Вычислительные технологии, 2025, том 30, № 1, с. 15–23. © ФИЦ ИВТ, 2025 ISSN 1560-7534
Computational Technologies, 2025, vol. 30, no. 1, pp. 15–23. © FRC ICT, 2025 eISSN 2313-691X

DOI:10.25743/ICT.2025.30.1.003

Выявление неработоспособности лифтов методом обнаружения разладки неоднородного пуассоновского процесса

Н. С. Закревская[1], А. П. Ковалевский[2,1,3,*]
[1]Новосибирский государственный технический университет, 630078, Новосибирск, Россия
[2]Институт математики им. С.Л. Соболева СО РАН, 630090, Новосибирск, Россия
[3]Новосибирский государственный университет, 630090, Новосибирск, Россия
[*]Контактный автор: Ковалевский Артем Павлович, e-mail: artyom.kovalevskii@gmail.com
Поступила 05 июня 2024 г., принята в печать 30 ноября 2024 г.

Поступление вызовов в систему массового обслуживания часто описывается пуассоновским процессом с изменяющейся во времени интенсивностью. При анализе таких систем удобно предполагать, что интенсивность удовлетворяет предположениям линейной регрессии, т. е. является линейной комбинацией известных функций с неизвестными коэффициентами (параметрами). При этом предположении количество вызовов за фиксированные промежутки времени удовлетворяет модели линейной пуассоновской регрессии. В работе найдены условия, при выполнении которых параметры допускают простой метод оценивания. Этот метод используется для выявления периодов неработоспособности лифтов и вычисления их индексов надежности.

Ключевые слова: пуассоновский процесс, разладка, регрессия, лифт.

Цитирование: Закревская Н.С., Ковалевский А.П. Выявление неработоспособности лифтов методом обнаружения разладки неоднородного пуассоновского процесса. Вычислительные технологии. 2025; 30(1):15–23. DOI:10.25743/ICT.2025.30.1.003.

Введение

Ф. Гальтон в [1], изучая зависимость роста потомков от роста родителей, ввел понятие регрессионной модели. В современной формулировке регрессионная модель предполагает, что математическое ожидание отклика (одной из наблюдаемых величин) имеет вид линейной комбинации регрессоров (других наблюдаемых величин) с неизвестными коэффициентами, называемыми параметрами регрессии. В простейшем варианте отклики предполагаются независимыми случайными величинами, распределенными по нормальному закону с одинаковыми дисперсиями. Отход от этих предположений, а также от предположений линейности (иногда и от независимости откликов) привел к множеству разнообразных вероятностных моделей регрессионного типа и обобщенных линейных моделей, подробно освещаемых в литературе. Отметим в этой связи монографии Кука и Вейсберга [2], Шорака и Велнера [3], Дрейпера и Смита [4], Хардина и Хильбе [5].

Модели регрессионного типа с успехом применяются к анализу данных. В частности, исследуется вопрос о том, удовлетворяют ли данные (например, временные ряды) некоторой одной модели или в некоторый момент происходит ее изменение (такое изменение называют разладкой). Изучение этого вопроса началось с работ [6] (где предложено понятие рекурсивных регрессионных остатков) и [7] (там впервые изучена асимптотика процесса последовательных сумм обычных регрессионных остатков). Подход, намеченный в [6], развит в [8–10]. Подход работы [7] перенесен на другие модели регрессионного типа в [11–17]. Более того, в этом направлении получены и обоснованы алгоритмы обнаружения изменений моногомерных данных с использованием множественного упорядочивания [18], а также функциональных данных без понижения размерности [19].

Особо выделим два варианта моделей, в которых отклик имеет пуассоновское распределение.

Модель пуассоновской регрессии предполагает, что отклики Y_i независимы и каждый Y_i распределен по закону Пуассона с параметром $\exp\left(\sum_{j=1}^{m}\theta_j X_{ij}\right)$, где X_{ij} — значения регрессора. Эта модель очень популярна благодаря тому, что для любых значений параметров θ_j итоговый параметр пуассоновского распределения остается положительным. В частности, в [20] предложен алгоритм анализа выбросов этой модели, в [21] предлагаются и сравниваются различные типы регрессионных остатков для анализа выбросов.

