

Оценка дефектов железнодорожного полотна. Исследование критерия

П. Г. Королев, В. А. Костыря, С. А. Кук, О. А. Микус

Санкт-Петербургский государственный электротехнический университет «ЛЭТИ»
им. В.И. Ульянова (Ленина)
pgkorolev@gmail.com

Аннотация. Величина дефектов железнодорожного полотна определяется с помощью бортовых измерительных систем, размещенных на путеизмерительных вагонах. Принятие решения о классификации дефектов и скорости их изменения осуществляется при отсутствии репрезентативной выборки. Доклад посвящен анализу пригодности непараметрического рангового критерия для анализа значимости расхождения малых выборок, характеризующих короткие просадки.

Ключевые слова: железнодорожное полотно; измерительная система; малая выборка; ранговый критерий

I. ВВЕДЕНИЕ

Информация о величине дефектов получается от систем динамического мониторинга рельсового пути.

Микромеханические датчики линейных ускорений расположены вблизи от места контакта колесо-рельс на буксах тележки вагона. Расположение компонент измерительной системы динамического мониторинга рельсового пути (СДМ РП) приведено на рис. 1 и 2. На раме тележки монтируются бесплатформенная инерциальная навигационная система (БИНС), профилометр, позволяющие измерять такие параметры рельсового пути, как шаблон, уровень и кривизну рельсового пути. Для реализации традиционного двухточечного хордового метода измерения просадок рельсовых нитей на базе тележки устанавливается комплект из четырех датчиков линейных перемещений (ДЛП) «букса-тележка» (датчики Б-Т). При этом также реализуется схема определения отклонения от продольного профиля, перекосов.

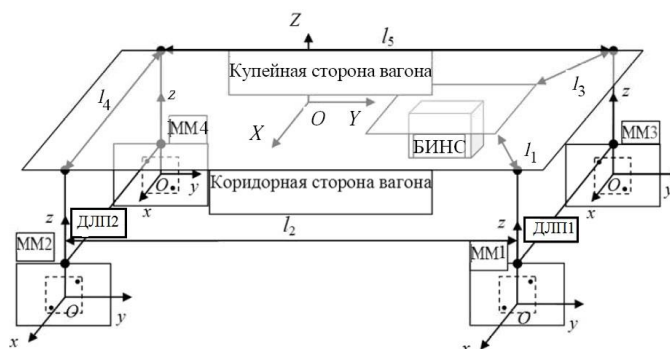


Рис. 1.

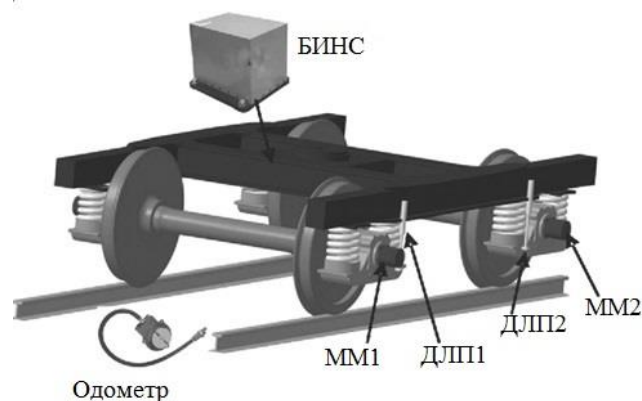


Рис. 2.

Дефекты поверхности катания рельсов измеряются с помощью микромеханических модулей (ММ), в состав которых входят измерительные каналы угловой скорости и линейных ускорений. ММ устанавливаются на буксах ходовой тележки вагона в непосредственной близости от зоны контакта колесо-рельс [1]. Получены результаты, характеризующие величину дефекта «короткая просадка» от инерциальных измерительных модулей, расположенных на буксах колесных пар вагона – путеизмерителя.

Модули размещены в следующем порядке: №1 и №2 на буксах колесных пар коридорной стороны вагона, №3 и №4 – на буксах колесных пар купейной стороны вагона, рис. 2.

