

Влияние систематических погрешностей измерительной аппаратуры на оценки ровности дорожных покрытий

А.М. Меньшиков

Северный (Арктический) федеральный университет им. М.В. Ломоносова, Наб. Северной Двины, 17, г. Архангельск, Россия

alm2005@mail.ru,

<https://orcid.org/0000-0003-1220-2817>

Статья поступила 30.03.2026, принята 29.054.2026

Для диагностики и мониторинга эксплуатационного состояния автомобильных дорог применяют передвижные дорожные лаборатории (далее – ПДЛ), оснащённые современными комплексами измерительно-регистрирующей аппаратуры. Они позволяют выполнять большие объёмы измерений и регистрации показателей. Однако полученная таким способом информация в определённых случаях оказывается весьма низкого качества из-за наличия систематических (методических и аппаратных) погрешностей измерений. В данной работе предпринята попытка определить долю систематической погрешности, присутствующей в измерениях и оценках продольной ровности дорожных покрытий по методу Международного индекса ровности (International Roughness Index, далее – IRI), полученных с применением установленных на ПДЛ лазерных профилометров ПКР-2 (2 шт.). Исследование базируется на большом объёме экспериментальных данных, полученных в процессе мониторинга микропрофилей автомобильных дорог Архангельской области РФ, по которым осуществляется регулярное движение лесовозных автопоездов, с помощью ПДЛ «ТРАССА» Северного (арктического) федерального университета имени М.В. Ломоносова (САФУ). В работе представлены результаты декомпозиции 204 рядов ординат микропрофилей дорожного покрытия на детерминированные и случайные компоненты с применением математического аппарата статистической динамики. Во всех выборках определена доля систематической погрешности в результатах измерения значений ординат микропрофиля. Для случаев, когда мониторинг ровности дорожного покрытия осуществлялся в регулярном режиме, апробирован усовершенствованный алгоритм оценки стационарности аддитивного белого шума на основе кросс-спектрального анализа. В результате предложена корректная процедура определения доли систематической погрешности в измерениях микропрофилей дорог. Указаны перспективные направления использования полученных результатов и актуальные вопросы для дальнейшего исследования.

Ключевые слова: автомобильные дороги; лесовозные автопоезда; микропрофиль IRI; передвижная дорожная лаборатория «ТРАССА»; кросс-спектральный анализ.

Influence of systematic errors of measuring equipment on the assessment of road surface flatness

A.M. Menshikov

Northern (Arctic) Federal University named after M.V. Lomonosov; 17, Severnaya Dvina Emb., Arkhangelsk, Russia

alm2005@mail.ru,

<https://orcid.org/0000-0003-1220-2817>

Received 30.03.2026, accepted 29.04.2026

For diagnosing and monitoring the operational condition of highways, mobile road laboratories (hereinafter referred to as MRLs) equipped with modern measurement and recording equipment are used. They allow for large volumes of measurements and recording of indicators. However, the information obtained in this way is, in certain cases, of very low quality due to the presence of systematic (methodological and instrumental) measurement errors. This work attempts to determine the proportion of systematic error present in the measurements and assessments of longitudinal road pavement smoothness using the International Roughness Index (hereinafter referred to as IRI) method, obtained using two PKR-2 laser profilometers mounted on an MRL. The study is based on a large volume of experimental data obtained during the monitoring of microprofiles of highways in the Arkhangelsk region of the Russian Federation, where regular logging truck traffic operates, using the "TRASSA" MRL of the Northern (Arctic) Federal University named after M.V. Lomonosov (NArFU). The paper presents the results of decomposing 204 series of road pavement microprofile ordinates into deterministic and random components using the mathematical apparatus of statistical dynamics. The proportion of systematic error in the measurement results of microprofile ordinate values is determined for all samples. For cases where road pavement smoothness monitoring was carried out on a regular basis, an improved algorithm for assessing the stationarity of additive white noise based on cross-spectral analysis was tested. As a result, a correct procedure for determining the proportion of systematic error in road microprofile measurements is proposed. Promising directions for using the obtained results and relevant issues for further research are indicated.

Keywords: roads; logging trucks; microprofile IRI; mobile road laboratory "TRASSA"; cross-spectral analysis.

Введение. Изменение интенсивности и состава движения транспортных средств по дороге в части увеличения доли тяжёлых грузовых автомобилей, не предусмотренное проектом её реконструкции или модернизации, ускоряет деградацию показателя ровности дорожного покрытия. В настоящее время практикуются масштабные сезонные перевозки лесоматериалов, сопряжённые с выходом лесовозных автопоездов массой 30...40 т на автомобильные дороги федерального и регионального значения с усовершенствованными покрытиями. В результате тяжёлого динамического воздействия участки дорог преждевременно утрачивают работоспособность, не достигая значений плановых межремонтных сроков эксплуатации.

