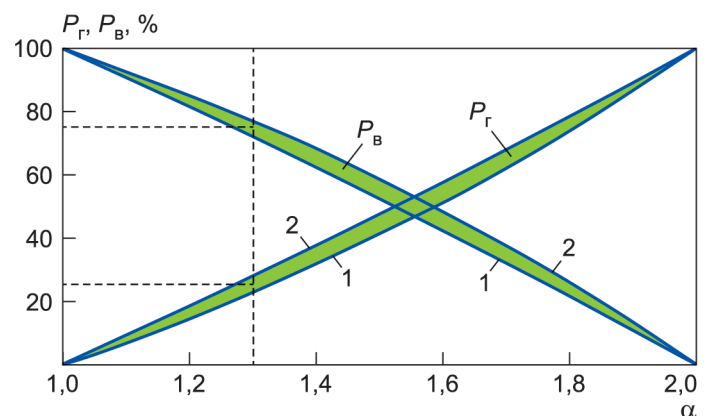


Рис. 2. Зависимости магнитных потерь от показателя степени α для $f_2/f_1 = 1.2$; 2 – кривые 1, 2 соответственно

Fig. 2. Dependencies of the ratio of magnetic losses from the exponent α for $f_2/f_1 = 1.2$; 2 – curves 1, 2 respectively

благодаря чему можно более эффективно проектировать магнитопровод, например, минимизировать потери холостого хода за счёт оптимального подбора толщины его листов [15].

Определение показателя степени α . В зависимости от двух частот перематгничивания и измеренных на этих

частотах в опытах холостого хода полных потерь в стали показатель имеет вид

$$\alpha = \frac{\ln(P_2 - P_1)}{\ln(f_2 - f_1)} = \frac{\ln(P_2/P_1)}{\ln(f_2/f_1)}. \quad (8)$$

Из (8) следует обратное выражение

$$P_2/P_1 = \exp[\alpha \ln(f_2/f_1)]. \quad (9)$$

Отношение потерь на гистерезис к потерям на вихревые токи с учётом выражений (6), (7) определим как

$$\frac{P_r}{P_v} = \frac{k^2 P_1 - P_2}{P_2 - k P_1} = \frac{k^2 - P_2/P_1}{P_2/P_1 - k}. \quad (10)$$

Потери на гистерезис и вихревые токи в процентах от полных потерь соответственно запишем в виде

$$P_r = \frac{P_r/P_v}{P_r/P_v + 1} \cdot 100;$$

$$P_v = 100 - P_r.$$

В работе [16] показано, что коэффициенты k_r , k_v в уравнении (1) изменяются с изменением частоты (до 20 % при изменении частоты до 2000 Гц). Для низкочастотной области, характерной для работы силовых трансформаторов, такое изменение несущественно. Однако для повышения точности измерений значения частот f_2 и f_1 должны быть близкими. При этом слишком близкие значения частот сужают рабочую область значений потерь и вызывают динамическую погрешность измерений. Эксперименты показали, что для базовой частоты $f_1 = 50$ Гц рациональной областью частот f_2 будет интервал 55–70 Гц, в котором частотное изменение коэффициентов потерь k_r , k_v составляет менее 0,2 %. Результаты расчётов по формулам (8), (10) при $f_1 = 50$ Гц представлены в таблице.

По расчётным данным построены зависимости потерь на гистерезис и вихревые токи (в процентах) от показателя степени α для отношений частот, равных 1,2 и 2,0 (рис. 2). При этом из расчётов исключаются абсолютные значения частот в герцах.

Таким образом, для магнитных потерь, пропорциональных частоте перематгничивания в степени $n=1,3$, с погрешностью $\pm 2,5$ % определено соотношение гистерезисных потерь к потерям на вихревые токи как 75:25, т. е. $P_r/P_v \approx 3$. Изменение отношения потерь P_r/P_v в зависимости от показателя степени α для двух указанных выше отношений частот показано на рис. 3.

Экспериментальное опробование результатов. Полученные теоретические положения проверены экспериментально на однофазном трансформаторе ОСМ1-1,6М мощностью 1600 Вт с магнитопроводом из холоднокатаной анизотропной стали марки 3412 толщиной 0,35 мм.

Отношение P_r/P_v потерь и степени α в зависимости от отношения P_2/P_1 измеренных потерь в стали

f_2 , Гц	P_2/P_1	P_r/P_v	P_r , %	P_v , %	α
60	1,20	—	100	0	1,0
	1,22	10,11	91	9	1,1
	1,27	2,57	72	28	1,3
	1,31	1,08	52	48	1,5
	1,36	0,47	32	68	1,7
	1,41	0,12	11	89	1,9
	1,44	0	0	100	2,0
100	2,00	—	100	0	1,0
	2,14	13,28	93	7	1,1
	2,46	3,35	77	23	1,3
	2,83	1,44	59	41	1,5
	3,25	0,59	37	63	1,7
	3,73	0,15	13	87	1,9
	4,00	0	0	100	2,0

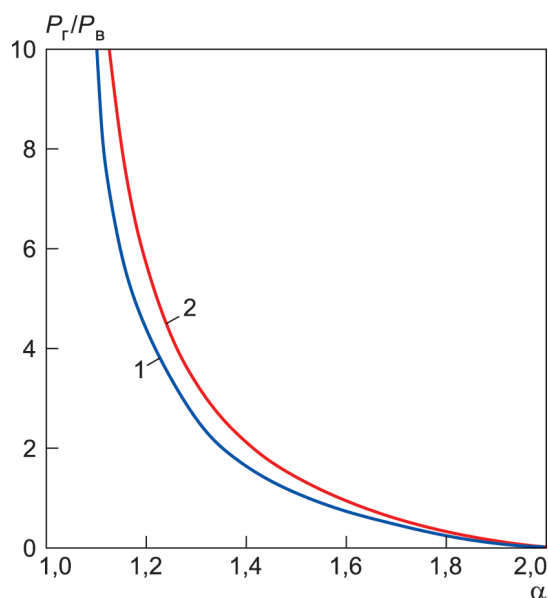


Рис. 3. Зависимость отношения потерь на гистерезис к потерям на вихревые токи от показателя степени α на базовой частоте $f_1 = 50$ Гц при $f_2 = 60$ и 100 Гц – кривые 1, 2 соответственно

Fig. 3. Dependence of the ratio of losses to hysteresis to eddy current losses from degree α for $f_1 = 50$ Hz, $f_2 = 60$ and 100 Hz – curves 1, 2 respectively

Напряжение на первичную обмотку трансформатора подавалось с синхронного генератора, сочленённого с двигателем постоянного тока, что обеспечивало строгую синусоидальность напряжения. Скорость вращения генератора регулировалась в диапазоне 1500–1800 мин⁻¹, за счёт чего частота подаваемого на обмотку напряжения изменялась в интервале 50–60 Гц, $k=1,2$. Частота измерялась частотомером Ф5043 (класс точности 0,1; диапазон измерений 25–110 Гц), мощность потерь в стали измерялась ваттметром Д5105 (класс точности 0,1; диапазон частот 45–500 Гц). В опыте холостого хода были зафиксированы следующие показания: на частоте $f_1=50$ Гц полные потери в стали $P_1=20$ Вт (близко к паспортному значению потерь холостого хода), на частоте 60 Гц – $P_2=25,9$ Вт. Рассчитаем потери на гистерезис и вихревые токи соответственно по формулам (6), (7):

$$P_{\Gamma} = \frac{1,2^2 \cdot 20 - 25,9}{1,2(1,2-1)} = 12,1 \text{ Вт};$$

$$P_{\text{в}} = \frac{25,9 - 1,2 \cdot 20}{1,2(1,2-1)} = 7,9 \text{ Вт}.$$

Таким образом, в стали данного трансформатора на частоте 50 Гц потери на гистерезис и вихревые токи составляют соответственно 60,5 и 39,5 % полных потерь, что в результате расчёта по формуле (8) даёт показатель степени $\alpha=1,39$.

Закключение. Проведение опыта холостого хода на двух частотах перемагничивания позволяет разделить полные потери в стали трансформатора на потери на гистерезис и вихревые токи. Применение полученных аналитических формул для расчёта этих потерь, в отличие от графического метода определения, позволяет обойтись без экспериментального нахождения некоторых констант и графического построения, что делает аналитический метод пригодным для инженерных расчётов.

Частоты, на которых проводят опыты холостого хода, с одной стороны, должны быть как можно ближе друг к другу, чтобы избежать частотных искажений коэффициентов уравнения Штейнметца, с другой стороны, они должны различаться друг с другом, чтобы уменьшить динамическую погрешность измерений. Рациональными частотами для эксплуатируемых в России трансформаторов можно считать 50 и 60 Гц.

Показатель степени α , связывающий магнитные потери с частотой перемагничивания, имеет важное значение для проектирования трансформаторов. Значение $\alpha=1,3$, указанное в большинстве современных работ, справедливо только для отношения гистерезисных потерь к вихревым потерям 72:28. Представленные графические и аналитические зависимости позволяют определить показатель степени α в зависимости от измеренных потерь холостого хода и частот перемагничивания, на которых проводились данные измерения.

Список литературы

1. Moses A. J., *Scripta Materialia*, 2012, vol. 67, pp. 560–565. <https://doi.org/10.1016/j.scriptamat.2012.02.027>
2. Ibrahim M., Pillay P., *IEEE Transactions on Industry Applications*, 2013, vol. 49 (9), pp. 2061–2068, available at: <https://spectrum.library.concordia.ca/9777954/> (accessed: 25.06.2019).
3. Копылов И. П. Электрические машины. Изд. 5-е, стер. М.: Высшая школа, 2006. 606 с.
4. Кацман М. М. Электрические машины. М.: Высшая школа, 1983. 432 с.
5. Рогинская Л. Э., Горбунов А. С. К вопросу влияния мощности силового масляного трансформатора на параметры его холостого хода // Научно-практические исследования: сетевой журнал. 2020. № 1-2 (24). С. 106–109. URL: <https://www.elibrary.ru/item.asp?id=41865795> (дата обращения: 25.06.2019).
6. Третьяков Е. А. Снижение потерь холостого хода силовых трансформаторов при малых нагрузках // Современные тенденции развития науки и технологий. 2015. № 5-2. С. 68–72.
7. Чайковский В. П., Насыпаная Е. П., Мартынюк А. И. Определение потерь в стали трансформатора при различных частотах и несинусоидальности магнитного потока с учетом соотношения гистерезисных и вихревых потерь // Электромашиностроение и электрооборудование. 2008. № 71. С. 61–63.
8. Казаков Ю. Б., Швецов Н. К. Расчётный анализ потерь в стали асинхронных двигателей при питании от преобразователей частоты с несинусоидальным выходным напряжением // Вестник ИГЭУ. 2015. Вып. 5. С. 1–5.
9. Petkov R., *IEEE Transactions on Power Electronics*, 1996, vol. 11, pp. 33–42. <https://doi.org/10.1109/63.484414>
10. Данилов П. Е., Барышников В. А., Рожков В. В. Теория электропривода: Учебное пособие. М., Берлин: Директ-Медиа, 2018. 416 с.
11. Тихомиров П. М. Расчёт трансформаторов: Учебное пособие для вузов. Изд. 5-е, перераб. и доп. М.: Энергоатомиздат, 1986. 528 с.
12. Чечерников В. И. Магнитные измерения: Учеб. пособие для университетов / Под ред. проф. Е. И. Кондорского. Изд. 2-е, доп. и перераб. М.: Изд-во МГУ, 1969. 387 с.
13. Дружинин В. В. Магнитные свойства электротехнической стали. Изд. 2-е, доп. и перераб. М.: Энергия, 1974. 238 с.
14. Ковальский Е. М., Янко Ю. И. Испытания электрических машин. М.: Энергтоиздат, 1990. 320 с.
15. Plotnikov S. M., Kolmakov V. O., *Journal of Advanced Research in Technical Science*, 2020, no. 19, pp. 39–42. <https://doi.org/10.26160/2474-5901-2020-19-39-42>
16. Popescu M. et al., *IEEE Industry Applications Annual Meeting*, 2007. <https://doi.org/10.1109/07IAS.2007.14>