II. АНАЛИЗ РЕЗУЛЬТАТОВ ИЗМЕРЕНИЙ

Анализ результатов измерений, полученных от инерциальной системы позволил сделать следующие наблюдения:

- При измерениях линейных ускорений по трем осям велика случайная составляющая погрешности, а также вероятность получения аномальных результатов (выбросов), что не позволяет принимать решения о состоянии рельсового пути по результатам единичных измерений.
- Вследствие того, что дефект имеет свойство развиваться, а возможность длительной эксплуатации путеизмерительного вагона на одном линейном участке отсутствует, накопить репрезентативную выборку невозможно.
- Целесообразно применение непараметрических ранговых критериев.
- В малой выборке тоже могут быть отсчеты, имеющие значительное отклонение от остальных.
- Расположение отсчетов по шкале может быть различным и при небольшом их количестве будет ограниченное количество комбинаций.

Для формирования объективных показателей, характеризующих качество железнодорожного полотна, необходимо применять методы статистической обработки. Большинство применяющихся в настоящее время критериев можно применять только при нормальном распределении выборки. Тем не менее, авторам неизвестны результаты испытаний, подтверждающих принадлежность выборок данных, характеризующих дефекты железнодорожного полотна нормальному распределению.

Для проверки гипотезы о равенстве мат. ожиданий при распределении, отличном от нормального и неравных объемах выборок $n_1 \neq n_2$ можно использовать критерий Манна и Уитни [3,4].

Ранговый критерий Манна и Уитни основан на критерии Уилкоксона для независимых выборок. Он является непараметрическим аналогом t -критерия для сравнения двух средних значений непрерывных распределений.

U -критерий Уилкоксона, Манна и Уитни проверяет гипотезу о принадлежности двух выборок одной и той же генеральной совокупности $H_0: F_1(x) = F_2(x)$. Эта гипотеза включает также равенство значений медиан $\tilde{\mu}_1 = \tilde{\mu}_2$ и равенство средних значений $\mu_1 = \mu_2$. Для вычисления статистики упорядочивается $n_1 + n_2$ значений объединенной выборки по возрастанию значения и все элементы ранжируются. В случае совпадения нескольких значений, ранг такого значения следует считать, как среднее арифметическое тех позиций, которые занимают данные значения при их расположении в порядке возрастания. Далее определяется сумма рангов R_1 , соответствующая элементам первой выборки, и сумма

рангов второй R_2 , определяется большая из ранговых сумм T_x . Вычисляется эмпирическое значение $U_{\text{эмп}}$

$$U_{\text{эмп}} = n_1 \times n_2 + \frac{n_x \times (n_x + 1)}{2} - T_x,$$

где n_1 и n_2 – количества значений в выборках 1 и 2, n_x – количество значений в выборке с большей суммой рангов.

При заданном уровне значимости находится табличное значение $U_{\text{кр}}$, и проверяется неравенство $U_{\text{эмп}} > U_{\text{кр}}$, если оно истинно, то гипотеза H_0 принимается, в противном случае отвергается, и различие мат. ожиданий определяется как существенное [5].

Кроме сравнения математических ожиданий для задачи диагностики железнодорожного пути может быть сравнение мер разброса значений в выборках. Непараметрический критерий для проверки расхождения дисперсий также основан на критерии Уилкоксона. Проверяемая гипотеза H_0 заключается в том, что две независимые выборки принадлежат к общей генеральной совокупности с одинаковыми характеристиками рассеяния (критерий Зигеля-Гьюки) [6]. Однако, в отличие от критерия Манна-Уитни, который нечувствителен к закону распределения данный критерий требует, чтобы распределение было Гауссовым.

В распоряжении авторов были результаты измерений величины коротких просядок от четырех измерительных каналов, полученные в результате пяти проездов вагона – путеизмерителя. Проанализированы выборки из 4 – 5 отсчетов. Наблюдались следующие ситуации:

- сравнительно равномерное рассеивание отсчетов (наблюдалось в двух из пяти случаев), рис. 3, временные срезы 3 и 4;
- один отсчет, значительно отличающийся от математического ожидания остальных отсчетов выборки рис. 3, временные срезы 1 и 2;
- два таких отсчета.