В Архангельской области РФ на автомобильных дорогах III...V технических категорий под руководством автора проводились широкомасштабные работы по мониторингу и диагностике эксплуатационного состояния с применением ПДЛ «ТРАССА», оснащённой комплексом измерительно-регистрирующего оборудования, включающим лазерные профилометры ПКР-2 (2 шт.). В процессе работ было записано свыше 1200 км реализаций трасс продольной ровности покрытия по IRI с применением ПКР-2, интегрированных в программно-измерительный комплекс ПДЛ «ТРАССА». При этом на отдельных участках дорог производилась верификация результатов с применением традиционных средств измерений – нивелира, электронного тахеометра и рулетки 100 м с ценой деления 1 см.

В данной работе в качестве информационной базы использовались результаты измерений и оценки микропрофилей дорог по принятому в большинстве стран международному индексу ровности IRI [11, 15, 16].

Цель и метод исследования. В качестве рабочей гипотезы обычно постулируют, что поверхность рассматриваемого дорожного покрытия является стационарным гауссово-изотропным случайным полем, обладающим свойством эргодичности [3, 12]. Проверка гипотезы в данной работе осуществлялась с использованием комплекса статистических методов и средств аналогично применявшемуся ранее в нашей работе [13].

Ординаты микропрофилей $\{x_i\}$ рассматривались как совокупность двух компонентов, аддитивно связанных между собой: детерминированной составляющей $\hat{x}(t)$ – полезного сигнала, и переменной составляющей e_i – остатков:

$$x_i = \hat{x}(t) + e_i. \quad (1)$$

Идентификация детерминированной составляющей ординат $\hat{x}(t)$ осуществлялась методами непараметрической идентификации стационарных линейных систем, с применением различных гладких непрерывных и кусочно-линейных функций [2, 3]. Для идентификации рядов с выраженной периодичностью колебаний уровней использовался наиболее эффективный в таких ситуациях математический аппарат гармонического анализа, к которому обычно обращаются, если дальнейшее исследование предполагается вести на основе спектральной плотности дисперсии или методами кросс-спектрального анализа.

Высокая статистическая надежность оценок параметров полезного сигнала $\hat{x}(t)$ достигается в том случае, когда остаточный ряд $\{e_i\}$ отвечает признакам стохастического процесса типа «белый шум»: распределения уровней ряда ординат по закону Гаусса, случайности и стационарности ряда в широком смысле.

Однако уже при первых измерениях микропрофиля ПКР-2 анализ числовых рядов $\{x_i\}$ показал, что распределение ординат их уровней в значительной степени отличается от распределения Гаусса. Более того, ряды остатков $\{e_i\}$, элиминированных из $\{x_i\}$ по методике ФДА Росавтодор [1], не отвечают основным критериям белого шума – случайности и стационарности уровней. В этой связи было выдвинуто предположение, что причиной является высокая степень коррелированности остатков $\{e_i\}$ и ординат исходного ряда $\{x_i\}$ из-за наличия в рядах $\{e_i\}$ значительной доли систематической погрешности измерений.

В таких ситуациях идентифицировать микропрофили дорожного покрытия математическими моделями с достаточной степенью точности и статистической надёжности не представляется возможным. Очевидно, требуется более гибкий способ элиминирования остаточных рядов, который обеспечил бы их статистические свойства, достаточно близкие к белому шуму.

Исходя из этого, **целью данной работы** стало выделение доли систематической погрешности измерений и уточнение методики идентификации функции ординат микропрофиля $\{x_i\}$ применением для элиминирования белого шума из реализаций трасс кросс-спектрального анализа числовых рядов $\{x_i\}$.

Методика определения величины систематической погрешности измерений. Амплитудные остатки e_i представляют собой аддитивную композицию систематической погрешности измерений ε_i и случайного компонента ξ_i , интерпретируемого как макрошероховатость дорожного покрытия [1,3]:

$$e_i = \varepsilon_i + \xi_i. \quad (2)$$

При наличии в остатках значительной доли систематической погрешности измерений ε_i детерминированная составляющая $\hat{x}(t)$ и остатки e_i будут в значительной степени взаимно коррелированы между собой и автокоррелированы в своих числовых рядах. Напротив, макрошероховатость покрытия ξ_i с $\hat{x}(t)$ и e_i практически не коррелирует [3].

В подобных ситуациях процедуре статистической идентификации полезного сигнала (тренда) сопутствует коллизия показателей «точность-надёжность» [2]. Точность аппроксимации характеризуется степенью приближения математической модели к исходным данным (адекватностью модели) и выражается отношением дисперсий σ_e^2/σ_x^2 . Кроме того, показателем адекватности является коэффициент остаточной детерминации $(1-R^2)$, значимость которого можно проверить стандартными статистическими процедурами, например, на основе t -критерия. Повышение точности аппроксима-

ции обычно достигается увеличением числа оцениваемых параметров математической модели [2].