References

1. Moses A. J., *Scripta Materialia*, 2012, vol. 67, pp. 560–565. <https://doi.org/10.1016/j.scriptamat.2012.02.027>

2. Ibrahim M., Pillay P., *IEEE Transactions on Industry Applications*, 2013, vol. 49 (9), pp. 2061–2068, available at: <https://spectrum.library.concordia.ca/977954/> (accessed: 25.06.2019).
3. Kopylov I. P., *Elektricheskie mashiny*, Moscow, Vysshaya shkola Publ., 2006, 606 p. (in Russian).
4. Katsman M. M., *Elektricheskie mashiny*, Moscow, Vysshaya shkola Publ., 1990, 432 p. (in Russian).
5. Roginskaya L. E., Gorbunov A. S., *Scientific and practical research*, 2020, no. 1-2 (24), pp. 106–109 available at: <https://www.elibrary.ru/item.asp?id=41865795> (accessed: 25.06.2019).
6. Tretyakov E. A., *Modern trends in the development of science and technology*, 2015, no. 5-2, pp. 68–72 (in Russian).
7. Tchaikovskiy V. P., Nasypanaya E. P., Martynyuk A. I., *Elektromashinostroyeniye i elektrooborudovaniye*, 2008, no. 71, pp. 61–63 (in Russian).
8. Kazakov Yu. B., Shvetsov N. K., *Vestnik IGEU*, 2015, iss. 5, pp. 1–5 (in Russian).
9. Petkov R., *IEEE Transactions on Power Electronics*, 1996, vol. 11, pp. 33–42. <https://doi.org/10.1109/63.484414>
10. Danilov P. E., Baryshnikov V. A., Rozhkov V. V., *Electric drive theory: a tutorial*, Moscow, Berlin, Direct-Media Publ., 2018, 416 p.
11. Tikhomirov P. M., *Raschyot transformatorov: Uchebnoye posobie dlya vuzov*, Moscow, Energoatomizdat Publ., 1986, 528 p. (in Russian).
12. Chechernikov V. I., *Magnitnye izmereniya, Ucheb. posobie dlya universitetov*, ed. professor E. I. Condor, Moscow, MGU Publ., 1969, 387 p. (in Russian).
13. Druzhinin V. V., *Magnitnye svoystva elektrotekhnicheskoy stali*, Moscow, Energiya Publ., 1974, 238 p. (in Russian).
14. Kovalsky E. M., Yanko Yu. I., *Ispytaniya elektricheskikh mashin*, Moscow, Energatomizdat Publ., 1990, 320 p. (in Russian).
15. Plotnikov S. M., Kolmakov V. O., *Journal of Advanced Research in Technical Science*, 2020, no. 19, pp. 39–42. <https://doi.org/10.26160/2474-5901-2020-19-39-42>
16. Popescu M. et al., *IEEE Industry Applications Annual Meeting*, 2007. <https://doi.org/10.1109/07IAS.2007.14>

Дата поступления: 29.07.2020.

Дата принятия: 07.08.2020.

Determination of eddy current losses and hysteresis losses in magnetic circuits of electrical machines

Sergey M. Plotnikov^{1,2}

¹Reshetnev Siberian State University of Science and Technology, Krasnoyarsk, Russian Federation

²Krasnoyarsk Institute of Railway Transport, Krasnoyarsk, Russian Federation, e-mail: smplochnikov@rambler.ru

The division of the total core losses in the electrical steel of the magnetic circuit into two components – losses due to hysteresis and eddy currents – is a serious technical problem, the solution of which will effectively design and construct electrical machines with magnetic circuits having low magnetic losses. In this regard, an important parameter is the exponent α , with which the frequency of magnetization reversal is included in the total losses in steel. Theoretically, this indicator can take values from 1 to 2. Most authors take α equal to 1.3, which corresponds to the special case when the eddy current losses are three times higher than the hysteresis losses. In fact, for modern electrical steels, the opposite is true. To refine the index α , an attempt was made to separate the total core losses on the basis that the hysteresis component is proportional to the first degree of the magnetization reversal frequency, and the eddy current component is proportional to the second degree. In the article, the calculation formulas of these components are obtained, containing the values of the total losses measured in idling experiments at two different frequencies, and the ratio of these frequencies. It is shown that the rational frequency ratio is within 1.2. Presented the graphs and expressions to determine the exponent α depending on the measured no-load losses and the frequency of magnetization reversal.

Key words: Steinmetz constant, hysteresis, eddy currents, total core losses, magnetic circuit, idling experiment.

Адаптивные алгоритмы измерения параметров низкочастотного шума полупроводниковых приборов в условиях массового контроля

В. А. Сергеев^{1,2}, С. Е. Резчиков^{2,3}

¹Ульяновский филиал Института радиотехники и электроники им. В. А. Котельникова Российской академии наук, Ульяновск, Российская Федерация

²Ульяновский государственный технический университет, Ульяновск, Российская Федерация, e-mail: sva@ulstu.ru

³АО «Ульяновский механический завод», Ульяновск, Российская Федерация, e-mail: flicker-noise@mail.ru

Рассмотрено решение задачи повышения достоверности и эффективности контроля качества полупроводниковых приборов. Представлен анализ условий измерения спектральной плотности мощности низкочастотного шума полупроводниковых приборов со спектром вида $G(f) \sim f^{-\gamma}$ (γ – показатель формы спектра) в условиях массового контроля качества. Погрешность измерения спектральной плотности мощности при заданных условиях измерения сильно зависит от значения показателя формы спектра. Предложены адаптивные алгоритмы измерения параметров низкочастотного шума для случаев заданной предельной погрешности измерения спектральной плотности мощности и заданного времени единичного измерения. Предложенные алгоритмы включают в себя предварительную оценку значения показателя формы спектра и последующее измерение спектральной плотности мощности шума при оптимальной полосе пропускания фильтра. Оптимальная полоса пропускания фильтра устанавливается по результатам предварительной оценки показателя формы спектра. Для обоих случаев получены оценки выигрыша в смысле среднего по совокупности (ансамблю) контролируемых изделий.

Рассмотрена возможность адаптивной или когнитивной подстройки параметров измерительной системы в процессе контроля по результатам оценки выборочных средних на обучающей выборке.

Ключевые слова: низкочастотный шум, спектральная плотность мощности, показатель формы спектра, измерение, погрешность, адаптивный алгоритм.

Введение. В качестве информативных параметров при неразрушающем контроле качества полупроводниковых приборов (ППП) широко используют такие параметры низкочастотного (НЧ) шума со спектром вида $G(f) \sim f^{-\gamma}$, как уровень шума или спектральная плотность мощности (СПМ) на заданной частоте [1–3] и показатель γ формы спектра в заданном диапазоне частот [3, 4]. Уровень НЧ-шума ППП от образца к образцу может различаться на несколько порядков, а значения показателя γ имеют разброс 0,5–3,0 и даже более: для органических светодиодов, например, $\gamma = 0,8 \dots 1,6$ [3], InGaN-светодиодов 0,6–2,3 [5], мощных биполярных транзисторов 0,7–2,5 [6]. Очевидно, что эффективность контроля качества зависит от точности определения параметров НЧ-шума при измерениях. Однако оценки погрешностей измерения параметров НЧ-шума в зависимости от γ и параметров измерительной системы применительно к задачам контроля качества ППП в известных авторам работах не приведены.

В [7–9] показано, что при измерении СПМ напряжения шума $U_{\text{ш}}(t)$ методом непосредственной оценки по схеме, приведённой на рис. 1, случайная и систематическая погрешности измерений имеют разнонаправленный характер в зависимости от ширины $\Delta f_{\text{эфф}}$ эффективной полосы пропускания полосового фильтра. При этом суммарная погрешность измерения СПМ на заданной частоте f при произвольной относительной эффективной полосе пропускания фильтра $\delta f_{\text{эфф}}$ и заданном времени измерения определяется выражением

$$\varepsilon_{\Sigma}^2 = (\delta f_{\text{эфф}})^4 \gamma^2 (\gamma + 1)^2 / 576 + (f T \delta f_{\text{эфф}})^{-1}, \quad (1)$$

где T – время измерения.

Из (1) следует, что существует значение $\Delta f_{\text{эфф}}^{\text{опт}}$ ширины полосы пропускания, оптимальное с точки зрения минимизации суммарной погрешности измерения СПМ, которое

для случая усреднения идеальным интегратором сигнала $Z(t)$ с выхода квадратичного детектора определяется выражением

$$\Delta f_{\text{эфф}}^{\text{опт}} = f \sqrt[5]{144 / [\gamma^2 (\gamma + 1)^2 T f]}. \quad (2)$$

После подстановки выражения (2) в (1) для минимальной суммарной относительной погрешности измерения СПМ $G(f)$ получим

$$\varepsilon_{\Sigma}^{\min} = \sqrt{5 / (4 T \Delta f_{\text{эфф}}^{\text{опт}})}.$$

Поскольку априори показатель γ формы спектра НЧ-шума контролируемого ППП неизвестен, то эффективную полосу пропускания фильтра обычно устанавливают из предположения, что $\gamma = 1$:

$$\Delta f_{\text{эфф}}^{\text{опт}1} = f \sqrt[5]{36 / (T f)}.$$

При отклонении реального значения γ от единицы реальная относительная погрешность ε_{Σ}^p будет отличаться от минимального значения:

$$\varepsilon_{\Sigma}^p = \sqrt{\frac{16 + \gamma^2 (\gamma + 1)^2}{16 \cdot (36)^{1/5} (T f)^{4/5}}}. \quad (3)$$

Поскольку γ имеет значительный разброс от образца к образцу, то погрешность измерения СПМ при заданных одинаковых условиях измерений для каждого образца контролируемых ППП будет различной. Это крайне нежелательно при использовании параметров НЧ-шума для контроля качества ППП и отбраковки дефектных и потенциально ненадёжных изделий, поскольку приводит к повышению вероятности ошибок первого и второго рода.

Особенности измерения параметров НЧ-шума в условиях массового контроля. При проведении единичных измерений в лабораторных условиях экспериментатор, как правило, располагает достаточным временем для усреднения шумовых сигналов и получения значений шумовых параметров с необходимой точностью.

При отбраковке изделий по параметрам НЧ-шума в условиях серийного производства задаётся значение отбраковочного уровня информативного параметра. При увеличении этого значения возрастает вероятность ошибок первого рода, т. е. попадания дефектного изделия в число годных, а при уменьшении – вероятность ошибок второго рода, т. е. попадания годного изделия в дефектные.

Для уменьшения погрешности измерения СПМ в условиях массового контроля можно применить двухшаговый алгоритм измерения. На первом шаге по измерениям СПМ на двух частотах при полосе пропускания фильтра, установленной для $\gamma = 1$, находим оценку реального значения γ . Для этого значения γ устанавливаем оптимальную полосу пропускания фильтра. На втором шаге измерение СПМ производится уже при оптимальной полосе фильтрации [9].

В [10] показано, что при оптимальной фильтрации на краях диапазона значений $\gamma = 0,5; 3,0$ суммарная погрешность измерения СПМ может быть уменьшена практически в два раза.

Для оценки γ СПМ необходимо измерять на двух частотах. Эти измерения можно проводить как последовательно, так и параллельно, но в любом случае время, необходимое для определения γ с заданной погрешностью, определяется временем измерения на нижней частоте; при жёстких требованиях к погрешности длительность дополнительного измерения может оказаться неприемлемо большой.