Другой вариант модели — это линейная пуассоновская регрессия. Она также предполагает независимость откликов, но в этой модели отклик Y_i распределен по закону Пуассона с параметром $\sum_{j=1}^{m}\theta_j X_{ij}$. Недостатком модели является необходимость следить за тем, чтобы параметр пуассоновского распределения оставался в каждом случае положительным. Достоинством модели является то, что она возникает непосредственно из пуассоновского процесса с переменной интенсивностью, это показано в разд. 1. Более того, она приводит к очень простым оценкам параметров в случае периодической интенсивности и при выполнении того условия, что матрица регрессора имеет полный ранг. Эти вопросы изучены в разд. 2. Приложение к анализу работоспособности лифтов содержится в разд. 3.

1. Неоднородный пуассоновский процесс и линейная пуассоновская регрессия

Неоднородным пуассоновским процессом $\{X(t), t \geq 0\}$ называется стартующий из нуля ($X(0) = 0$) процесс с независимыми пуассоновскими приращениями. Независимость приращений означает, что для любых $0 \leq t_1 < t_2 \leq t_3 < t_4$ случайные приращения $X(t_2) - X(t_1)$ и $X(t_4) - X(t_3)$ являются независимыми случайными величинами.

Обозначим через $\lambda(t)$, $t \geq 0$, мгновенную интенсивность неоднородного пуассоновского процесса — положительную функцию времени, интегрируемую по Риману на любом конечном интервале, а через $\Lambda(t) = \int_0^t \lambda(u)du$ накопленную интенсивность. Пуассоновость приращений означает, что для любых $0 \leq s < t$ случайное приращение $X(t) - X(s)$ имеет распределение Пуассона с параметром $\Lambda(t) - \Lambda(s) = \int_s^t \lambda(u)du$, т. е. для любого целого $k \geq 0$ выполнено

$$\mathbf{P}(X(t)-X(s)=k)=\frac{(\Lambda(t)-\Lambda(s))^k}{k!}e^{-(\Lambda(t)-\Lambda(s))}.$$

В простейшем частном случае, когда $\lambda(t)=\lambda>0$ не зависит от времени, получаем обычный (однородный по времени) пуассоновский процесс, для которого $\Lambda(t)=\lambda t$.

Рассмотрим модель регрессии, возникающую при наблюдении пуассоновского процесса. Пусть неоднородный пуассоновский процесс наблюдается на интервале времени $[0,T)$ и этот интервал времени разбит на n частей равной продолжительности $[0,T/n)$, $[T/n,2T/n)$, ..., $[(i-1)T/n,iT/n)$, ..., $[(n-1)T/n,T)$.

Обозначим через $Y_i=X(iT/n)-X((i-1)T/n)$, $i=1,\dots,n$, приращение процесса $X(t)$ на i-м интервале. Случайная величина Y_i имеет распределение Пуассона с параметром $\Lambda(iT/n)-\Lambda((i-1)T/n)$. Случайные величины Y_1, ..., Y_n независимы в силу независимости приращений. Регрессионные модели предполагают, что распределения случайных величин известны с точностью до неизвестных параметров. В модели линейной пуассоновской регрессии предположим, что

$$\lambda(t)=\sum_{j=1}^{m}\theta_j g_j(t/T), \tag{1}$$

где θ_1, ..., θ_m — неизвестные параметры, а $g_1(t)$, ..., $g_m(t)$ — известные интегрируемые по Риману функции на $[0,1]$. По-прежнему предполагается, что в формуле (1) выполнено неравенство $\lambda(t)>0$ всюду на $[0,T]$. Тогда Y_i имеет распределение Пуассона с параметром

$$\Lambda(iT/n)-\Lambda((i-1)T/n)=\sum_{j=1}^{m}\theta_j\int\limits_{(i-1)T/n}^{iT/n}g_j(t/T)dt=\sum_{j=1}^{m}\theta_j T\left[G_j\left(\frac{i}{n}\right)-G_j\left(\frac{i-1}{n}\right)\right],$$

где $G_j(t)=\int\limits_0^t g_j(u)du$.