В данном исследовании для идентификации детерминированной составляющей $\hat{x}(t)$ использовалась осциллирующая полигармоническая функция Фурье

$$\hat{x}(t) = \frac{a_0}{2} + \sum_{m=1}^M [a_m \cos m\omega(t) + b_m \sin m\omega(t)] \quad (3)$$

с периодом измерения $T = 100$ м при оценке микропрофиля, и с периодом $T = 1000$ м при исследовании спектральной плотности дисперсии ординат. Коэффициенты полинома (3) вычислялись по формулам

$$a_m = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t \cos m\omega(t), \quad b_m = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t \sin m\omega(t), \quad (4)$$

где $a_0/2$ – среднее значение ординат ряда $\{x_t\}$; m – число гармоник полинома Фурье, $m=1,2,\dots,M$; t – шаг квантования аналоговой записи ординат микропрофиля; $\omega(t)$ – круговая частота, $\omega(t) = 2\pi t/T$.

Для проверки гипотезы случайности колебаний уровней динамических рядов $\{x_t\}$ использовались распространённые непараметрические критерии серий или тренда [2, 3]. Критерий тренда применялся, когда выделяемый сигнал не являлся гармоническим.

Степень стационарности динамического ряда определялась с помощью графика автокорреляционной функции, и с помощью мощного DW -критерия Дарбина-Уотсона. При этом постулировалось, что значения $\rho^*(x)$ не должны значительно отличаться от нуля, а оценки DW_ξ^* должны находиться в диапазоне $DW_U \leq DW_\xi^* \leq (4 - DW_U)$. Кроме того, записи реализаций микропрофилей, измеренных на одних и тех же участках с интервалом времени 1 год, проверялись на инвариантность рядов белого шума путем вычисления взаимных спектральных плотностей и коэффициентов их когерентности по алгоритмам [7].

В динамических рядах различных показателей последовательность ошибок определяется моделью авторегрессии [7]:

$$\varepsilon_t = \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \alpha_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \xi_t = \sum_{\tau=1}^q \alpha_\tau \varepsilon_{t-\tau} + \xi_t, \quad |\alpha_\tau| < 1, \quad (5)$$

где α_τ – коэффициенты модели, соответствующие сдвигу ряда на τ уровней; q – порядок модели авторегрессии; ξ_t – компонент типа белый шум.

Неравенство $|\alpha_\tau| < 1$ выражает условие устойчивости авторегрессионной модели.

Очевидно, применение фильтра (5) изменяет остаточный ряд $\{e_t\}$, однако алгоритм этих изменений известен, а процедура возврата к исходному ряду (контроля корректности выполненных преобразований) строго математически определена.

В частности, авторегрессионному преобразованию I порядка соответствует оператор возврата к исходному ряду $\{\varepsilon_t\}$ вида

$$\varepsilon_t = \xi_t \cdot [G_\varepsilon(\omega_t)]^{-1}, \quad (6)$$

где $G_\varepsilon(\omega_t)$ – коэффициент усиления фильтра на частоте ω_t :

$$G_\varepsilon(\omega_t) = |1 - \rho_1(\varepsilon) \cos \omega_t|, \quad (7)$$

$\rho_1(\varepsilon)$ – первый коэффициент автокорреляции ряда ошибок $\{\varepsilon_t\}$.

Кроме того, авторегрессионным фильтрам (5) соответствует коэффициент усиления спектра дисперсий случайного ряда, определяемый оператором

$$G(\omega) = \left| 1 - \sum_{\tau=1}^p \alpha_\tau e^{-i\tau\omega} \right|^2. \quad (8)$$

Выполненные ранее расчёты [2] показывают, что после применения фильтра (5) дисперсия ряда остатков и автокоррелированность его уровней существенно уменьшаются.

Вычисление значений эмпирического спектра (периодограммы) дисперсии ординат микропрофилей производится по формуле

$$f(\omega_t) = \sum_{\tau=0}^{\tau=n} (\rho_\tau C_0 \cos \omega_t \tau), \quad (9)$$

где ρ_τ – коэффициенты автокорреляции уровней ряда белого шума $\{\xi_t\}$; C_0 – автоковариация уровней ряда $\{\xi_t\}$ при сдвиге $\tau = 0$.

Контроль правильности определения периодограммы осуществляется применением известного соотношения $\sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2 \equiv \sum_{t=0}^{T/2} f(\omega_t)$; при этом распределение суммарной дисперсии по частотным полосам должно равняться дисперсии белого шума $\sigma_\varepsilon^2 = \sum_{t=0}^{T-1} f(\omega_t)$.

Для получения сходящихся оценок периодограмм (эмпирических спектральных плотностей дисперсии белого шума) $f_\xi^*(\omega_t)$ использовался оператор

$$f_\xi^*(\omega_t) = \sum_{\tau=1}^{\tau=n} (\rho_\tau C_0 \lambda_n \cos \omega_t \tau), \quad (10)$$

где λ_n – спектральное окно проф. Е. Парзена:

$$\lambda_n = \begin{cases} 1 - \frac{6\tau^2}{n^2} \left(1 - \frac{\tau}{n}\right) & \text{при } 0 \leq \tau \leq \frac{n}{2}; \\ 2 \left(1 - \frac{\tau}{n}\right)^3 & \text{при } \frac{n}{2} < \tau \leq n; \\ 0 & \text{при } \tau \geq n \end{cases}, \quad (11)$$

которое отличается от прочих спектральных окон важным для расчётов спектров дисперсий свойством: оно всегда даёт положительные значения [4].