Во время предварительного измерения следует учесть, что оптимальное значение отношения $f_2/f_1 \approx 9$ [11], при этом значении погрешность δ_{γ} определения γ минимальна. Таким образом, предварительное измерение для оценки γ

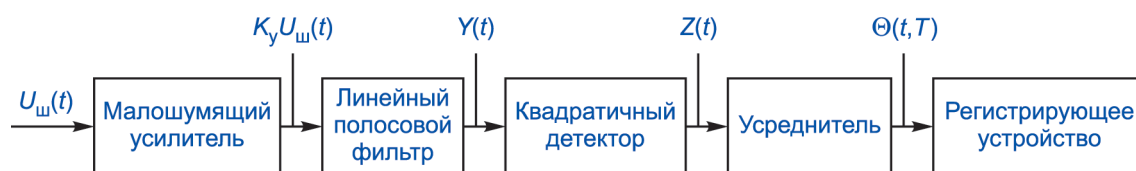


Рис. 1. Структурная схема измерителя СПМ шума методом непосредственной оценки: $U_{\text{ш}}(t)$ – напряжение шума; K_{γ} – коэффициент усиления малозумящего усилителя; $Y(t)$ – усиленный шумовой сигнал после прохождения полосового фильтра; $Z(t)$ – отфильтрованный шумовой сигнал $Y(t)$ после прохождения квадратичного детектора; $\Theta(t, T)$ – среднеквадратическое значение отфильтрованного шумового напряжения, усреднённое за время T и пропорциональное СПМ

Fig. 1. Block diagram of the PSD noise meter by direct estimation method: $U_{\text{ш}}(t)$ – is the noise voltage; K_{γ} – is the gain of a low-noise amplifier; $Y(t)$ – is the amplified noise signal after passing the bandpass filter; $Z(t)$ – is the filtered noise signal $Y(t)$ after passing the square detector; $\Theta(t, T)$ – is the RMS value of the filtered noise voltage averaged over time T and proportional to the power spectral density

рекомендуется проводить с одинаковой относительной полосой пропускания фильтра при $f_2/f_1=9$. Конкретные значения частот f_1, f_2 определяются типичным видом спектра НЧ-шума контролируемых ППП.

При рассмотрении целесообразности применения адаптивных алгоритмов необходимо оценить либо выигрыш во времени при заданной погрешности, либо выигрыш в погрешности при заданном полном времени измерения. Эти оценки имеют практический смысл только как средние значения по ансамблю и могут быть получены с учётом характера (вида) распределения ППП по γ . На основе статистики, накопленной в процессе контроля, нетрудно определять текущие выборочные средние (по ансамблю) контролируемых параметров НЧ-шума ППП и организовать настройку измерительной системы исходя из этих значений.

Адаптивный алгоритм измерения параметров НЧ-шума при заданной допустимой погрешности измерения СПМ. При производстве ответственных ППП обычно задаётся верхний порог вероятности ошибок первого рода, определяемый требованиями к качеству продукции. Для обеспечения этого порога необходима одинаковая для всех контролируемых ППП погрешность измерения информативного параметра.

Для этого случая сформулируем задачу оптимизации следующим образом: как минимизировать время измерения СПМ НЧ-шума, если задана предельно допустимая погрешность измерения. При заданной суммарной погрешности ε_Σ измерения СПМ на заданной частоте f необходимое время T измерения находится из (1):

$$T = \frac{1}{f} \left[\varepsilon_\Sigma^2 \delta f_{\text{эфф}} - \frac{\gamma^2(\gamma+1)^2}{576} \delta f_{\text{эфф}}^5 \right]^{-1}. \quad (4)$$

Заметим, что при

$$\varepsilon_\Sigma^2 < \frac{\gamma^2(\gamma+1)^2}{576} \delta f_{\text{эфф}}^4$$

выражение в квадратных скобках (4) становится отрицательным. Это означает, что при задании допустимой погрешности меньше определённого уровня измерение СПМ не может быть физически реализовано.

Из характера зависимости $T(\delta f_{\text{эфф}})$ следует, что при некоторой оптимальной полосе пропускания фильтра

$$\delta f_{\text{эфф}}^{\text{опт}} = \sqrt[4]{\frac{576 \varepsilon_\Sigma^2}{5 \gamma^2 (\gamma+1)^2}} = \sqrt{\frac{24 \varepsilon_\Sigma}{\sqrt{5} \gamma (\gamma+1)}}$$

время измерения СПМ с заданной погрешностью минимально:

$$T_{\min} = \frac{5}{4 f \varepsilon_\Sigma^2} \sqrt{\frac{5 \gamma^2 (\gamma+1)^2}{576 \varepsilon_\Sigma^2}}. \quad (5)$$

Минимальное время сильно зависит от γ , при изменении γ от 0,5 до 3,0 значение $T_{\min}$ возрастает в четыре раза.

При неадаптивном алгоритме СПМ измеряется при постоянных параметрах измерительной системы и полосе пропускания фильтра, оптимизированной для априори заданного значения $\gamma=1$:

$$\delta f_{\text{эфф}}^{\text{опт}}_{\gamma=1} = (12 \varepsilon_\Sigma / \sqrt{5})^{1/2}.$$

При такой относительной полосе пропускания фильтра время измерения СПМ на заданной частоте согласно (5) определяется выражением

$$T_{\gamma=1} = \frac{1}{f \varepsilon_\Sigma^2} \left[1 - \frac{\gamma^2(\gamma+1)^2}{20} \right]^{-1} \sqrt[4]{\frac{5}{144 \varepsilon_\Sigma^2}}. \quad (6)$$

Очевидно, что при $\gamma=1$ выражения (5), (6) дают одно и то же время измерения, но при любом $\gamma \neq 1$ $T_{\gamma=1} > T_{\min}$. Заметим, что оптимизация полосы пропускания фильтра сильно сужает диапазон допустимых значений γ , поскольку при $\gamma^2(\gamma+1)^2 > 20$, т. е. при $\gamma > 1,673$, выражение в квадратных скобках в (6) становится отрицательным, и измерение СПМ с заданной суммарной погрешностью ε_Σ физически невыполнимо.

Отношение m_T значений времени, определяемых выражениями (5), (6), показывает выигрыш во времени измерения СПМ при оптимальной настройке полосы пропускания фильтра для реального γ :

$$m_T = \frac{T_{\min}}{T_{\gamma=1}} = \frac{20 - \gamma^2(\gamma+1)^2}{16} \sqrt[4]{\frac{\gamma^2(\gamma+1)^2}{4}}.$$

Из графика зависимости $m_T(\gamma)$ (рис. 2) следует, что в допустимом диапазоне изменения γ оптимизация полосы пропускания фильтра даёт существенный выигрыш во времени измерения. В адаптивном алгоритме измерения СПМ часть этого «выигранного» времени необходимо потратить на получение оценки значения γ .

При известном законе распределения $F(\gamma)$ генеральной совокупности контролируемых изделий по значению γ можно оценить средний по совокупности изделий выигрыш времени измерения:

$$\Delta \bar{m}_T = \int_{0,5}^{1,67} \left[20 - \gamma^2(\gamma+1)^2 \right] / 16 \sqrt[4]{\gamma^2(\gamma+1)^2} / 4 F(\gamma) d\gamma.$$

В приближении модельного треугольного закона распределения $F(\gamma)$ при $\gamma_{\min}=0,5$; $\gamma_{\max}=1,67$ и наиболее вероятном значении $\gamma=1$ $\Delta \bar{m}_T \approx 0,68$ и в пределе выигрыш во времени (в среднем по совокупности контролируемых изделий) составит примерно 32 %. Если на предварительное измерение потратить половину «выигранного» времени,

то оставшаяся экономия времени контроля составит существенное значение 16 %.

Адаптивный алгоритм измерения параметров НЧ-шума при заданном времени измерения. В условиях массового контроля ППП время на выполнение единичной операции контроля обычно ограничено и нормировано. Если полное время $T_{\text{и}}$ измерения задано, а время перестройки фильтра пренебрежимо мало, то задачу можно свести, как предложено в [12], к нахождению доли q полного времени, которое можно использовать на оценку значения γ так, чтобы погрешность измерения СПМ в оставшееся время $(1-q)T_{\text{и}}$ при оптимальной полосе пропускания фильтра, настроенной на реальное значение γ , не превышала погрешность измерения СПМ при полосе пропускания фильтра, настроенной в предположении $\gamma=1$.

Предположим, что за время $qT_{\text{и}}$ получена оценка значения $\gamma_{\text{и}}$. После подстановки выражения (2) в (1) для оптимальной полосы пропускания фильтра для $\gamma_{\text{и}}$ на частоте f_1 получим выражение суммарной погрешности измерения СПМ за оставшееся время $(1-q)T_{\text{и}}$:

$$\varepsilon_{\Sigma\gamma_{\text{и}}}^{\text{min}} = \sqrt{\frac{5}{4[(1-q)T_{\text{и}}f_1]^{4/5}} \left(\frac{\gamma_{\text{и}}^2(\gamma_{\text{и}}+1)^2}{36 \cdot 4} \right)^{1/5}}.$$

Погрешность $\varepsilon_{\Sigma}^{\text{p}}$ измерения СПМ на частоте f_1 за полное время $T_{\text{и}}$ при полосе пропускания фильтра, настроенного

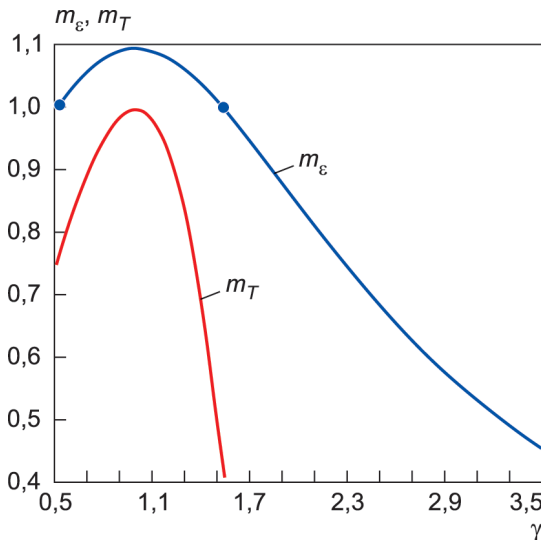


Рис. 2. Зависимость отношений длительностей m_T и погрешностей m_{ε} измерений СПМ по адаптивному и неадаптивному алгоритмам от параметра γ

Fig. 2. The dependence of the ratio of durations m_T and errors m_{ε} of PSD measurements by adaptive and nonadaptive algorithms on the value of the parameter γ

в предположении $\gamma=1$, определяется выражением (3), и отношение погрешностей измерения СПМ при адаптивном и неадаптивном алгоритмах имеет следующий вид:

$$m_{\varepsilon} = \frac{\varepsilon_{\Sigma\gamma_{\text{и}}}^{\text{min}}}{\varepsilon_{\Sigma}^{\text{p}}} = \sqrt{\frac{20}{(1-q)^{4/5}[16+\gamma^2(\gamma+1)^2]}} \beta = \sqrt{\frac{5\beta^{1/5}}{(1-q)^{4/5}(4+\beta)}},$$

где $\beta = (\gamma^2(\gamma+1)^2/4)^{1/5}$.

Заметим, что отношение m_{ε} погрешностей не зависит от полного времени измерения СПМ, а определяется только параметром γ и долей q времени, затраченного на предварительную оценку γ . В качестве примера на рис. 2 приведён график зависимости отношения m_{ε} от параметра γ при $q=0,2$. Из графика следует, что при $\gamma=0,53\dots1,54$ (на графике значения отмечены точками) адаптивный алгоритм проигрывает в точности измерения СПМ по сравнению с неадаптивным (причём наибольший проигрыш 9 % достигается при $\gamma=1$), а при $\gamma>1,54$ – даёт существенный выигрыш в точности. При уменьшении q диапазон значений параметра γ , при которых возникает проигрыш, сужается, а размер проигрыша уменьшается.

При известном законе распределения $F(\gamma)$ генеральной совокупности контролируемых изделий по значению γ можно оценить средний по совокупности ППП выигрыш в точности измерения:

$$\Delta\bar{m}_{\varepsilon} = \frac{1}{(1-q)^{4/5}} \int_{0,5}^3 \frac{20}{[16+\gamma^2(\gamma+1)^2]} \left(\frac{\gamma^2(\gamma+1)^2}{4} \right)^{1/5} F(\gamma) d\gamma.$$

В приближении модельного треугольного закона распределения $F(\gamma)$ с наиболее вероятным значением $\gamma=1$ $\Delta\bar{m}_{\varepsilon}=0,803/(1-q)^{4/5}$ и в пределе при $q \rightarrow 0$ уменьшение погрешности составит примерно 20 %. С уменьшением доли времени, отведённого на оценку γ погрешность оценки, очевидно, будет увеличиваться, поэтому исходя из задач контроля и ожидаемого разброса параметров НЧ-шума контролируемых изделий необходимо определить приемлемую погрешность оценки γ на предварительном цикле измерений.