Обозначим

$$h_j(i)=T\left[G_j\left(\frac{i}{n}\right)-G_j\left(\frac{i-1}{n}\right)\right],$$

тогда Y_i имеет распределение Пуассона с параметром $\sum\limits_{j=1}^{m}\theta_j h_j(i)$, т. е. для любого целого $k\geq 0$ и любого $i=1,\dots,n$ выполнено

$$\mathbf{P}(Y_i=k)=\frac{\left(\sum\limits_{j=1}^{m}\theta_j h_j(i)\right)^k}{k!}e^{-\sum\limits_{j=1}^{m}\theta_j h_j(i)}. \tag{2}$$

Разработаем алгоритм нахождения оценок неизвестных параметров $\theta_1,\dots,\theta_m$ методом максимального правдоподобия. Для этого запишем функцию правдоподобия $\Pi(\mathbf{Y},\boldsymbol{\theta})=\Pi(Y_1,\dots,Y_n,\theta_1,\dots,\theta_m)$ как произведение вероятностей (2) в точках $Y_1,\dots,Y_n$

$$\Pi(\mathbf{Y},\boldsymbol{\theta})=\prod_{i=1}^{n}\frac{\left(\sum\limits_{j=1}^{m}\theta_j h_j(i)\right)^{Y_i}}{Y_i!}e^{-\sum\limits_{j=1}^{m}\theta_j h_j(i)}$$

и прологарифмируем ее:

$$\ln \Pi(\mathbf{Y}, \theta) = \sum_{i=1}^{n} \left[Y_i \ln \left(\sum_{j=1}^{m} \theta_j h_j(i) \right) - \ln(Y_i!) - \sum_{j=1}^{m} \theta_j h_j(i) \right]. \tag{3}$$

Задача максимизации логарифмической функции правдоподобия (3) по векторному параметру $\boldsymbol{\theta} = (\theta_1, \ldots, \theta_m)$ может решаться методом градиентного спуска. Решение удовлетворяет системе уравнений

$$\frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln \Pi(\mathbf{Y}, \boldsymbol{\theta}) = \sum_{i=1}^{n} \left[Y_i h_j(i) \left(\sum_{k=1}^{m} \theta_k h_k(i) \right)^{-1} - h_j(i) \right] = 0, \quad j = 1, \ldots, m. \tag{4}$$

2. Периодический случай

Предположим, что функция $\lambda(t)$ периодична с периодом L и интервал наблюдений $[0, T]$ содержит целое число периодов, т. е. $N = T/L$ — целое число. Более того, будем предполагать, что число интервалов наблюдения n делится нацело на N, т. е. каждый период содержит $M = n/N$ наблюдений. В этих предположениях интегрируем функцию $\lambda(t)$ и получаем, что $h_j(i + M) = h_j(i)$ для любых i и j,

Представим каждый номер i в формуле (3) в виде $i = (l-1)M+s$. Тогда с учетом периодичности коэффициентов $h_j(i)$ логарифмическую функцию правдоподобия (3) можно записать как

$$\sum_{s=1}^{M} \sum_{l=1}^{N} \left[Y_{(l-1)M+s} \ln \left(\sum_{j=1}^{m} \theta_j h_j(s) \right) - \ln(Y_{(l-1)M+s}!) - \sum_{j=1}^{m} \theta_j h_j(s) \right]. \tag{5}$$

Обозначим

$$\gamma_s = \sum_{j=1}^{m} \theta_j h_j(s), \quad s = 1, \ldots, M. \tag{6}$$

Задача максимизации логарифмической функции правдоподобия (5) сводится к задаче

$$\sum_{s=1}^{M} \sum_{l=1}^{N} \left(Y_{(l-1)M+s} \ln \gamma_s - \gamma_s \right) \to \max_{\gamma_1, \ldots, \gamma_s}, \tag{7}$$

если система уравнений (6) имеет решение $\boldsymbol{\theta} = (\theta_1, \ldots, \theta_m)$ для любых положительных значений γ_s. Для этого необходимо и достаточно, чтобы ранг матрицы $(h_j(s))_{m \times M}$ равнялся M.