Оптимальная ширина спектрального окна подбиралась нами последовательным его «стягиванием» путём подстановки значений $n = 50 \dots 500$ и визуальным контролем графика спектральной плотности дисперсии

ординат микропрофиля, который должен асимптотически сходиться к константе $\frac{1}{T-1}\sigma_\xi^2$, а распределение уровней исследуемого ряда $\{\xi_t\}$ должно быть максимально близко к белому шуму. Расчёты показали, что не следует применять спектральное окно шириной $n \geq 500$ вследствие прогрессирующего интерференционного эффекта дисперсии смежных частот и появления на графиках оцениваемых спектральных плотностей «ложных» пиков.

Для оценки эмпирической амплитудно-частотной характеристики использовалась известная комплексная функция $H_{xy}^*(\omega_k)$:

$$H_{xy}^*(\omega_t) = \left[\frac{C_{xy}^*(\omega_t) f_x^*(\omega_t)}{f_y^*(\omega_t)} \right]^{0.5}, \quad (12)$$

где $C_{xy}^*(\omega_t)$ – оценка когерентной связи гармонических составляющих белых шумов ξ_x и ξ_y на частоте ω_t :

$$C_{xy}^*(\omega_t) = \frac{[c_{xy}^*(\omega_t)]^2 + [q_{xy}^*(\omega_t)]^2}{f_x^*(\omega_t) \cdot f_y^*(\omega_t)}, \quad 0 \leq C_{xy}^*(\omega_t) \leq 1. \quad (13)$$

В формуле (13) $f_x^*(\omega_t)$ и $f_y^*(\omega_t)$ являются оценками спектральной плотности дисперсий белого шума микропрофилей, измеренных в процессе мониторинга на одном и том же участке в разные (последовательные) периоды времени.

Оценки ко-спектров $c_{xy}^*(\omega_t)$ и квадратурных спектров $q_{xy}^*(\omega_t)$ функций на частоте ω_t определялись по методике [7]:

$$c_{xy}^*(\omega_t) = \frac{\lambda_0}{4\pi} [C_0(x, y) + C_0(y, x)] + \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=1}^n \lambda_\tau [C_\tau(x, y) + C_\tau(y, x)] \cos \omega_t \tau, \quad (14)$$

$$q_{xy}^*(\omega_t) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=1}^n \lambda_\tau [C_\tau(x, y) - C_\tau(y, x)] \sin \omega_t \tau, \quad (15)$$

где $C_\tau(x, y)$, $C_\tau(y, x)$ – взаимные ковариации уровней белого шума ординат микропрофиля при сдвиге τ :

$$C_\tau(x, y) = \frac{1}{T-\tau} \sum_{t=1}^{T-\tau} (x_t - \bar{x})(y_{t+\tau} - \bar{y}), \quad (16)$$

$$C_\tau(y, x) = \frac{1}{T-\tau} \sum_{t=1}^{T-\tau} (y_t - \bar{y})(x_{t+\tau} - \bar{x}), \quad (17)$$

$$C_\tau(x, y) = C_{-\tau}(y, x), \quad C_0(x, y) = C_0(y, x). \quad (18)$$

Степень когерентной связи белых шумов $\{\xi_x\}$ и $\{\xi_y\}$ оценивалась анализом средних значений $\bar{C}_{xy}^*(\omega_t)$ и анализом графиков когерентности в различных диапазонах частот аналогично методике в работе [5].

Средства измерений и регистрации результатов. В комплект измерительно-вычислительного модуля продольной ровности дорожного покрытия по IRI входило следующее оборудование:

1. Триангуляционные лазерные датчики РФ603-125/500-232-U-IN-AL на базе красного лазера с длиной волны 600 нм, последовательный порт RS232 (2 шт., левый и правый).

2. Акселерометры AT1105-5A, $\pm 49,1 \text{ м}\cdot\text{с}^{-2}$, $\pm 5\text{г}$ (2 шт., левый и правый).

3. Аналого-цифровой преобразователь сигналов с универсальной платой L780M (L-CARD) на шину PC1, 16/32 каналов, 14 бит, 400 кГц, 2,5 мкс.

4. Инкрементный оптоэлектронный энкодер E58SC10-200-3-T-24 Autonics, 200 имп⁻¹.

5. Малогабаритная интегрированная навигационная система «КомпаНав-2Т» с приёмниками GPS/GLONASS, последовательный интерфейс RS232.

6. Промышленный компьютер (сервер) на базе процессора Intel Core i7 (4 ядра), ударопрочный, с амортизирующими креплениями для HDD.

7. Программное обеспечение Windows 7, ПИК «Дорога-2011» v.1.29.87.118.