По результатам полученных зависимостей авторы предлагают следующий порядок выполнения измерений. Учитывая оптимальное распределение времени при оценке γ между измерениями СПМ на нижней и верхней частотах, измерение параметров НЧ-шума целесообразно начинать с измерения СПМ G_2 на верхней частоте $f_2 \approx 9f_1$ с оптимальной полосой фильтра, настроенной из предположения $\gamma=1$ и времени измерения $(0,3\dots0,4)qT_{\text{и}}$. По окончании этого времени зафиксировать результат измерения G_2 и сохранить его в памяти вычислителя (микроконтроллера). Далее перейти к измерению СПМ G_1 на частоте f_1 , для этого переключить фильтр на частоту f_1 с полосой пропускания, настроенной также из предположения $\gamma=1$ и времени измерения соответственно $(0,7\dots0,6)qT_{\text{и}}$. Результат измерения G_1 сохранить в памяти вычислителя и по полученным значениям G_1, G_2 рассчитать γ .

По результатам оценки γ необходимо принять решение о перестройке фильтра. Если значение γ лежит в «проигрышном» диапазоне, то фильтр не перестраивается и измерение G_1 продолжается в прежнем режиме в течение времени $(1-q)T_{\text{и}}$; измеренное значение G_1 фиксируется и принимается за конечный результат измерения. Значение параметра γ корректируется с учётом этого значения СПМ.

Если γ лежит за пределами «проигрышного» диапазона, то полоса пропускания фильтра перестраивается и измерение СПМ на частоте f_1 продолжается в течение времени $(1-q)T_{\text{и}}$ в режиме оптимальной фильтрации. По результатам измерения G_1 также уточняется γ .

Для сокращения времени измерения СПМ на верхней частоте путём введения параллельного канала измерения, настроенного на частоту f_1 , можно организовать измерение СПМ параллельно на двух частотах, и в момент времени $qT_{\text{и}}$ по результатам параллельных измерений вычислитель рассчитывает γ . Упрощённая блок-схема алгоритма с параллельным измерением показана на рис. 3. Значение G_1 , измеренное за время $qT_{\text{и}}$ с полосой пропускания фильтра, настроенной для $\gamma=1$, можно использовать для уточнения значения G_1 , полученного за оставшееся время измерения $(1-q)T_{\text{и}}$.

Для компенсации проигрыша в погрешности измерения СПМ для конкретного образца контролируемого ППП, в случае если значение находится в проигрышном диапазоне, можно увеличить время измерения.

Заключение. Рассмотрены условия измерения СПМ НЧ-шума ППП методом непосредственной оценки и показано, что существует оптимальная полоса пропускания фильтра, при которой суммарная погрешность измерения СПМ минимальна, являющаяся функцией показателя γ формы спектра, значение которого априори неизвестно.

Рассмотрены варианты адаптивного алгоритма измерения СПМ включающего цикл предварительной оценки значения γ , установление по полученной оценке оптимальной полосы пропускания фильтра и дальнейшее измерение СПМ на заданной частоте с этой полосой пропускания фильтра с последующим уточнением значения γ . При заданной предельной погрешности измерения СПМ предложенный адаптивный алгоритм позволяет получить заметный выигрыш в суммарном времени измерения параметров НЧ-шума на совокупности контролируемых ППП. Этот выигрыш зависит от распределения ППП по значению γ и для модельного треугольного закона распределения ППП по значению γ в диапазоне 0,50–1,67 с наиболее вероятным значением $\gamma=1$ превышает 30 %.

При заданном времени единичного измерения СПМ применение адаптивного алгоритма позволяет получить (в среднем по совокупности ППП) снижение погрешности измерения СПМ, которое для модельного треугольного закона распределения ППП по значению γ в диапазоне 0,5–3,0 с наиболее вероятным значением $\gamma=1$ составляет примерно 20 %.

Для дополнительного повышения точности измерения параметров НЧ-шума целесообразно рассмотреть возможность многократной (или непрерывной) адаптивной или когнитивной подстройки параметров измерительной системы (в частности

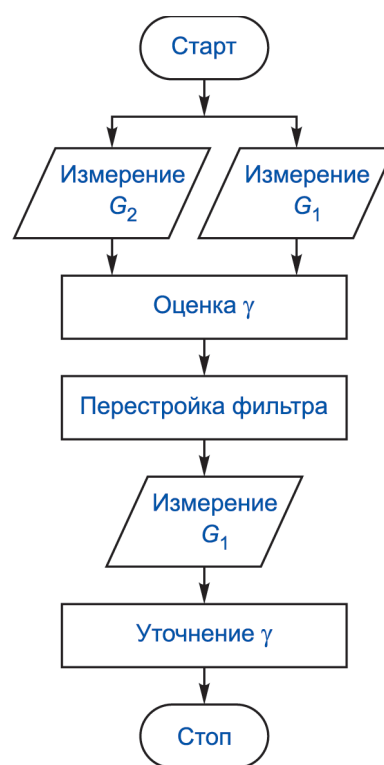


Рис. 3. Блок-схема адаптивного алгоритма измерения параметров НЧ-шума при заданном времени измерения

Fig. 3. Block diagram of an adaptive algorithm for measuring the parameters of low-frequency noise at a given measurement time

корректировки полосы пропускания фильтра) по результатам оценки выборочных средних на обучающей выборке [13].

Работа выполнена в рамках государственного задания и частично при поддержке Российского фонда фундаментальных исследований и Правительства Ульяновской области (проект РФФИ № 18-47-732015p_мк).

Список литературы

1. Букингейм М. Шумы в электронных приборах и системах: Пер. с англ. М.: Мир, 1986. 256 с.
2. Жигальский Г. П. Неразрушающий контроль качества интегральных микросхем по электрическим шумам и параметрам нелинейности // Радиотехника и электроника. 2005. № 5. С. 517–551.
3. Rocha P. R. F., Vandamme L. K. J., Meskers S. C. J., Gomes H. L., D. M. De Leeuw, and P. van de Weijer, *Low-frequency noise as a diagnostic tool for OLED reliability*, 22nd International Conference on Noise and Fluctuations (ICNF), Montpellier, 2013, pp. 1–4. <https://doi.org/10.1109/ICNF.2013.6578947>
4. Горлов М. И., Смирнов Д. Ю., Ануфриев Д. Л. Классификация надежности интегральных схем с использованием показателя формы спектра γ // Известия вузов. Электроника. 2006. № 5. С. 78–82.
5. Горлов М. И., Сергеев В. А. Современные диагностические методы контроля качества и надёжности полупроводниковых изделий. Ульяновск: УлГТУ, 2020. 470 с.
6. Горлов М. И., Смирнов Д. Ю., Ануфриев Д. Л. Измерение шумовых параметров полупроводниковых изделий // Измерительная техника. 2006. № 12. С. 46–49.

7. Мирский Г. Я. Погрешности измерения корреляционных функций случайных процессов с различными распределениями вероятностей // Измерительная техника. 1979. № 8. С. 17–20.

8. Мирский Г. Я. Электронные измерения: 4-е изд., перераб. и доп. М.: Радио и связь, 1986. 440 с.

9. Сергеев В. А., Дулов О. А. Методические погрешности измерения параметров НЧ-шума со спектром вида $1/f^\gamma$ // Измерительная техника. 2008. № 10. С. 51–53.

10. Сергеев В. А., Резчиков С. Е. Методическая погрешность измерения показателя степени частотной зависимости спектра низкочастотного шума // Измерительная техника. 2015. № 10. С. 55–59.

11. Сергеев В. А., Резчиков С. Е. Оптимизация процедур измерения параметров низкочастотного шума со спектром вида $1/f^\gamma$ // Автоматизация процессов измерения. 2016. № 4. С. 101–107.

12. Сергеев В. А., Резчиков С. Е. Адаптивные алгоритмы измерения параметров низкочастотного шума полупроводниковых приборов // Журнал радиоэлектроники (электронный журнал). 2019. № 11. <https://doi.org/10.30898/1684-1719.2019.11.3>

13. Кожевников В. В., Леонтьев М. Ю., Приходько В. В. и др. Прогнозирование решений на основе математической модели когнитивных цифровых автоматов // Учёные записки УлГУ. Серия: Математика и информационные технологии. 2019. № 1. С. 52–64.

References

1. Buckingham M. J. *Noise in electronic devices and system*. N.Y.: Ellis Horwood Limited, John Wiley Sons, 1983.

2. Zhigal'skii G. P., *Journal of Communications Technology and Electronics*, 2005, vol. 50, no. 5, p. 477–503.

3. Rocha P. R. F., Vandamme L. K. J., Meskers S. C. J., Gomes H. L., D. M. De Leeuw, and P. van de Weijer, *Low-frequency noise as a diagnostic tool for OLED reliability*, 22nd International Conference on Noise and Fluctuations (ICNF), Montpellier, 2013, pp. 1–4. <https://doi.org/10.1109/ICNF.2013.6578947>

4. Gorlov M. I., Smirnov D. Y., Anufriyev D. L., *Izvestiya Vysshikh Uchebnykh Zavedenii. Elektronika*, 2006, no. 5, pp. 78–82 (in Russian).

5. Gorlov M. I., Sergeev V. A., *Modern diagnostic methods of control of quality and reliability of semiconductor products*. Ulyanovsk, UISTU, 2020, 470 p. (in Russian).

6. Gorlov M. I., Smirnov D. Yu., Anufriyev D. L., *Measurement Techniques*, 2006, vol. 49, no. 12, pp. 1241–1245. <https://doi.org/10.1007/s11018-006-0267-5>

7. Mirskii G. Y., *Measurement Techniques*, 1979, vol. 22, no. 8, pp. 913–917. <https://doi.org/10.1007/BF012049657>

8. Mirsky G. J., *Elektronnyye izmereniya*, Moscow, Radio i Svyaz Publ., 1986. 440 p. (in Russian).

9. Sergeev V. A., Dulov O. A., *Measurement Techniques*, 2008, vol. 51, no. 10, pp. 1122–1127. <https://doi.org/10.1007/s11018-009-9172-z>

10. Sergeev V. A., Rezchikov S. E., *Measurement Techniques*, 2016, vol. 58, no. 10, pp. 1160–1166. <https://doi.org/10.1007/s11018-015-0859-z>

11. Sergeev V. A., Rezchikov S. E., *Automation of Control Processes*, 2016, no. 4, pp. 101–107 (in Russian).

12. Sergeev V. A., Rezchikov S. E., *Journal of Radio Electronics*, 2019, no. 11. <https://doi.org/10.10.30898/1684-1719.2019.11.3>

13. Kozhevnikov V. V., Leontiev M. Yu., Prihodko V. V. et al., *Scientists of the notes of UISU. Series: Mathematics and Information Technologies*, 2019, no. 1, pp. 52–64 (in Russian).

Дата поступления: 03.06.2020.

Дата принятия: 16.06.2020.

Adaptive algorithms for measuring low-frequency noise parameters of semiconductor devices under mass control

Viacheslav A. Sergeev^{1,2}, Sergey E. Reschikoff^{2,3}

¹Ulyanovsk branch of Kotelnikov Institute of Radio-Engineering and Electronics of Russian Academy of Science, Ulyanovsk, Russian Federation

²Ulyanovsk State Technical University, Ulyanovsk, Russian Federation, e-mail: sva@ulstu.ru

³JSC "Ulyanovsk Mechanical Plant", Ulyanovsk, Russian Federation, e-mail: flicker-noise@mail.ru

The solution of the problem of increasing the confidence and efficiency of quality control of semiconductor devices is considered. The analysis of conditions for measuring the power spectral density of low – frequency noise of semiconductor devices with a spectrum of the form $G(f) \sim f^{-\gamma}$ (γ – the spectrum shape indicator) under mass quality control is presented. The error in measuring the power spectral density under the specified measurement conditions strongly depends on the value of the spectrum shape indicator. Adaptive algorithms for measuring low-frequency noise parameters are proposed for cases of a given limit error in measuring the power spectral density and a given time for a single measurement. The proposed algorithms include a preliminary estimation of the value of the spectrum shape indicator and subsequent measurement of the noise power spectral density at the optimal filter bandwidth. The optimal filter bandwidth is determined based on the results of a preliminary assessment of the spectrum shape indicator. For both cases, we obtained estimates of the gain in the sense of the average for the set (ensemble) of controlled products.