Оценки максимального правдоподобия $\widehat{\gamma}_s$ при выполнении приведенного выше условия не задействуют конкретный вид функций $\lambda(t)$ и $h_j(s)$. Они являются решением задачи максимизации (7) и совпадают с известной оценкой параметра по выборке из пуассоновского распределения:

$$\widehat{\gamma}_s = \frac{1}{N} \sum_{l=1}^{N} Y_{(l-1)M+s}. \tag{8}$$

3. Анализ неработоспособности лифтов

Разработаем алгоритм вычисления индекса надежности лифта и проверим его численным моделированием.

Коэффициент надежности лифта (elevator reliability index, ERI) вычисляется как умноженное на 100 отношение числа состоявшихся включений главного привода лифта к оценке числа всех затребованных пользователями включений. Последняя вычисляется как сумма числа включений и оценки числа отказов во включении. Число включений подсчитывается непосредственно. Необходимо оценить число отказов во включении.

Известно, что число включений в течение часа подчиняется распределению Пуассона с параметром, зависящим от времени суток. Выборочное среднее является эффективной оценкой параметра распределения Пуассона. Статистический критерий для обнаружения отказа лифта в течение часа основан на левостороннем доверительном интервале: отказ лифта фиксируется, если число включений меньше границы. Граница C вычисляется по оценке параметра Пуассона $\widehat{\gamma}$, которая рассчитывается для каждого конкретного интервала времени по формуле (8), и заданной доверительной вероятности p: C — наименьшее целое число такое, что

$$\exp(-\widehat{\gamma})\left(1+\widehat{\gamma}+\ldots+\frac{\widehat{\gamma}^C}{C!}\right)>p.$$

Так как полностью работоспособный лифт должен иметь индекс, который в большинстве случаев отличается от ста менее чем на 0.01, в качестве доверительной вероятности выбирается $10^{-4}=0.0001$. Если наблюдаемое число включений Y в течение часа меньше C, то фиксируется поломка лифта и оценка числа несостоявшихся включений вычисляется как $\widehat{\gamma}-Y$. Если $C=0$ (это выполнено при $\exp(-\widehat{\gamma})>p$, т. е. при $\widehat{\gamma}<9.2103$), то поломка не может быть зафиксирована ни при каком числе включений.

Для контроля вычислений выполняются моделирование пуассоновского распределения и подсчет индекса для модели абсолютно исправного лифта с тем же входным потоком заявок. Моделирование проводится 20 000 раз для каждого часа. В результате моделирования вычисляется индекс абсолютно исправного лифта и проверяется, что он отличается от ста менее чем на 0.01. Список периодов неработоспособности лифта выводится в отдельный файл.

Пример приведен в таблице. Проанализированы результаты работы лифта на ул. Лазурной в г. Новосибирске в рабочие дни. Фактическое число включений 38 205, оценка числа неудавшихся включений 1126.2, оценка общего числа включений 39 331.2, индекс надежности лифта 97.14, индекс надежности идеального лифта (по результатам стохастического моделирования) 99.997202.

Результаты стохастического моделирования показывают, что при идеальном соответствии математической модели индекс надежности определяется с ошибкой менее 0.01. Но главным фактором ошибок является несоответствие реальных данных используемой вероятностной модели. Модель предполагает, что пуассоновский процесс имеет строго периодическую зависимость интенсивности от времени суток (отдельно для будних и выходных дней). Однако эта зависимость нарушается для предвыходных и предпраздничных дней, в особенности для 31 декабря, а для выходных дней может существенно зависеть от погоды. Вводимые карантинные меры приводят к кардинальному изменению интенсивности. Проведем ряд статистических экспериментов.