8. Бензиновый электрогенератор HY3100, 220 В, 4 кВт.

9. Базовый автомобиль ГАЗ-3221 «Газель» 4×2.2.

Правомочность использования данного оборудования подтверждается свидетельством об утверждении типа измерений РОСС RU.C.27.062A № 39039, выданным Федеральным агентством по техническому регулированию и метрологии РФ. Измерительное оборудование ежегодно проходило метрологическую аттестацию в установленном порядке. Персонал имел требуемую аттестацию. Регламентные калибровки аппаратуры выполнялись перед началом измерений согласно руководству по эксплуатации ПДЛ.

Первичная обработка реализаций трасс микропрофилей. Исходная информация снималась с сервера ПДЛ «ТРАССА» в виде файлов первичной регистрации аппаратурой трассовой обработки измерительно-вычислительного комплекса в формате *preiri*. Далее, путём квантования аналоговых записей измерений, выполненных левым и правым лазерами ПКР-2, автоматически формировались два числовых ряда ординат микропрофилей $\{x_t\}$.

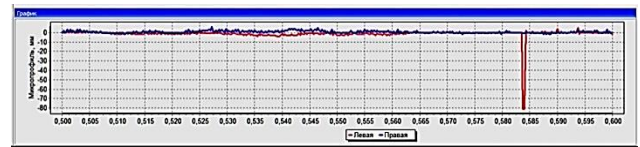


Рис. 1. Пример аномального значения (выброса) ординаты микропрофиля в машинограмме измерений IRI

Измерения и записи трасс микропрофилей выполнялись на каждой полосе движения.

Первичный анализ статистического качества исходных числовых рядов включал процедуры фильтрации аномальных значений измерений (рис.1), проверки соответствия совокупностей распределению Гаусса, оценки критериальных показателей случайности и стационарности исходных числовых рядов.

Массивы пропускались через полосовые фильтры С. Баттерворта IV порядка, обеспечивающие гладкость амплитудно-частотной характеристики на частотах

полосы пропускания. Фильтрация низких частот производилась на основе передаточной характеристики аппаратуры аналогично работе [8]:

а высокие частоты обрезались с помощью фильтра с передаточной характеристикой

$$H_g = \frac{\omega_g^4}{(i\omega)^4 + \omega_g^4}, \quad \omega_g = \frac{2\pi}{l_g}, \quad (20)$$

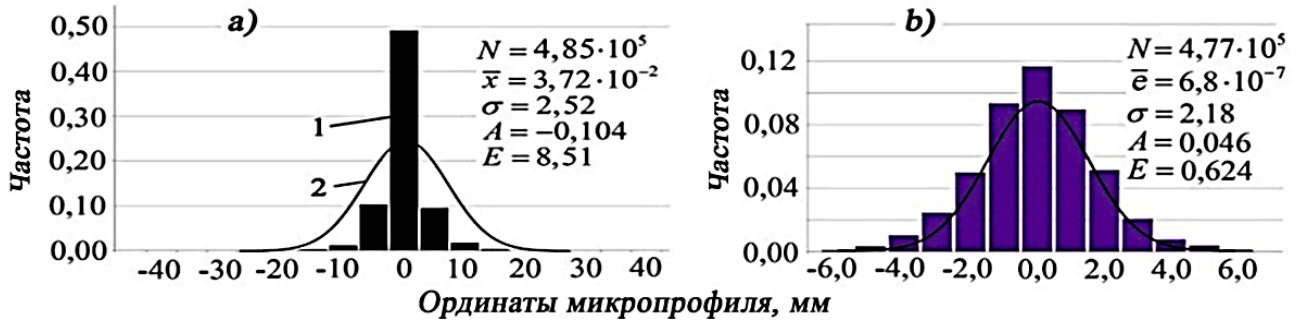


Рис. 2. Результаты анализа на соответствие распределению Гаусса исходных динамических рядов (а) и элиминированных из них рядов остатков (б): 1 – плотность распределения эмпирических данных; 2 – теоретическая плотность стандартного распределения Гаусса

Кроме того, при первичном анализе изучалось согласование данных измерений правым и левым лазерами, с последующим их попарным объединением в одну совокупность с целью увеличения объема выборки. Такой приём позволяет применить высокая парная корреляция уровней рядов (как правило, $R^2 > 0,90$) и показатель ровности $IRI_{100} \geq 2,0$ (рис. 3).