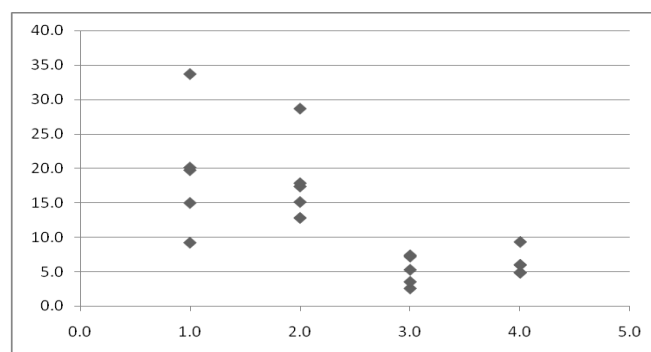


Рис. 3.

Можно ли отклонившиеся отсчеты назвать выбросами, неизвестно, из-за некорректности применения аппарата математической статистики. Условно назовем отклонившиеся отсчеты отрывами. Необходимо оценить, насколько должен быть удален отрыв для того, чтобы повлиять на результат критерия Манна–Уитни.

ТАБЛИЦА I РАСХОЖДЕНИЯ РЕЗУЛЬТАТОВ ИЗМЕРЕНИЙ ПО ЧЕТЫРЕМ ИЗМЕРИТЕЛЬНЫМ КАНАЛАМ ДЛЯ ДЕФЕКТА №1

	Номера измерительных каналов			
	датчик 1	датчик 2	датчик 3	датчик 4
датчик 1		незначимо	незначимо	незначимо
датчик 2			незначимо	незначимо
датчик 3				незначимо
датчик 4				

Для дефектов №2 и №3 результаты аналогичны. Существенные отличия обнаружены при обработке результатов дефекта №4.

ТАБЛИЦА II РАСХОЖДЕНИЯ РЕЗУЛЬТАТОВ ИЗМЕРЕНИЙ ПО ЧЕТЫРЕМ ИЗМЕРИТЕЛЬНЫМ КАНАЛАМ ДЛЯ ДЕФЕКТА №4

	Номера измерительных каналов			
	датчик 1	датчик 2	датчик 3	датчик 4
датчик 1		незначимо	значимо	значимо
датчик 2			значимо	значимо
датчик 3				незначимо
датчик 4				

Это позволяет сделать вывод о различии величины просядок коридорной и купейной стороны вагона.

Сравнение расхождений амплитуд одной и той же просядки, замеренной в разные даты позволяет судить о развитии дефекта.

Возможно также не только увеличение дефектов рельсового пути, но и уменьшение отклонений со временем из-за сезонного фактора.

ТАБЛИЦА III РАСХОЖДЕНИЯ РЕЗУЛЬТАТОВ ИЗМЕРЕНИЙ ПО ДЕФЕКТА №1 В РАЗНЫЕ МОМЕНТЫ ВРЕМЕНИ

	Номера измерительных каналов				
	04.01.12	17.01.12	03.02.12	17.02.12	23.02.12
04.01.12		значимо	неопред.	незначимо	незначимо
17.01.12			значимо	значимо	значимо
03.02.12				незначимо	незначимо
17.02.12					незначимо
23.02.12					

Результаты применения критерия, представленные в таблице III позволяют сделать вывод о возможности его применения для анализа развития дефекта во времени.

III. ИССЛЕДОВАНИЕ КРИТЕРИЯ

В разделе А обрабатывались реальные результаты измерений (табл. I ... III). Для исследования чувствительности критерия к аномальным результатам измерений используем модельные данные. Далее в таблицах IV, V, VI будет проверена гипотеза о принадлежности выборок 1 и 2, 1 и 3, 1 и 4, одной генеральной совокупности $H_0: F_1(x) = F_2(x)$.