Выполним расчеты с исключением всех предвыходных и предпраздничных дней. Фактическое число включений 29 986, оценка числа неудавшихся включений 835.9, оцен-

Анализ поломок лифта
Analysis of elevator failures

Время	Дата	Параметр	Граница	Факт	Время	Дата	Параметр	Граница	Факт
00:00:00	28/11/2019	21.5	7	5	10:00:00	27/11/2019	43.8	21	0
00:00:00	11/12/2019	21.5	7	5	10:00:00	31/12/2019	43.8	21	0
00:00:00	31/12/2019	21.5	7	0	10:00:00	09/01/2020	43.8	21	0
01:00:00	21/11/2019	12.1	2	0	11:00:00	27/11/2019	46.5	23	0
01:00:00	19/12/2019	12.1	2	0	11:00:00	09/01/2020	46.5	23	10
01:00:00	31/12/2019	12.1	2	0	20:00:00	13/11/2019	59.3	33	7
07:00:00	27/11/2019	30.2	12	1	20:00:00	10/12/2019	59.3	33	0
07:00:00	31/12/2019	30.2	12	0	21:00:00	13/11/2019	54.7	29	7
07:00:00	09/01/2020	30.2	12	0	21:00:00	04/12/2019	54.7	29	7
08:00:00	27/11/2019	56.4	31	0	22:00:00	08/11/2019	48.2	25	0
08:00:00	31/12/2019	56.4	31	0	22:00:00	02/12/2019	48.2	25	24
08:00:00	09/01/2020	56.4	31	0	22:00:00	30/12/2019	48.2	25	0
09:00:00	27/11/2019	48.2	25	0	23:00:00	05/11/2019	32.6	14	8
09:00:00	31/12/2019	48.2	25	0	23:00:00	08/11/2019	32.6	14	0
09:00:00	09/01/2020	48.2	25	0	23:00:00	30/12/2019	32.6	14	0

ка общего числа включений 30 821.9, индекс надежности лифта 97.29. Индекс надежности увеличился на 0.15 при исключении всех предвыходных и предпраздничных дней.

Изучим, как изменится индекс надежности при использовании только половины данных. Всего после исключения предвыходных и предпраздничных дней имеются сведения за 34 дня. Разделим эти сведения на два файла: первые 17 дней и последние 17 дней. Для первых 17 дней индекс надежности лифта составил 97.66, а для последних 97.13. Среднеквадратическая погрешность по результатам разделения на два массива данных составляет 0.29.

По результатам проведенного анализа рекомендуется вычислять индекс надежности, используя данные по будним дням с исключением предвыходных и предпраздничных дней. Погрешность индекса оценивается как 0.29.

Заключение

Выведена модель линейной пуассоновской регрессии для количества вызовов в фиксированные интервалы времени из предположений о линейной регрессионной модели для интенсивности пуассоновского потока. Изучен случай периодической интенсивности и найдены условия, при выполнении которых оценки регрессионных параметров имеют простой явный вид. Разработанный алгоритм оценивания применен к определению периодов неработоспособности лифтов и вычислению индексов работоспособности. Результаты вычислений проверены прямым стохастическим моделированием.

Благодарности. Работа выполнена при финансовой поддержке программы фундаментальных исследований Сибирского отделения Российской академии наук, проект FWNF-2022-0010. Авторы благодарят генерального директора Сибирской лифтовой компании Игоря Владимировича Межуева за предоставленные данные и постоянный интерес к исследованию.

Список литературы

[1] **Galton F.** Natural inheritance. London: Macmillan; 1889: 266. Available at: `http://galton.org/books/natural-inheritance/index.html` (accessed on March 12, 2024).