The possibility of adaptive or cognitive adjustment of the measurement system parameters in the control process based on the results of evaluating sample averages in the training sample is discussed.

Key words: low frequency noise, power spectral density, spectrum shape index, measurement, error, optimal conditions, adaptive algorithm.

Метод измерения искажений речевого сигнала при передаче по каналу связи в биометрическую систему идентификации

В. В. Савченко¹, А. В. Савченко²

¹Нижегородский государственный лингвистический университет,
Нижний Новгород, Российская Федерация,
e-mail: vvsavchenko@yandex.ru

²Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Лаборатория алгоритмов
и технологий анализа сетевых структур, Нижний Новгород, Российская Федерация,
e-mail: avsavchenko@hse.ru

Исследована проблема искажений речевого сигнала при передаче по каналу связи в биометрическую систему в целях удалённой идентификации диктора по голосу. Для решения данной проблемы предложено корректировать частотный спектр принятого сигнала на основе принципа предыскажений. Для учёта априорной неопределённости передаточной функции используемого канала связи предложены новый информационный показатель искажений речевого сигнала и метод его измерений в условиях малых выборок наблюдений. Рассмотрен пример практической реализации метода на базе быстродействующего алгоритма параметрического спектрального анализа. С применением авторского программного обеспечения проведён натурный эксперимент при трёх разных вариантах комплектации канала связи. Показано, что первоначально искажённый речевой сигнал приводится в соответствие зарегистрированному в системе голосовому образцу по критерию допустимого информационного расхождения. Полученные результаты будут полезными при разработке новых и модернизации существующих биометрических систем и технологий идентификации пользователей.

Ключевые слова: акустические измерения, акустика речи, речевой сигнал, голосовой образец, голосовая идентификация, голосовая верификация, биометрия.

Введение. Биометрические системы идентификации (БСИ) (https://www.biotime.ru/advantages/biometricheskie_sistemy_identifikacii) широко распространены в мире по причине, прежде всего, высокой степени защиты информации [1]. В последние годы особое развитие получила идея удалённой (дистанционной) идентификации пользователей БСИ по голосу [2, 3]. Применяемые в БСИ алгоритмы обработки информации основаны на последовательном сопоставлении принятого сигнала $x(t) = \{x_1(t), x_2(t), \dots, x_I(t)\}$ с его голосовым образцом $y(t) = \{y_1(t), y_2(t), \dots, y_I(t)\}$, где I – длина соответствующего кодового слова $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_I)$. Сопоставление производится по речевым отрезкам $x_i(t)$, $i = 1, 2, \dots, I$, конечной длительности T_i . Кодовое слово формируется в БСИ автоматически в расчёте на конечное число R речевых единиц z_r ($r \leq R$) в пределах языка зарегистрированных пользователей. В системах с голосовой идентификацией в качестве кодового слова чаще всего используют сигналы гласных фонем как наиболее содержательные в теоретико-информационном смысле и, вместе с тем, легко и надёжно селективируемые из речевого сигнала по амплитудному признаку [3–5]. Решения в этих системах принимаются по принципу допустимого суммарного (на

множестве $\{x_i(t)\}$ отрезков сигнала) рассогласования ρ_0 с одноимённым голосовым образцом $y(t)$ в той или иной метрике $\rho(x, y)$. Проблема состоит в том, что речевой сигнал $x(t)$ варьируется произвольным образом по своим акустическим характеристикам от одного обращения пользователя БСИ к другому. В терминологии ряда работ, например [2, 5], указанный эффект определяется как межсессионная вариативность речи диктора, которая обусловлена большим многообразием существующих каналов и условий речевой связи, включая тракты аудиозаписи и микрофоны пользователей. Вследствие эффекта ближнего акустического поля [6] даже минимальное изменение расстояния от рта диктора до микрофона способно сильно исказить тонкую структуру передаваемого сигнала.

Для преодоления проблемы искажений сигнала $x(t)$, принятого БСИ, в теоретических работах [7, 8] разработан статистический подход, основанный на комбинированном факторном анализе (joint factor analysis, JFA) и полигаусовой аппроксимации вероятностного распределения речевого сигнала. Однако этому подходу присущи серьёзные недостатки, главный из них – проблема малых выборок наблюдений [5, 8]. Как следствие, эффективность JFA-методов

сильно зависит от длительности контрольного сигнала $T = \sum T_i$ [9, 10]. Для крупномасштабных систем идентификации, таких как Единая (общенациональная) биометрическая система России (ЕБС, URL: <https://bio.rt.ru>), при характерной относительно небольшой длительности $T = 8...10$ с сигнала точность JFA-методов зачастую оказывается недостаточной для практики [3, 11, 12]. Именно этот факт послужил главным мотивом для создания многомодальных биометрических систем [13], в которых процесс принятия решений разделяется на несколько независимых друг от друга составляющих. В рамках данного подхода проблема малых выборок в задаче голосовой верификации пользователей так и не была решена.

Альтернативой JFA-методам с точки зрения быстродействия могут служить методы автоматической корректировки частотного спектра речевых сигналов на выходе канала связи [14, 15], базирующиеся на принципе предискажений сигнала $x(t)$ [15, 16] и нацеленные на применение в режиме реального времени. Однако использование указанных методов сильно ограничивает распространённая на практике проблема априорной неопределённости передаточной функции канала связи [7–9]. Решение этой проблемы возможно с помощью предложенного авторами настоящей статьи метода акустических измерений. Данный метод основан на адаптивном подходе [17] и быстродействующем алгоритме параметрического спектрального анализа в рамках линейной авторегрессионной модели речевого сигнала [18]. Модель адаптируется к используемому каналу связи в пределах каждого отдельного отрезка данных $x_i(t)$ и при условии проведения измерений в режиме мягкого (с задержкой результата на $T_i \ll T$) реального времени.

Объектом исследования служит речевой сигнал на выходе канала связи. Предмет исследования – показатель искажений речевого сигнала в метрике информационного расхождения [4] и метод его измерений в режиме on-line, т. е. в моменты обращений пользователей БСИ с запросами на удалённое обслуживание. Цель исследования – разработка и обоснование средств автоматической корректировки тонкой структуры принятого речевого сигнала под голосовой образец зарегистрированного пользователя для ослабления вносимых каналом связи искажений и повышения точности голосовой идентификации.

При проведении исследования авторами применён оригинальный математический аппарат, созданный в рамках информационной теории восприятия речи [19, 20], а также специальное авторское программное обеспечение (Phoneme Training, URL: <https://sites.google.com/site/frompldcreators/produkty-1/phonemetraining>). Настоящая статья написана в развитие предыдущих работ авторов в области акустических измерений [3, 21] и рассчитана на широкий круг исследователей и специалистов-практиков в области цифровой обработки и передачи речи.

Постановка задачи. Совокупность микрофона, передающего устройства, линии связи и приёмного устройства речевого сообщения представляет собой канал связи. В рассматриваемом случае получателем сообщения служит БСИ, а его источником – один из пользователей, который

произносит пароль в целях идентификации. В соответствии с ГОСТ Р 52002-2003 «Электротехника; термины и определения основных понятий», п. 181 передаточная функция канала связи $H_i(jf)$ определяется отношением частотных спектров его выходного $X_i(jf)$ и входного $Z_i(jf)$ (в начале электрической цепи – на входе микрофона) сигналов, выраженных в комплексной форме. Здесь i – номер текущего речевого отрезка; $f \leq F$ – линейная частота (в герцах) в пределах ограниченного каналом связи диапазона частот $[0; F]$. В цифровых (нелинейных) каналах связи для разных отрезков сигнала $x(t)$ зависимость $H_i(jf)$ – разная, поскольку различаются тонкие структуры не только его отрезков $x_i(t)$, $i \leq I$, но и их искажений [14, 15]. При этом модуль передаточной функции

$$H_i(f) \triangleq |H_i(jf)|$$

определяет амплитудно-частотную характеристику (АЧХ) соответствующей (i -й) линейной аппроксимации используемого канала связи ($\triangleq$ – равенство по определению).

АЧХ традиционно широко применяют при исследованиях акустики речи [6]. И этому имеется строгое теоретическое обоснование. Во-первых, речевой сигнал $x(t)$ на интервалах квазистационарности определяется как минимально-фазовый, что предполагает однозначное соответствие его фазового спектра амплитудному (см. ГОСТ Р 52002-2003, п. 185). И, во-вторых, именно АЧХ, а точнее – её квадрат $H_i^2(f)$, на выходе линейного канала связи однозначно определяет спектральную плотность мощности (СПМ) речевого сигнала [18]:

$$Gx_i(f) = H_i^2(f)Gz_i(f),$$

где $Gz_i(f)$ – СПМ сигнала на входе канала связи в пределах его i -го отрезка.

При учёте назначения БСИ, а также жёсткого нормирования нелинейных искажений в каналах речевой связи (ГОСТ Р 51061-97 «Системы низкоскоростной передачи речи по цифровым каналам; параметры качества речи и методы измерений») в первом приближении можно записать $Gz_i(f) = Gy_i(f)$ и, следовательно, выполняется равенство

$$Gx_i(f) = H_i^2(f)Gy_i(f),$$

где $Gy_i(f)$ – СПМ голосового образца $y_i(t)$ некоторой (r -й) минимальной речевой единицы (МРЕ) из фонетической базы данных $\{z_r(t)\}$ рассматриваемого диктора.

В частности, для первого отрезка $x_1(t)$ речевого сигнала

$$Gx_1(f) = H_1^2(f)Gy_1(f).$$

Перепишем последнее равенство в эквивалентном виде

$$Gy_1(f) = Gx_1(f)/H_1^2(f) \triangleq \tilde{G}x_1(f),$$

где «тильда» – символ откорректированной величины СПМ.

Пренебрежём изменениями в АЧХ канала связи $H_i(f)$ на интервале действия контрольного сигнала (секунды) и распространим последнее равенство на все отрезки речевого сигнала:

$$\tilde{G}x_i(f) = Gx_i(f)B^2(f), \quad i = \overline{1, I}; \quad (1)$$

$$B^2(f) \triangleq Gy_1(f)/Gx_1(f), \quad (2)$$

где $B^2(f)$ – квадрат АЧХ корректирующего фильтра.

Выражения (1), (2) в совокупности определяют алгоритм корректировки СПМ речевого сигнала на входе БСИ под голосовой образец зарегистрированного пользователя. Идея состоит в том, что в отсутствие искажений из равенства двух СПМ $Gx_i(f) = Gy_i(f)$ первых отрезков принятого сигнала $\{x_i(t)\}$ и голосового образца $\{y_i(t)\}$ следует система аналогичных равенств $Gx_i(f) = Gy_i(f)$ для всех $i \leq I$, если голос диктора точно соответствует образцу. Напротив, при несоответствии диктора зарегистрированному в БСИ голосовому образцу указанная система равенств нарушается из-за отмеченных выше различий в тонкой структуре одноимённых МРЕ от разных дикторов.

При появлении искажений упомянутая выше система равенств приобретает приближенный вид, однако это не меняет достигаемого эффекта по существу: чем эффективнее корректировка (1), тем выше степень указанных приближений. Раскроем данную зависимость в явном виде, основываясь на информационной метрике Кульбака-Лейблера [15, 20], которая, как известно [3], наилучшим образом сочетается со средней экспертной (аудиторской) оценкой Mean opinion score (MOS) акустических свойств речевого сигнала, рекомендуемой Международным союзом электросвязи МСЭ-Т (URL: <https://www.itu.int/ITU-T/recommendations/rec.aspx?id=13176>).