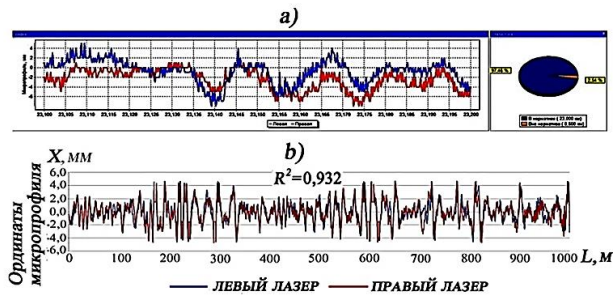


Рис. 3. Корреляция измерений микропрофилей по IRI_{100} (а), IRI_{1000} (б) левым и правым лазерами ПКР-2

Результаты исследования. Расчёты ординат $\hat{x}(t)$ полигармонической функции (3) выполнялись в несколько этапов последовательным увеличением числа гармоник M от 5 до 30, с контролем на каждом этапе соотношения σ_e^2/σ_x^2 и уровня надёжности результатов $p \geq 0,95$. Наилучшие показатели были достигнуты при $M = 18...24$, поэтому из соображений методической унификации все расчёты производились для числа гармоник $M = 20$.

Значения ординат ряда остатков $\{e_t\}$ определялись как разность между ординатами исходного ряда $\{x_t\}$ и значениями полинома Фурье с 20-ю гармониками

где l_g – максимальная длина волны микропрофиля, м, $l_n = 100$; l_n – минимальная длина волны микропрофиля, м, $l_n = 0,63$.

Первичный анализ показал, что абсолютное большинство исходных числовых рядов ординат микропрофилей не отвечают основным критериям распределения Гаусса – показателям асимметрии A и эксцесса E (рис. 2, а).

$\hat{x}_{20}(t)$. Пример декомпозиции исходного микропрофиля $\{x_t\}$ на аддитивно связанные компоненты $\hat{x}_{20}(t)$ и $\{e_t\}$ для участка длиной 100 м представлен на рис. 4.

Анализ статистического качества элиминированных остаточных рядов $\{e_t\}$ показал, что все они обладают нестационарностью периодического типа. На это указывали слабо сходящиеся графики автокорреляционных функций $\rho(e_t)$ и низкие значения критерия Дарбина-Уотсона $DW_e^* = 0,4...0,8$.

$$H_n = \frac{(i\omega)^4}{(i\omega)^4 + \omega_n^4}, \quad \omega_n = \frac{2\pi}{l_n}, \quad (19)$$

Очевидно, систематические погрешности $\{e_t\}$ сохранили значительную зависимость от автокоррелированных исходных рядов $\{x_t\}$, поэтому на следующем этапе из остатков выделялись ошибки $\{e_t\}$, которые подвергались процедуре декорреляции применением фильтра I порядка.

Далее вычислялись значения случайного компонента $\{\xi_t\}$ по формуле

$$\xi_t = e_t - \rho_1(e) \cdot e_{t-1}. \quad (21)$$

Повторный анализ статистического качества рядов $\{\xi_t\}$ показал, что 204 реализации $\{\xi_t\}$ имеют автокорреляционные функции $\rho_1(\xi) < 0,10$ и входят в диапазон $1,8 < DW_e^* < 2,2$. Поэтому совокупность из 204 реализаций использовалась в качестве рабочего массива при вычислении спектральных плотностей, передаточных функций и показателей когерентности, результаты которых представлены на рис. 5, в формате, рекомендуемом нормативными документами [9].

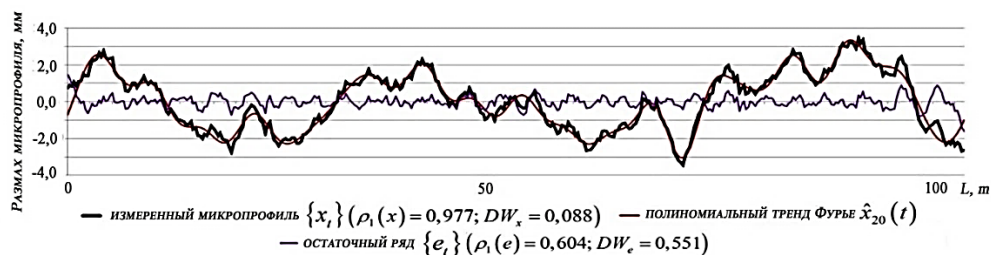


Рис. 4. Декомпозиция исходного ряда ординат микропрофиля на аддитивные компоненты

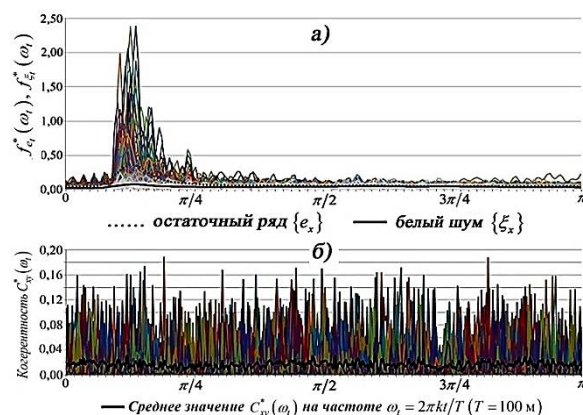


Рис. 5. Результаты вычислений оценочных показателей: а – спектральной плотности дисперсии $\{e_x\}$, $\{\xi_x\}$; б – когерентности белых шумов ординат $\{\xi_x\}$, $\{\xi_y\}$

Выводы. Анализ результатов измерений продольной ровности покрытия, включающих около 1000 реализаций трасс, показал, что распределения ординат исходных рядов $\{x_t\}$ не являются гауссовскими и не отвечают основным критериям белого шума.