ТАБЛИЦА IV РЕЗУЛЬТАТЫ ПРОВЕРКИ ГИПОТЕЗЫ H_0 ДЛЯ ВЫБОРКИ БЕЗ ВЫБРОСОВ И ОДИНАКОВЫМ РАЗБРОСОМ

Номера отсчетов	Номера выборок			
	1	2	3	4
1	10,0	12,0	13,0	13,5
2	11,0	13,0	14,0	15,0
3	12,0	14,0	15,0	16,0
4	13,0	15,0	16,0	17,0
5	14,5	16,0	17,0	18,0
		незначимо	неопределенность	значимо

Результаты применения критерия Манна-Уитни, приведенные в табл. IV, показывают, что статистически значимым принимается расхождение выборок при минимальном перекрытии (рис. 4).

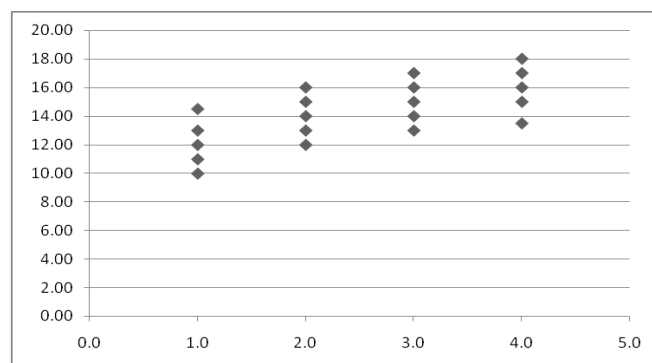


Рис. 4.

ТАБЛИЦА V РЕЗУЛЬТАТЫ ПРОВЕРКИ ГИПОТЕЗЫ H_0 ДЛЯ ВЫБОРКИ С ОДИНОЧНЫМИ ВЫБРОСАМИ ЗА ПРЕДЕЛАМИ $F_1(x)$

Номера отсчетов	Номера выборок			
	1	2	3	4
1	10,0	12,0	12,0	12,0
2	11,0	13,0	13,0	13,0
3	12,0	14,0	14,0	14,0
4	13,0	15,0	15,0	15,0
5	14,0	20,0	25,0	30,0
		незначимо	незначимо	незначимо

Видно, что при 50% перекрытии выборок одиночный отрыв выборки $F_2(x)$, находящийся за пределами выборки $F_1(x)$ (отсчет №5 во 2, 3, 4 столбцах) не приводит к отклонению гипотезы H_0 , (ошибке перового рода), вследствие того, что ранг этого результата не возрастает (рис. 5).

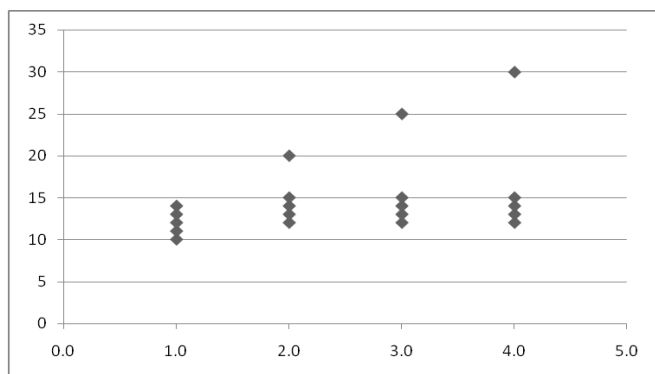


Рис. 5.

Также были проверены ситуации с двумя отрывами. При хорошем «перекрытии» оставшейся части выборок критерий устойчив к двум «отрывам» из пяти.