Информационный показатель искажений. В предположении о стационарности речевого сигнала на интервалах небольшой длительности $T_i \ll T$ запишем выражение [22]:

$$\rho(x, y) = \sum_{i=1}^I \rho(x_i, y_i) = \sum_{i=1}^I \rho_i(x), \quad (3)$$

где $\rho_i(x)$ – рассогласование по тонкой структуре i -х отрезков принятого сигнала $x_i(t)$ и голосового образца $y_i(t)$.

В рамках информационной теории восприятия речи рассогласование определяют через информационное расхождение по Кульбаку-Лейблеру [20]. При переходе в частотную область в нормализованном виде имеем [4]:

$$\rho_i(x) = \left[\left(F^{-1} \int_0^F Gx_i(f) Gy_i^{-1}(f) df \right) \times \left(F^{-1} \int_0^F Gy_i(f) Gx_i^{-1}(f) df \right) \right]^{1/2} - 1 \geq 0. \quad (4)$$

По аналогии с выражением (4) для откорректированного согласно алгоритму (1) i -му отрезку сигнала $x(t)$ запишем

$$\begin{aligned} \tilde{\rho}_i(x) &= \left[\left(F^{-1} \int_0^F \tilde{G}x_i(f) Gy_i^{-1}(f) df \right) \times \right. \\ &\quad \left. \times \left(F^{-1} \int_0^F Gy_i(f) \tilde{G}x_i^{-1}(f) df \right) \right]^{1/2} - 1 = \\ &= \left[\left(\frac{1}{F} \int_0^F \frac{Gx_i(f)}{Gy_i(f)} \frac{Gy_i(f)}{Gx_1(f)} df \right) \left(\frac{1}{F} \int_0^F \frac{Gx_1(f)}{Gy_1(f)} \frac{Gy_1(f)}{Gx_i(f)} df \right) \right]^{1/2} - 1. \quad (5) \end{aligned}$$

Выражения (4), (5) определяют парциальный (интервальный) показатель амплитудно-частотных искажений текущего (наблюдаемого) отрезка речевого сигнала в исходном (искажённом) и в откорректированном видах соответственно. Причём согласно (3) для любого $i \leq I$ должно выполняться соотношение

$$\tilde{\rho}_i(x) \leq \rho_i(x),$$

где знак равенства справедлив лишь при отсутствии искажений, иначе спектральная корректировка сигнала (1), (2) теряет свой смысл. Чем больше относительное рассогласование

$$\delta \rho_i(x) = [\rho_i(x) - \tilde{\rho}_i(x)] / \rho_i(x), \quad i = \overline{1, I}, \quad (6)$$

тем выше эффективность корректировки. Из выражений (4), (5) следует, что в конечном счёте относительное рассогласование зависит от точности спектрального анализа речевого сигнала $x_i(t)$ в условиях малых выборок наблюдений.

Метод измерений. Рассматриваемая задача существенно упрощается, если при её решении использовать универсальную гауссову параметризацию сигнала $x(t)$ на интервалах приблизительной стационарности длительностью один речевой фрейм $\tau = 10 \dots 15$ мс [19]. Применим данную параметризацию в рамках линейной авторегрессионной модели речевого сигнала [18]:

$$x(l) = \sum_{k=1}^p a_p(k) x(l-k) + \xi(l), \quad (7)$$

в дискретном времени $l = 1, 2, \dots$, где $p > 1$ – порядок модели; $\{a_p(k)\}$ – набор авторегрессионных коэффициентов, отражающих акустические свойства голоса конкретного диктора по каждой отдельной (r -й) МРЕ; $\xi(l)$ – порождающий процесс типа белого гауссова шума с постоянной дисперсией σ_p^2 .

С одной стороны, авторегрессионная модель (7) органично согласуется с голосовым механизмом человека как математическая модель «акустической трубы» переменного диаметра [21]. С другой стороны, эта модель существенно расширяет возможности программно-аппаратной реализации алгоритма (1), (2) в расчете на авторегрессионную параметризацию СПМ общего вида [18–20]:

$$G(f) = \sigma_p^2 F \left| 1 - \sum_{k=1}^p a_p(k) \exp[-j\pi k f / F] \right|^2, \quad f \leq F, \quad (8)$$

при адаптации (8) под речевой сигнал $x(l)$ в пределах интервала наблюдений конечной длительности $l \leq L$ согласно рекуррентной процедуре Берга-Левинсона

$$\left. \begin{aligned} a_m(k) &= a_{m-1}(k) + c_m a_{m-1}(m-k), \quad k = \overline{1, m}; \\ c_m &= S_{m-1}^{-2} (L-m)^{-1} \sum_{l=m+1}^L \eta_{m-1}(l) v_{m-1}(l-1); \\ S_{m-1}^2 &= 0,5(L-m)^{-1} \sum_{l=m+1}^L [\eta_{m-1}^2(l) + v_{m-1}^2(l-1)]; \\ \eta_m(l) &= \eta_{m-1}(l) - c_m v_{m-1}(l-1); \\ v_m(l) &= v_{m-1}(l-1) - c_m \eta_{m-1}(l), \quad l = 1, 2, \dots, L; \\ \sigma_m^2 &= (1 - c_m^2) \sigma_{m-1}^2; \quad \sigma_0^2 = S_0^2, \quad m = \overline{1, p}, \end{aligned} \right\} \quad (9)$$

где $v_0(l) = \eta_0(l) = x(l)$ для всех $l \leq L$.

Финальные значения рекурсии $\{a_m(k)\}$ при достижении равенства $m = p$ составляют необходимую базу априорных данных $\{a_p(k)\}$ для измерений по (8) всех входящих в выражения (4), (5) СПМ по выборке речевого сигнала $\{x(l)\}$

конечного объёма L . При этом в качестве сигнала $x(l)$ следует использовать $x_i(l)$ либо $y_i(l)$ – в зависимости от объекта спектрального анализа $Gx_i(f)$ или $Gy_i(f)$ для всех $i \leq I$.

Таким образом, выражения (8), (9) в совокупности с (4), (5) определяют адаптивный метод измерения показателя искажений сигнала в канале речевой связи в целях ослабления их негативного влияния на эффективность работы БСИ. В результате применения в адаптивном методе высокоскоростной вычислительной процедуры его можно использовать в режиме мягкого реального времени. Структурная схема устройства, реализующего предложенный метод, представлена на рис. 1.

Устройство состоит из следующих последовательно включённых элементов: микрофона 1 пользователя; линии связи 2; формирователя 3 стационарного (в текущем времени) отрезка речи $x_i(t)$ конечной длительности T_i ; аналого-цифрового преобразователя 4 с частотой $F_d = 2F$ дискретизации сигнала; селектора 5 гласных звуков речи; спектрального анализатора 6; первого блока памяти 7; блока 8 корректировки СПМ; вычислителя 9 I -вектора значений информационного показателя (5); выходного сумматора 10 на I входов; формирователя 11 голосового образца по кодовому слову x пользователя; второго блока памяти 12; блока 13 синхронизации и управления работой всех перечисленных блоков и элементов установки. Работа устройства в динамике поясняется обозначениями всех

основных измеряемых в нем величин. Результат формируется на выходе сумматора 10 согласно выражению (3).

Пилотный вариант устройства практически реализован на базе авторского программного продукта Phoneme Training (свободный режим доступа), использованного при проведении описанного далее эксперимента.

Программа и результаты эксперимента. Объектом экспериментального исследования служили сигналы $\{z_r(t)\}$ гласных фонем (случай $R=6$) двух контрольных дикторов (авторов настоящей статьи) на выходе тракта аудиозаписи трёх вариантов комплектаций. Варианты 1, 2 – микрофоны входят в состав компьютерных гарнитур Sennheiser PC 5 CHAT (Sennheiser, Германия) и Cosonic CD-890MV (Cosonic, Тайвань) соответственно; вариант 3 – микрофон марки Realtek (Realtek, Тайвань), встроенный в ноутбук Packard Bell EasyNote LJ75 (Packard Bell, США). При этом вариант 1 для первого

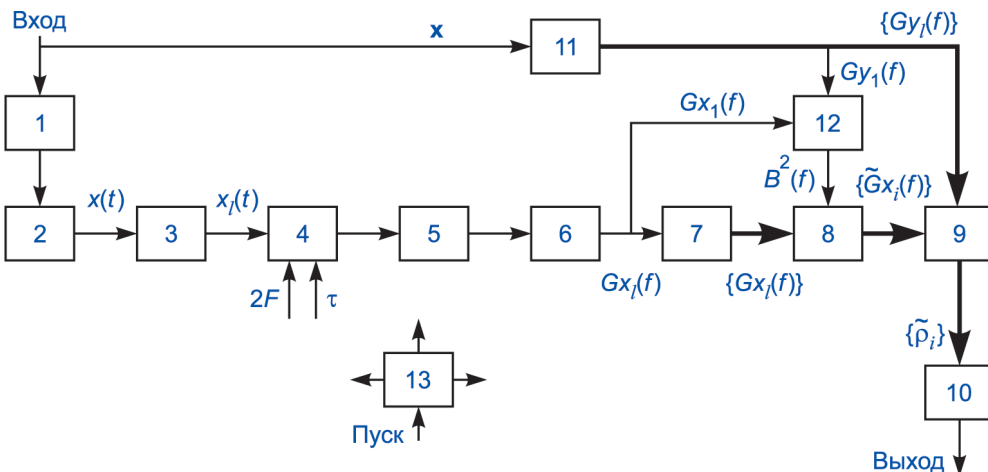


Рис. 1. Структурная схема устройства измерения показателя (3) искажений речевого сигнала: 1 – микрофон пользователя; 2 – линия связи; 3 – формирователь стационарного отрезка сигнала; 4 – аналого-цифровой преобразователь; 5 – селектор гласных; 6 – спектральный анализатор; 7 – первый блок памяти; 8 – блок корректировки СПМ; 9 – вычислитель вектора информационных показателей; 10 – сумматор; 11 – формирователь голосового образца; 12 – второй блок памяти; 13 – блок управления и синхронизации

Fig. 1. The structural scheme of a device for measuring the frequency distortion of a speech signal (3): 1 – user microphone; 2 – communication channel; 3 – unit of data stationary segment forming; 4 – analog-to-digital converter; 5 – vowel selector; 6 – spectral analyzer; 7 – first block of memory; 8 – block of PSD correction; 9 – information indicators' calculation unit; 10 – adder; 11 – voice template generator; 12 – second block of memory; 13 – control unit

контрольного диктора применяли при аудиозаписи голосового образца $y(t)$. Начальным отрезком $y_1(t)$ служил сигнал фонемы «а». По СПМ $G_{y_1}(f)$ этого сигнала согласно выражению (2) определяли квадрат АЧХ корректирующего фильтра.

Во всех рассматриваемых далее вариантах аудиозаписи сигналы гласных фонем в каноническом порядке – «а», «и», «о», «у», «ы», «э» – использовали в качестве одноимённых отрезков $x_i(t)$, $i=1,2,\dots,6$, наблюдаемого речевого сигнала $x(t)$. Их длительность $T_i=(2,5\ldots 3)$ с изначально предполагала автоматическое членение каждого отрезка на последовательность коротких ($\tau=30$ мс) отрезков $x_{i,n}(t)$, $n \leq N$, с частичным (по 10 мс в начале и в конце) перекрытием.

По каждому такому отрезку речевого сигнала согласно алгоритму (8), (9) оценивали СПМ соответствующей фонемы $x_i(t)$. При частоте дискретизации $F_d=8$ кГц (согласованной с полосой пропускания стандартного телефонного канала связи) и соответствующей размерности $L=8$ кГц·30 мс=240 $\gg p$ одного отрезка данных установили порядок СПМ $p=20$ [18]. Полученные оценки $G(f)$ использовали далее для многократных измерений показателя искажений речевого сигнала на стадии до и после его корректировки согласно выражениям (4), (5) соответственно.

По каждой фонеме для каждого варианта аудиозаписи было проведено по $N=(2,5\ldots 3)/10^{-2}=250\ldots 300$ независимых измерений. Благодаря статистическому усреднению результатов относительная погрешность экспериментальных данных с доверительной вероятностью 0,9 составила $1,65/\sqrt{N}=1,65/\sqrt{(250\ldots 300)}=(9,5\ldots 10)\%$ [4, 20].