[2] **Cook R.D., Weisberg S.** Residuals and influence in regression. N.Y.: Chapman and Hall; 1982: 240. Available at: `https://hdl.handle.net/11299/37076` (accessed on March 12, 2024).

[3] **Shorack G., Wellner J.** Empirical processes with applications to statistics. N.Y.: Wiley; 1986: 956. DOI:10.1137/1.9780898719017.

[4] **Draper N.R., Smith H.** Applied regression analysis. N.Y.: Wiley Series in Probability and Statistics; 1998: 716. DOI:10.1002/9781118625590.

[5] **Hardin J.W., Hilbe J.M.** Generalized linear models and extensions. 3rd edition. UK: Taylor & Francis, Didcot, Oxfordshire; 2012: 479. Available at: `https://econpapers.repec.org/bookchap/tsjspbook/glmext.htm` (accessed on March 12, 2024).

[6] **Brown R.L., Durbin J., Evans J.M.** Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. Journal of the Royal Statistical Society. 1975; (37):149–192. DOI:10.1111/j.2517-6161.1975.tb01532.x.

[7] **MacNeill I.B.** Limit processes for sequences of partial sums of regression residuals. Annals of Probability. 1978; (6):695–698. DOI:10.1214/aop/1176995491.

[8] **Zeileis A., Leisch F., Hornik K., Kleiber Ch.** Strucchange: an R Package for testing for structural change in linear regression models. Journal of Statistical Software. 2002; 7(2):1–38. DOI:10.18637/jss.v007.i02.

[9] **Bischoff W.** On designs for recursive least squares residuals to detect alternatives. MODA — Advances in Model-Oriented Design and Analysis. 2016; (11):37–45. DOI:10.1007/978-3-319-31266-8_5.

[10] **Sakhanenko A.I., Kovalevskii A.P., Shelepova A.D.** Remarks on invariance principle for one-parametric recursive residuals. Siberian Electronic Mathematical Reports. 2021; 18(2):1058–1074. DOI:10.33048/semi.2021.18.081.

[11] **Aue A., Horvath L., Huskova M., Kokoszka P.** Testing for changes in polynomial regression. Bernoulli. 2008; (14):637–660. DOI:10.3150/08-BEJ122.

[12] **Aue A., Horvath L.** Structural breaks in time series. Journal of Time Series Analysis. 2013; 34(1):1–16. DOI:10.1111/j.1467-9892.2012.00819.x.

[13] **Stute W.** Nonparametric model checks for regression. Annals of Statistics. 1997; (25):613–641. DOI:10.1214/aos/1031833666.

[14] **Bischoff W.** A functional central limit theorem for regression models. Annals of Statistics. 1998; (26):1398–1410. DOI:10.1214/aos/1024691248.

[15] **Kovalevskii A.P., Shatalin E.V.** Asymptotics of sums of residuals of one-parameter linear regression on order statistics. Theory of Probability and its Applications. 2015; 59(3):375–387. DOI:10.1137/S0040585X97T987193.

[16] **Kovalevskii A., Shatalin E.** A limit process for a sequence of partial sums of residuals of a simple regression on order statistics. Probability and Mathematical Statistics. 2016; (36:1):113–120. Available at: `https://www.math.uni.wroc.pl/~pms/files/36.1/Article/36.1.8.pdf`.

[17] **Kovalevskii A.P.** Asymptotics of an empirical bridge of regression on induced order statistics. Siberian Electronic Mathematical Reports. 2020; (17):954–963. DOI:10.33048/semi.2020.17.070.

[18] **Chebunin M.G., Kovalevskii A.P.** Asymptotics of sums of regression residuals under multiple ordering of regressors. Siberian Electronic Mathematical Reports. 2021; (18:2):1482–1492. DOI:10.33048/semi.2021.18.111.

[19] **Aue A., Rice G., Sonmez O.** Detecting and dating structural breaks in functional data without dimension reduction. Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology). 2018; (80:3):509–529. DOI:10.1111/rssb.12257.