Соотношение значений спектральных плотностей остаточных рядов $\{e_t\}$ и элиминированных из них рядов белого шума $\{\xi_t\}$ указывает на наличие в рядах остатков значительной доли систематической погрешности $\{e_t\}$, которая на различных участках рассмотренных перегонов дорог достигает 86 % (в среднем 48 %) от дисперсии остатков $\{e_t\}$.

Автор данной статьи не подвергает сомнению правильность принятого в работах [3, 12] исходного постулата о стационарности случайного поля ездовой поверхности дороги. Однако следует отметить тот факт, что полученные в большом объеме результаты измерений продольной ровности покрытий дорог, выполненных лазерными профилометрами ПКР-2 (см. рис. 2, а), не указывают на случайность распределения ординат их микропрофилей и на стационарность числовых рядов последовательных ординат $\{x_t\}$.

Более того, выдвинутое автором предположение о наличии в данных измерениях микропрофилей по IRI значительной доли систематической погрешности в результате исследования получило подтверждение – пока в частном случае – применительно к серийным аналоговым дорожным профилометрам ПКР-2. Это означает, что исходные числовые ряды ординат микропрофилей могут быть не корректными для прогнозирования ухудшения продольной ровности дорожного покрытия,

например, при существенном изменении интенсивности и состава движения автотранспортных средств на участке дороги. Они требуют дополнительной проверки применением, например, методов статистической динамики.

В то же время кросс-спектральный анализ белого шума в реализациях трасс на одних и тех же участках дорог, выполненных с интервалом в один год, показал, что когерентность $\{\xi_x\}$ и $\{\xi_y\}$ находится в диапазоне 0,016...0,054. Практически это означает полное отсутствие корреляционной связи белых шумов $\{\xi_x\}$ и $\{\xi_y\}$, что свидетельствует о корректной идентификации микропрофиля дороги полиномом Фурье (3). Кроме того, установленный по результатам мониторинга продольной ровности факт отсутствия когерентной связи белых шумов измерений предыдущего $\{\xi_x\}$ и рассматриваемого периода $\{\xi_y\}$ позволяет использовать для прогноза ровности и шероховатости дорожного покрытия математический аппарат линейных систем.

Предлагаемый способ элиминирования случайного компонента с применением спектральной плотности дисперсии и кросс-спектрального анализа ординат микропрофилей несколько усложняет процедуру оценки статистического качества исходных данных, но при этом позволяет выделять числовые ряды $\{\xi_t\}$, в максимальной степени соответствующие белому шуму. Получение рядов такого свойства обеспечивает идентификацию микропрофилей математическими моделями с высокой степенью содержательности, адекватности и интерпретируемости.

Литература

- ОДМ 218.11.001-2015 Методические рекомендации по учету увеличения динамического воздействия нагрузки по мере накопления неровностей и определению коэффициента динамичности в зависимости от показателя ровности: отраслевой дорожный методический документ. М. : ФДА Росавтодор, 2015.
- Меньшиков А.М. Технологический анализ и моделирование процессов лесозаготовок методами статистической динамики : дисс. канд. техн. наук. Архангельск : АГТУ, 2007. 180 с.
- Чванов А.В. Нормирование, устройство и контроль качества макрошероховатых дорожных покрытий : дисс. канд. техн. наук. Волгоград : ВГАСУ, 2010. 178 с.
- Кендалл М. Многомерный статистический анализ и временные ряды / М. Кендалл, А. Стюарт. Под ред. А.Н. Колмогорова, Ю.В. Прохорова. М. : Наука, 1976. 736 с.
- Меньшиков А.М. Методика определения продольной ровности дорожных покрытий на основе кросс-спектрального анализа / А.М. Меньшиков, И.С. Ванюшаник // Научное обозрение. Вып.17. Саратов : Изд-во ООО «Буква», 2015. С. 156–159.
- Бокс Д. Анализ временных рядов : прогноз и управление / Д. Бокс, Г. Дженкинс. Под ред. В.Ф. Писаренко. М. : Мир, 1974. 197 с.
- Бендат Д. Прикладной анализ случайных данных / Д. Бендат, А. Пирсол. Под ред. И.Н. Коваленко. М. : Мир, 1989. 540 с.
- Меньшиков А.М. Исследование микропрофиля автодороги федерального значения М8 «Холмогоры» / А.М. Меньшиков, Д.С. Зиновьев // Новые материалы и технологии в машиностроении / Под общей редакцией Е.А. Памфилова: сб. научных трудов по итогам Междунар. науч.-техн. конф. Вып.19. Брянск : Изд-во БГИТА, 2014. С. 140–143.
- Механические колебания – Профиль дорожного покрытия – Отображение измеренных данных. Международный стандарт ISO 8608:2016 от 30 ноября 2016 г. Женева, Швейцария: BSI.
- Sayers M.W., Gillespie T.D. & Queiroz C.A.V. Международный эксперимент по оценке неровности дороги: установление корреляции и калибровочный стандарт для измерений. Технический документ Всемирного банка № 45. Вашингтон, округ Колумбия: Всемирный банк, 1986.
- Sayers M.W., Gillespie T.D. & Paterson W.D. Руководство по проведению и калибровке измерений ровности автодорог, Технический документ Всемирного банка № 46. Вашингтон, округ Колумбия: Всемирный банк, 1986.
- Zhou X., Yan L., & Sun L. Исследование и установление взаимосвязи между международным индексом ровности и спектральной плотностью мощности. Китайский журнал гражданского строительства, 40 (1), 2007. – С. 99–104.
- Николаева Е.А. Исследование сцепления колес лесовозных автопоездов с дорожными покрытиями из щебеночно-мастичного асфальтобетона: магистерская диссертация. – Архангельск: САФУ, 2019. – 99 с.
- Кристофер Р. Беннет. Калибровка измерителей шероховатости дорог в соответствии с IRI. Серия/система: ROMDAS: Система сбора данных о дорожных измерениях. Изд-во Data Collection Ltd, 2000.
- Alhasan A.A. Количественная оценка ровности дорог: множественный анализ с обработкой в реальном времени (дипломные работы и диссертации). Iowa State, University Capstones, 2015.
- Yuchuan D., Chenglong L., Difei W. & Shengchuan, J. Измерение международного индекса ровности с использованием осевых акселерометров и GPS. Математические задачи в инженерии, 2014, 928980.