На рис. 2 представлены гистограммы показателей (4), (5) (отмечены синим и красным цветом соответственно) – искажений гласных фонем первого диктора до и после корректировки речевого сигнала $x(t)$ для вариантов 2 (рис. 2, а) и 3 (рис. 2, б) комплектации тракта аудиозаписи. Из сравнения указанных гистограмм можно сделать вывод об устойчивом положительном эффекте от предпринятой амплитудно-частотной корректировки сигнала. Количественно этот эффект характеризуется следующей таблицей показателей, построенной согласно (6) по данным первого диктора в варианте тракта 1 (см. рис. 2, а).

Эффективность корректировки МРЕ дикторов

Фонемы	$\{p_i(x)\}$	$\{\tilde{p}_i(x)\}$	$\{\delta p_i(x)\}, \%$
«а»	0,84	0	100,00
«и»	0,72	0,27	62,50
«о»	0,85	0,21	75,29
«у»	0,63	0,22	65,08
«ы»	0,87	0,32	63,22
«э»	0,61	0,29	51,67

Из таблицы следует, что эффективность корректировки в среднем по фонемам значительно превышает 50 %.

Возможную ошибочную (ложную) идентификацию дикторов иллюстрирует рис. 2, в, на котором представлены аналогичные гистограммы результатов измерений показателей (4),

(5), но для второго диктора в варианте 1 тракта аудиозаписи. В данном случае корректировка не только не уменьшает информационное расхождение (5) относительно (4), но даже,

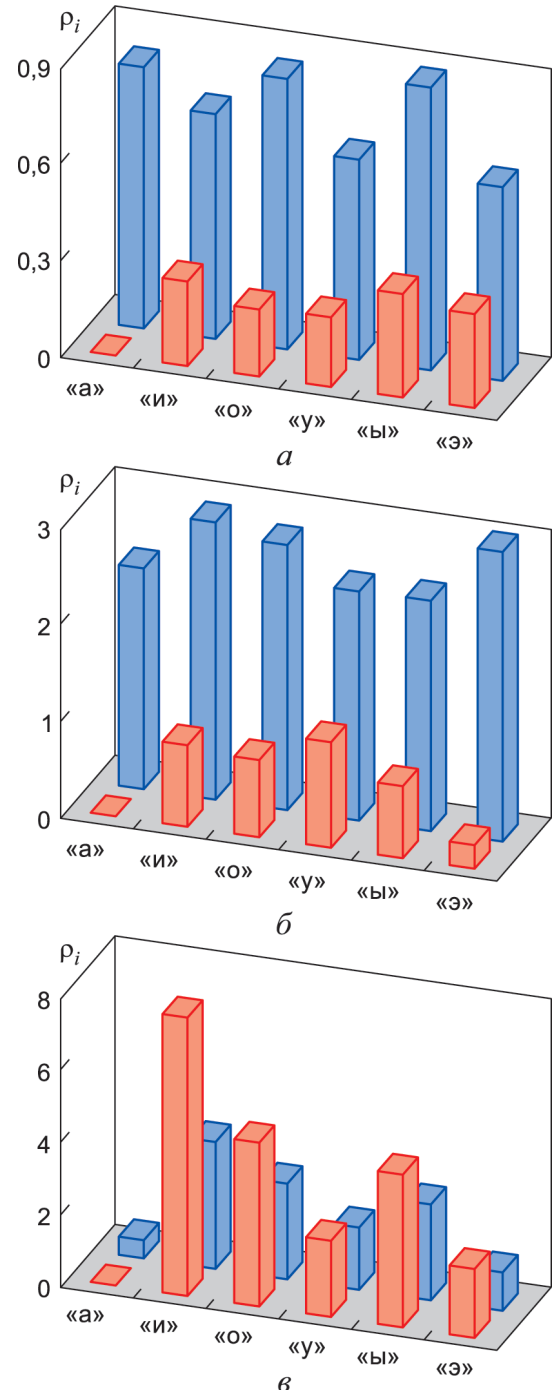


Рис. 2. Гистограммы показателей искажений гласных фонем для первого (а, б) и второго (в) дикторов на стадии до и после корректировки речевого сигнала; синим и красным цветом показаны гистограммы показателей, рассчитанных по формулам (4), (5) соответственно

Fig. 2. Histograms of indicators (see formulas (4), (5), shown in blue and red, respectively) of vowel phonemes distortions for the first (fig. a, b) and second (fig. c) speakers at the stage before and after speech signal correcting

напротив, увеличивает информационные различия сигнала $x(t)$ относительно голосового образца $y(t)$. Ценность такого вывода для практики усиливает то обстоятельство, что контрольные дикторы ввиду их близкородственной связи имеют заведомо схожие по тонкой структуре голоса. В общем случае эффект увеличения информационного расхождения по результатам корректировки (1) сигнала ложного пользователя может быть ещё более ярко выражен из-за различий тембров голоса разных дикторов [14]. Это следует из сравнения двух групп зависимостей СПМ сигналов фонемы «и» до и после корректировки речевого сигнала первого (рис. 3, а) и второго (рис. 3, б) контрольных дикторов. Откорректированный сигнал в первом случае почти не отличается по спектру мощности от используемого голосового образца. Во втором случае наблюдается противоположная картина.

Обсуждение полученных результатов. Практическую ценность результатов проведённого исследования можно

охарактеризовать статистически – в терминах информационной теории восприятия речи [19, 20]. Информационное различие $\rho_i(x)$ из выражения (4) в этой теории рассматривается в роли решающей статистики. При выполнении для нее требования общего вида

$$\rho_i(x) \leq \rho_0, \quad i = \overline{1, I}, \quad (10)$$

решение наблюдателем принимается в пользу успешной проверки голосового образца $y_i(t)$ на принадлежность зарегистрированному в БСИ пользователю. Здесь ρ_0 – пороговый уровень, или допустимое значение информационного различия одноимённых МРЕ в пределах речевого сигнала одного диктора, в которой учитывается эффект внутридикторской вариативности устной речи [3]. Его значение определяется по заданной (допустимой) вероятности ошибки 1-го рода [21]:

$$\alpha = P\{\rho_i(x) > \rho_0 | x_i(t) \sim y_i(t)\},$$

или ошибочного отказа (false rejection rate, URL: <https://habr.com/ru/post/126144/>) пользователю БСИ в идентификации.

Согласно выводам работы [4] в отношении распределения вероятностей квадрата случайной величины $\rho_i(x)+1$ по закону $F_{q,q}$ -распределения (Фишера) с двумерным числом $q=2F\tau-p$ степеней свободы, запишем уравнение

$$\begin{aligned} \alpha_0 &= P\{[1+\rho_i(x)]^2 > (1+\rho_0)^2 | x_i(t) \sim y_i(t)\} = \\ &= P\{F_{q,q} \geq (1+\rho_0)^2\} = 1 - \Phi_{q,q}((1+\rho_0)^2), \end{aligned}$$

где $\Phi_{q,q}(\cdot)$ – интегральная функция $F_{q,q}$ -распределения, значения которой подробно табулированы, в том числе, в электронном виде.

При типичных значениях параметров системы автоматической обработки речевого сигнала на выходе телефонного канала связи: $F_d = 8$ кГц, $\tau = 10$ мс, $p = 20$ [3] находим $q = 60$. Для уровня значимости $\alpha_0 = 10^{-2}$ (типичное требование к характеристикам БСИ [2, 3]) с помощью функции ГРАСПОБР(0,01; 60; 60) в рамках электронного документа Excel получим равенство $(1+\rho_0)^2 = 1,84$, откуда будем иметь $\rho_0 = 0,36$. Подставим это значение в правую часть соотношения (10) и получим строго обоснованное требование БСИ к допустимому значению информационного расхождения речевого сигнала $x_i(t)$ относительно его голосового образца $y_i(t)$ для всех $i \leq I$:

$$\rho_i \leq 0,36. \quad (11)$$

Требование выполняется, например, для откорректированного речевого сигнала первого диктора и варианта 2 комплектации тракта аудиозаписи (см. рис. 2, а). Напротив, откорректированный сигнал того же диктора, полученный для варианта 3 тракта (см. рис. 2, б), требованию (11)

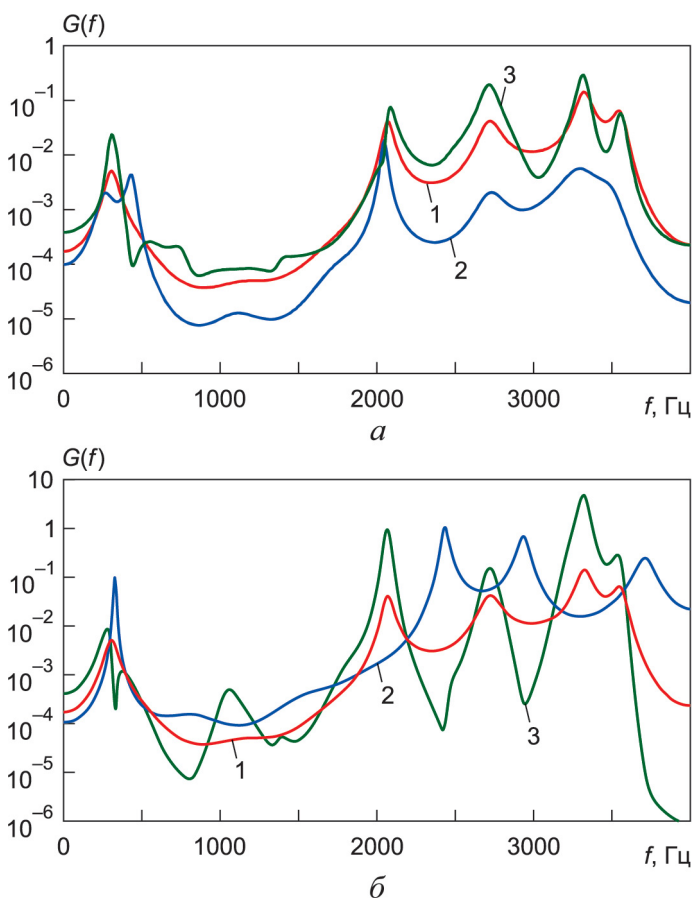


Рис. 3. СПМ фонемы «и» для первого (а) и второго (б) дикторов в сопоставлении с зарегистрированным образцом фонемы (кривая 1) до (кривая 2) и после (кривая 3) корректировки речевого сигнала

Fig. 3. The “i” phoneme PSD for the first (fig. a) and second (fig. b) speakers in comparison with its registered voice template (curve 1) at the stage before (curve 2) and after (curve 3) the speech signal correction

не отвечает, как речевой сигнал второго диктора (см. рис. 2, в) при любом варианте комплектации тракта аудиозаписи. Таким образом, в результате экспериментальной амплитудно-частотной корректировки речевого сигнала (1), (2) под голосовой образец зарегистрированного пользователя удалось не только безошибочно верифицировать контрольного диктора, но и сформулировать строгие требования к качеству используемого канала связи.

Заключение. По результатам проведённого исследования предложен новый метод измерений показателя искажений речевого сигнала в канале связи в целях их ослабления. В его обоснование положен принцип предискажений сигнала на входе БСИ. Эффективность предложенного метода обоснована теоретически и подтверждена экспериментально с использованием авторской программной разработки Phoneme Training, в которой он впервые был реализован и применён на практике. Использование этого метода позволило первоначально сильно (недопустимо) искажённый речевой сигнал привести в соответствие в строгом, теоретико-информационном смысле его зарегистрированному в БСИ образцу.

Полученные результаты будут востребованы при разработке новых и модернизации существующих биометрических систем и технологий удалённой идентификации.

Работа выполнена в рамках Программы фундаментальных исследований Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики».