[20] **Algamal Z.** Diagnostic in Poisson regression models. Electronic Journal of Applied Statistical Analysis. 2012; (5). DOI:10.1285/i20705948v5n2p178.

[21] **Khan A., Ullah M.A., Amin M., Muse A.H., Aldallal R., Mohamed M.S.** Empirical examination of the Poisson regression residuals for the evaluation of influential points. Mathematical Problems in Engineering. 2022; Article ID 6995911. DOI:10.1155/2022/6995911.

Вычислительные технологии, 2025, том 30, № 1, с. 15–23. © ФИЦ ИВТ, 2025 ISSN 1560-7534
Computational Technologies, 2025, vol. 30, no. 1, pp. 15–23. © FRC ICT, 2025 eISSN 2313-691X

MATHEMATICAL MODELLING

DOI:10.25743/ICT.2025.30.1.003

Detecting the lack of functioning of elevators using the change point detection method

N. S. Zakrevskaya[1], A. P. Kovalevskii[2,1,3,*]

[1]Novosibirsk State Technical University, 630073, Novosibirsk, Russia
[2]Sobolev Institute of Mathematics SB RAS, 630090 Novosibirsk, Russia
[3]Novosibirsk State University, 630090, Novosibirsk, Russia
*Corresponding author: Artem P. Kovalevskii, e-mail: artyom.kovalevskii@gmail.com

Received June 05, 2024, accepted November 30, 2024.

Abstract

We study the emergence of a linear Poisson regression model from the problem of statistical analysis of a time-inhomogeneous Poisson process and its application to elevator performance analysis.

Methodology. We use a linear Poisson regression model, which assumes that the responses are independent and each is Poisson distributed with a parameter equal to the linear combination of the regressors.

Findings. We studied the regression model that arises when observing a time-inhomogeneous Poisson process. We have shown that if the regressor matrix has full rank, then the maximum likelihood estimates have a simple explicit form. In this case, they do not involve a specific type of regression function and coincide with a known parameter estimate based on a sample from Poisson distribution. The elevator reliability index is calculated as the ratio of the number of successful activations of the elevator main drive multiplied by 100 to the estimate of the number of all activations requested by users. We carried out parameter estimation and stochastic simulation for the elevator operation. Based on the results of the analysis, it is recommended to calculate the elevator reliability index using data on weekdays with the exception of pre-weekends and holidays.

Originality/value. The paper derives a linear Poisson regression model for the number of calls in fixed time intervals using assumptions of a linear regression model for the intensity of the Poisson flow. The case of periodic intensity is studied and conditions are found under which the estimates of the regression parameters have a simple explicit form. The developed evaluation algorithm is applied to determining periods of elevator lack of functioning and calculating the elevator reliability index. The calculation results were verified by direct stochastic modelling.

Keywords: Poisson process, change point, regression, elevator.

Citation: Zakrevskaya N.S., Kovalevskii A.P. Detecting the lack of functioning of elevators using the change point detection method. Computational Technologies. 2025; 30(1):15–23. DOI:10.25743/ICT.2025.30.1.003. (In Russ.)

Acknowledgements. The work is supported partially by the Fundamental scientific research of the SB RAS, project FWNF-2022-0010. The authors thank the General Director of the Siberian Elevator Company Igor Vladimirovich Mezhuev for the data provided and constant interest in the study.