References

- ODM 218.11.001-2015 Methodological recommendations for accounting for the increase in the dynamic impact of the load as irregularities accumulate and determining the coefficient of dynamism depending on the evenness indicator: industry road methodological document. Moscow: FDA Rosavtdor, 2015.
- Menshikov A.M. Technological analysis and modeling of logging processes using statistical dynamics: PhD thesis. Arkhangelsk: ASTU, 2007. 180 p.
- Chvanov A.V. Norming, construction, and quality control of macro-rough road surfaces: PhD thesis. Volgograd: VSUA-CE, 2010. 178 p.
- Kendall, M. Multivariate Statistical Analysis and Time Series / M. Kendall, A. Stuart. Edited by A.N. Kolmogorov and Yu.V. Prokhorov. Moscow: Nauka, 1976. 736 p.
- Menshikov, A.M. Methodology for determining the longitudinal smoothness of road surfaces based on cross-spectral analysis / A.M. Menshikov, I.S. Vanyushanik // Scientific review. Issue 17. Saratov: BUKVA LLC, 2015. Pp. 156–159.
- Box D. Time Series Analysis: Forecasting and Control / D. Box, G. Jenkins. Edited by V. F. Pisarenko. Moscow : Mir, 1974. 197 p.
- Bendat, D. Applied Analysis of Random Data / D. Bendat, A. Piersol. Edited by I.N. Kovalenko. Moscow : Mir, 1989. – 540 p.
- Menshikov, A.M. Research of the microprofile of the M8 "Kholmogory" federal highway / A.M. Menshikov, D.S. Zinoviev // New materials and technologies in mechanical engineering / Edited by E.A. Pamfilov: Collection of scientific papers passed on the results of the international scientific and technical conference. Issue 19. Bryansk: BGITA Publishing House, 2014. Pp. 140–143.
- Mechanical vibration – Road surface profile – Reporting of measured data. BS ISO 8608:2016 from November 30, 2016. Geneva, Switzerland: BSI.
- Sayers M.W., Gillespie T.D. & Queiroz C.A.V. The International Road Roughness experiment: establishing correlation and a calibration standard for measurements, World Bank Technical paper № 45. Washington DC: World Bank.
- Sayers M.W., Gillespie T.D. & Paterson W. D. Guidelines for the conduct and calibration of Road Roughness Measurements, World Bank Technical paper №46. Washington DC: World Bank.
- Zhou X., Yan L., & Sun L. (2007). Study and validation of the relationship between international roughness index and power spectral density. China Civil Engineering Journal, 40 (1), 2007. Pp. 99–104.
- Nikolaeva E.A. Research of the adhesion of the wheels of forestry road trains with road surfaces made of crushed stone-mastic asphalt concrete: master's thesis. Arkhangelsk: NArFU, 2019. 99 p.
- Cristopher R. Bennet. Calibrating Road Roughness Meters To IRI. ROMDAS: Road Measurement Data Acquisition System. Data Collection Ltd., 2000.
- Alhasan A.A. Quantifying road roughness: multiresolution and near real-time analysis (Graduate theses and dissertations). Ames, IA: Iowa State University Capstones, 2015.
- Yuchuan D., Chenglong L., Difei W., & Shengchuan, J. (2014). Measurement of International Roughness Index by Using – Axis Accelerometers and GPS. Mathematical Problems in Engineering, 2014, 928980.