Список литературы

1. Dargan S., Kumar M., *Expert Systems with Applications*, 2020, vol. 143, no. 1, pp. 113–114. <https://doi.org/10.1016/j.eswa.2019.113114>
2. Sholokhov A., Kinnunenc T., Vestman V., Lee K. A., *Computer Speech & Language*, 2020, vol. 60, no. 3, p. 101024. <https://doi.org/10.1016/j.csl.2019.101024>
3. Савченко В. В., Савченко А. В. Способ обновления голосовых образцов в Единой биометрической системе в режиме реального времени // Измерительная техника. 2020. № 5. С. 58–65. <https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2020-5-58-65>
4. Savchenko V. V., *Radioelectronics and Communications Systems*, 2020, vol. 63, no. 1, pp. 42–54. <https://doi.org/10.3103/S0735272720010045>
5. Рахманенко И. А., Мещеряков Р. В. Анализ идентификационных признаков в речевых данных с помощью GMM-UBM системы верификации диктора // Труды СПИИ РАН. 2017. Т. 52. № 3. С. 32–50. <https://doi.org/10.15622/sp.52.2>
6. Справочник по радиоэлектронным устройствам: в 2-х томах. Т. 2 / Под ред. Д. П. Линде. М.: Энергия, 1978. 328 с.
7. Kenny P., Boulianne G., Ouellet P., Dumouchel P., *IEEE Transactions on Audio, Speech and Language Processing*, 2007, vol. 15, no. 4, pp. 1435–1447. <https://doi.org/10.1109/TASL.2006.881693>
8. Motlicek P. et al., *IEEE International Conference on Acoustics, Speech and Signal Processing (ICASSP)*, 2015, pp. 4445–4449. <https://doi.org/10.1109/ICASSP.2015.7178811>

9. Yang B., Fu X., Sidiropoulos N. D., *IEEE Transactions on Signal Processing*, 2016, vol. 65, no. 5, pp. 256–269. <https://doi.org/10.1109/TSP.2016.2614491>
10. Farooq M., Adeeba F., Hussain S., *The 22nd Conference of the Oriental COCOSA*, Cebu City, Philippines, October 25–27, 2019. <https://doi.org/10.1109/O-COCOSA46868.2019.9041237>
11. Галышина Е. И. Актуальные проблемы идентификации лиц по фонограммам телефонных переговоров // Материалы XXIII международной научно-практической конференции «Деятельность правоохранительных органов в современных условиях». В 2-х томах. Иркутск: Восточно-Сибирский институт МВД РФ. 2018. Т. 1. С. 324.
12. Liu D., He, Z., Chen D., *IEEE Transactions on Neural Networks and Learning Systems*, 2019, no. 12, pp. 1–14. <https://doi.org/10.1109/TNNLS.2019.2951803>
13. Barra S., Castiglione A., Narducci F., De Marsico M., Nappi M., *Image and Vision Computing*, 2018, vol. 76, no. 8, pp. 27–37. <https://doi.org/10.1016/j.imavis.2018.05.001>
14. Mahé G., Gilloire A., Gros L., *Speech Communication*, 2004, vol. 43, no. 8, pp. 241–266. <https://doi.org/10.1016/j.specom.2004.06.002>
15. Xie F. L., Soong F. K., Lia H. A., *Speech Communication*, 2019, vol. 106, no. 12, pp. 57–67. <https://doi.org/10.1016/j.specom.2018.11.007>
16. Park H. J., Ha I. H., Han S. K., *Optics Communications*, 2019, vol. 444, no. 8, pp. 160–164. <https://doi.org/10.1016/j.optcom.2019.03.075>
17. Anzar S. M., Amala K., Rajendran R., *Computers & Electrical Engineering*, 2016, vol. 50, no. 2, pp. 10–25. <https://doi.org/10.1016/j.compeleceng.2015.12.003>
18. Savchenko V. V., Savchenko A. V., *Radioelectronics and Communications Systems*, 2019, vol. 62, no. 5, pp. 276–286. <https://doi.org/10.3103/S0735272719050042>
19. Savchenko V. V., *Radiophysics and Quantum Electronics*, 2015, vol. 58, no. 5, pp. 373–379. <https://doi.org/10.1007/s11141-015-9611-4>
20. Savchenko V. V., *Journal of Communications Technology and Electronics*, 2019, vol. 64, no. 6, pp. 590–596. <https://doi.org/10.1134/S1064226919060093>
21. Савченко В. В., Савченко Л. В. Метод измерений показателя разборчивости речевого сигнала в информационной метрике Кульбака-Лейблера // Измерительная техника. 2019. № 9. С. 59–64. <https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2019-9-59-64>

References

1. Dargan S., Kumar M., *Expert Systems with Applications*, 2020, vol. 143, no. 1, pp. 113–114. <https://doi.org/10.1016/j.eswa.2019.113114>
2. Sholokhov A., Kinnunenc T., Vestman V., Lee K. A., *Computer Speech & Language*, 2020, vol. 60, no. 3, p. 101024. <https://doi.org/10.1016/j.csl.2019.101024>
3. Savchenko V. V., Savchenko A. V., *Measurement Techniques*, 2020, vol. 63, no. 5, pp. 391–400. <https://doi.org/10.1007/s11018-020-01800-5>

4. Savchenko V. V., *Radioelectronics and Communications Systems*, 2020, vol. 63, no. 1, pp. 42–54.
<https://doi.org/10.3103/S0735272720010045>
5. Rakhmanenko I. A., Meshcheryakov R. V., *Proceedings of the SPIIRAN*, 2017, vol. 52, no. 3, pp. 32–50.
<https://doi.org/10.15622/sp.52.2>
6. *Spravochnik po radioelektronnym ustroystvam*: in 2 vol., vol. 2, ed. D. P. Linde, Moscow, Energiya Publ., 1978, 328 p. (in Russian).
7. Kenny P., Boulianne G., Ouellet P., Dumouchel P., *IEEE Transactions on Audio, Speech and Language Processing*, 2007, vol. 15, no. 4, pp. 1435–1447.
<https://doi.org/10.1109/TASL.2006.881693>
8. Motlicek P. et al., *IEEE International Conference on Acoustics, Speech and Signal Processing (ICASSP)*, 2015, pp. 4445–4449.
<https://doi.org/10.1109/ICASSP.2015.7178811>
9. Yang B., Fu X., Sidiropoulos N. D., *IEEE Transactions on Signal Processing*, 2016, vol. 65, no. 5, pp. 256–269.
<https://doi.org/10.1109/TSP.2016.2614491>
10. Farooq M., Adeeba F., Hussain S., *The 22nd Conference of the Oriental COCOSA*, Cebu City, Philippines, October 25–27, 2019.
<https://doi.org/10.1109/O-COCOSA46868.2019.9041237>
11. Galyashina Ye. I., *Proceedings of the XXIII International Conference*, in 2 vol., Irkutsk, Vostochno-Sibirskiy institut MVD RF Publ., 2018.
12. Liu D., He, Z., Chen D., *IEEE Transactions on Neural Networks and Learning Systems*, 2019, no. 12, pp. 1–14.
<https://doi.org/10.1109/TNNLS.2019.2951803>
13. Barra S., Castiglione A., Narducci F., De Marsico M., Nappi M., *Image and Vision Computing*, 2018, vol. 76, no. 8, pp. 27–37. <https://doi.org/10.1016/j.imavis.2018.05.001>
14. Mahé G., Gilloire A., Gros L., *Speech Communication*, 2004, vol. 43, no. 8, pp. 241–266.
<https://doi.org/10.1016/j.specom.2004.06.002>
15. Xie F. L., Soong F. K., Lia H. A., *Speech Communication*, 2019, vol. 106, no. 12, pp. 57–67.
<https://doi.org/10.1016/j.specom.2018.11.007>
16. Park H. J., Ha I. H., Han S. K., *Optics Communications*, 2019, vol. 444, no. 8, pp. 160–164.
<https://doi.org/10.1016/j.optcom.2019.03.075>
17. Anzar S. M., Amala K., Rajendran R., *Computers & Electrical Engineering*, 2016, vol. 50, no. 2, pp. 10–25.
<https://doi.org/10.1016/j.compeleceng.2015.12.003>
18. Savchenko V. V., Savchenko A. V., *Radioelectronics and Communications Systems*, 2019, vol. 62, no. 5, pp. 276–286.
<https://doi.org/10.3103/S0735272719050042>
19. Savchenko V. V., *Radiophysics and Quantum Electronics*, 2015, vol. 58, no. 5, pp. 373–379.
<https://doi.org/10.1007/s11141-015-9611-4>
20. Savchenko V. V., *Journal of Communications Technology and Electronics*, 2019, vol. 64, no. 6, pp. 590–596.
<https://doi.org/10.1134/S1064226919060093>
21. Savchenko V. V., Savchenko L. V., *Measurement Techniques*, 2019, vol. 62, no. 9, pp. 832–839.
<https://doi.org/10.1007/s11018-019-01702-1>

Дата поступления: 03.06.2020.

Дата принятия: 17.06.2020.

Method for measuring distortions of a speech signal during its transmission over a communication channel to a biometric identification system

Vladimir V. Savchenko¹, Andrey V. Savchenko²

¹Nizhniy Novgorod State Linguistic University, Nizhniy Novgorod, Russian Federation,
e-mail: vvsavchenko@yandex.ru

²HSE University, Laboratory of algorithms and technologies for network analysis, Nizhniy Novgorod,
Russian Federation, e-mail: avsavchenko@hse.ru

This paper is devoted to the presence of distortions in a speech signal transmitted over a communication channel to a biometric system during voice-based remote identification. We propose to preliminarily correct the frequency spectrum of the received signal based on the pre-distortion principle. Taking into account a priori uncertainty, a new information indicator of speech signal distortions and a method for measuring it in conditions of small samples of observations are proposed. An example of fast practical implementation of the method based on a parametric spectral analysis algorithm is considered. Experimental results of our approach are provided for three different versions of communication channel. It is shown that the usage of the proposed method makes it possible to transform the initially distorted speech signal into compliance on the registered voice template by using acceptable information discrimination criterion. It is demonstrated that our approach may be used in existing biometric systems and technologies of speaker identification.

Key words: acoustic measurements, speech acoustics, speech signal, voice template, voice identification, voice verification, biometrics.

ВСЕМИРНЫЙ ДЕНЬ МЕТРОЛОГИИ

Измерения для глобальной торговли

РСТ
ВНИИМС



Bureau
International des
Poids et
Mesures



20 мая 2020
www.worldmetrologyday.org

© 2020 BIPM-OIML

ПОДПИСКА – 2021

на печатную и электронную версии журнала «Измерительная техника»
и электронную версию сетевого издания «Метрология»

- ▶ во всех почтовых отделениях ФГУП «Почта России»
- ▶ онлайн на сайтах подписных агентств
- ▶ в редакции

В почтовых отделениях Российской Федерации, а также в странах СНГ и Балтии

по каталогу «Газеты. Журналы» Агентства «Роспечать» www.rospr.ru
«Измерительная техника» – индекс 70391

по объединённому каталогу «Пресса России» АО «АПР» www.apr.ru
«Измерительная техника» – индекс 38168

Подписка через Интернет

ГК «Урал-Пресс»

www.ural-press.ru

Тел./факс: +7 (495) 789-86-36; +7 (499) 700-05-07

ООО «Информнаука»

www.informnauka.com

Тел.: +7 (495) 787-38-73; +7 (499) 152-54-81

e-mail: informnauka@viniti.ru

Агентство «Книга-Сервис»:

- интернет-каталог «Пресса по подписке» www.akc.ru
- объединённый каталог «Пресса России» www.pressa-rf.ru
Тел.: +7 (495) 631-62-54
e-mail: podpiska@pressa-rf.ru

Научная электронная библиотека eLIBRARY.RU www.elibrary.ru

Электронно-библиотечная система «РУКОНТ» www.lib.rucont.ru

Подписка в редакции на номера текущего года и архивные номера 2016–2020 гг.

- ▶ по телефону +7 (495) 430-28-02
- ▶ по электронной почте kersova@vniims.ru
- ▶ на сайтах www.vniims.ru, www.izmt.ru

Адрес редакции:

119361 Москва, ул. Озёрная, 46, ФГУП «ВНИИМС»

Тел.: +7 (495) 781-48-70

E-mail: izmt@vniims.ru

www.izmt.ru