References

1. **Galton F.** Natural inheritance. London: Macmillan; 1889: 266. Available at: `http://galton.org/books/natural-inheritance/index.html` (accessedon March 12, 2024).
2. **Cook R.D., Weisberg S.** Residuals and influence in regression. N.Y.: Chapman and Hall; 1982: 240. Available at: `https://hdl.handle.net/11299/37076` (accessed on March 12, 2024).
3. **Shorack G., Wellner J.** Empirical processes with applications to statistics. N.Y.: Wiley; 1986: 956. DOI:10.1137/1.9780898719017.
4. **Draper N.R., Smith H.** Applied regression analysis. N.Y.: Wiley Series in Probability and Statistics; 1998: 716. DOI:10.1002/9781118625590.
5. **Hardin J.W., Hilbe J.M.** Generalized linear models and extensions. 3rd edition. UK: Taylor & Francis, Didcot, Oxfordshire; 2012: 479. Available at: `https://econpapers.repec.org/bookchap/tsjspbook/glmext.htm` (accessed on March 12, 2024).
6. **Brown R.L., Durbin J., Evans J.M.** Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. Journal of the Royal Statistical Society. 1975; (37):149–192. DOI:10.1111/j.2517-6161.1975.tb01532.x.
7. **MacNeill I.B.** Limit processes for sequences of partial sums of regression residuals. Annals of Probability. 1978; (6):695–698. DOI:10.1214/aop/1176995491.
8. **Zeileis A., Leisch F., Hornik K., Kleiber Ch.** Strucchange: an R Package for testing for structural change in linear regression models. Journal of Statistical Software. 2002; 7(2):1–38. DOI:10.18637/jss.v007.i02.
9. **Bischoff W.** On designs for recursive least squares residuals to detect alternatives. MODA — Advances in Model-Oriented Design and Analysis. 2016; (11):37–45. DOI:10.1007/978-3-319 31266-8_5.
10. **Sakhanenko A.I., Kovalevskii A.P., Shelepova A.D.** Remarks on invariance principle for one-parametric recursive residuals. Siberian Electronic Mathematical Reports. 2021; 18(2):1058–1074. DOI:10.33048/semi.2021.18.081.
11. **Aue A., Horvath L., Huskova M., Kokoszka P.** Testing for changes in polynomial regression. Bernoulli. 2008; (14):637–660. DOI:10.3150/08-BEJ122.
12. **Aue A., Horvath L.** Structural breaks in time series. Journal of Time Series Analysis. 2013; 34(1):1–16. DOI:10.1111/j.1467-9892.2012.00819.x.
13. **Stute W.** Nonparametric model checks for regression. Annals of Statistics. 1997; (25):613–641. DOI:10.1214/aos/1031833666.
14. **Bischoff W.** A functional central limit theorem for regression models. Annals of Statistics. 1998; (26):1398–1410. DOI:10.1214/aos/1024691248.
15. **Kovalevskii A.P., Shatalin E.V.** Asymptotics of sums of residuals of one-parameter linear regression on order statistics. Theory of Probability and its Applications. 2015; 59(3):375–387. DOI:10.1137/S0040585X97T987193.
16. **Kovalevskii A., Shatalin E.** A limit process for a sequence of partial sums of residuals of a simple regression on order statistics. Probability and Mathematical Statistics. 2016; (36:1):113–120. Available at: `https://www.math.uni.wroc.pl/~pms/files/36.1/Article/36.1.8.pdf`.
17. **Kovalevskii A.P.** Asymptotics of an empirical bridge of regression on induced order statistics. Siberian Electronic Mathematical Reports. 2020; (17):954–963. DOI:10.33048/semi.2020.17.070.
18. **Chebunin M.G., Kovalevskii A.P.** Asymptotics of sums of regression residuals under multiple ordering of regressors. Siberian Electronic Mathematical Reports. 2021; (18:2):1482–1492. DOI:10.33048/semi.2021.18.111.
19. **Aue A., Rice G., Sonmez O.** Detecting and dating structural breaks in functional data without dimension reduction. Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology). 2018; (80:3):509–529. DOI:10.1111/rssb.12257.
20. **Algamal Z.** Diagnostic in Poisson regression models. Electronic Journal of Applied Statistical Analysis. 2012; (5). DOI:10.1285/i20705948v5n2p178.
21. **Khan A., Ullah M.A., Amin M., Muse A.H., Aldallal R., Mohamed M.S.** Empirical examination of the Poisson regression residuals for the evaluation of influential points. Mathematical Problems in Engineering. 2022; Article ID 6995911. DOI:10.1155/2022/6995911.