ТАБЛИЦА VI РЕЗУЛЬТАТЫ ПРОВЕРКИ ГИПОТЕЗЫ H_0 ДЛЯ ВЫБОРКИ С ОДИНОЧНЫМИ ВЫБРОСАМИ В ПРЕДЕЛАХ $F_1(x)$

Номера отсчетов	Номера выборок			
	1	2	3	4
1	10,0	14,0	13,0	10,0
2	11,0	15,0	15,0	15,0
3	12,0	16,0	16,0	16,0
4	13,0	17,0	17,0	17,0
5	14,0	18,0	18,0	18,0
		значимо	неопределенность	незначимо

В данном случае видно, что при значительно «разошедшихся» выборках одиночный отрыв выборки $F_2(x)$, находящийся в пределах выборки $F_1(x)$ (отсчет №1 во 2, 3, 4 столбцах) приводит к отклонению гипотезы H_0 , (ошибке второго рода), вследствие того, что ранг этого результата изменяется (рис. 6).

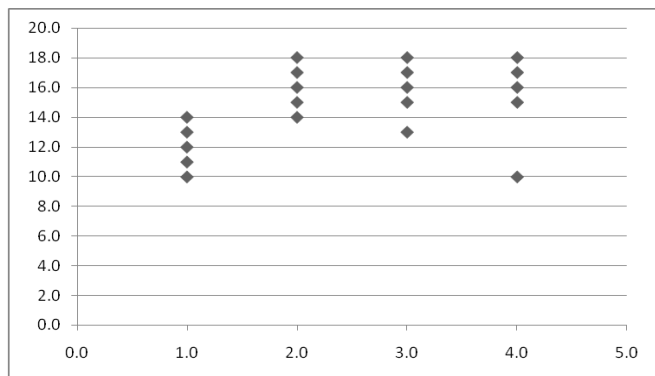


Рис. 6.

В данном случае необходимо применить алгоритм исключения отрыва из выборки, причем сравниваться должны не сами значения результатов измерений, а их ранги, полученные в процессе расчета эмпирического значения критерия $U_{\text{эмп}}$.

ВЫРАЖЕНИЕ ПРИЗНАТЕЛЬНОСТИ

Авторы выражают благодарность научным консультантам В.В. Алексееву, А.М. Боронахину, а также сотрудникам СПбГЭТУ «ЛЭТИ» В.С. Коноваловой, Л.Н. Подгорной, Р.В. Шалымову за предоставленные результаты измерений.

IV. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В докладе приведены результаты тестирования непараметрического рангового критерия Манна – Уитни на чувствительность к взаимному расположению отсчетов по шкале для оценки его применимости при обосновании решений о необходимости изменения скоростного режима на участке пути и проведении ремонта. Применение критерия позволит принимать статистически обоснованные решения об ограничении скорости движения составов на участках пути, однако для уменьшения вероятности ошибок второго рода необходимо разработать алгоритмические решения, позволяющие исключать из выборок аномальные результаты.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- [1] Королёв П.Г., Ларионов Д.Ю., Рзиева М.Т., Шилов М.Н. Экспериментальные исследования системы динамического мониторинга рельсового пути // Известия СПбГЭТУ «ЛЭТИ». 2014. №10, с. 50-54.
- [2] MEMS-Based Inertial System for Railway Track Diagnostics. A.M. Boronakhin, L.N. Podgornaya, E.D. Bokhman, N.S. Filipenya, Yu.V. Filatov, R.B. Shalymov, and D.Yu. Larionov// Gyroscopy and Navigation, 2011, Vol. 2, No. 4, pp. 261-268.
- [3] Лемешко Б.Ю. Проверка гипотез о математических ожиданиях и дисперсиях в задачах метрологии и контроля качества при вероятностных законах, отличающихся от нормального / Б.Ю. Лемешко, С.С. Помадин // Метрология. 2004. № 3. С. 3-15.
- [4] Закс Л. Статистическое оценивание. М.: Статистика, 1976. 598 с.
- [5] Верификация контрольно-измерительных материалов и проверка знаний студентов. В.В. Алексеев, П.Г. Королёв, А.В. Утушкина. //Вестник ТГТУ. 2013. Том 19. № 4. С. 890-896
- [6] Siegel S. A nonparametric sum of ranks procedure for relative spread in unpaired samples / Siegel S., Tukey J.W. // J. Amer. Statist. Assoc. 1960. V. 55. p. 429-455.