УДК 656.08

О.В. САРАЄВ, канд. техн. наук, доц., декан автомобільного факультету ХНАДУ;

ЗАКОН НОРМАЛЬНОГО РОЗПОДІЛУ ВИПАДКОВОЇ ВЕЛИЧИНИ УСТАЛЕНОГО СПОВІЛЬНЕННЯ АВТОМОБІЛЯ

На даний час в Україні відсутні чіткі рекомендації для експертів-автотехників з оцінки ефективності гальмування автомобілів, обладнаних антиблокувальною системою гальм. Тому в експертів виникає питання щодо правильності оцінки ефективності гальмування таких автомобілів за відомими експертними методиками, які не враховують наявність чи відсутність у конструкції гальм антиблокувальної системи. У роботі запропоновано процес гальмування автомобіля розглянути, як стохастичний фізичний об'єкт, оскільки його характеристики носять випадковий характер. Статистична гіпотеза сформована на основі аналізу зібраної вихідної інформації шляхом випробувань вісімнадцяті моделей різних марок сучасних легкових автомобілів. Доведена гіпотеза про те, що випадкова величина усталеного сповільнення легкових автомобілів, які обладнанні антиблокувальною системою гальм, підпорядковується нормальному закону розподілу.

Ключові слова: Дорожньо-транспортна пригода, гальмування, випробування, сповільнення, статистика, розподіл, закон, критерій, узгодженість.

Вступ. Завдяки системному розвитку нової дисципліни «Автотехнічна експертиза» на кафедрі автомобілів Харківського національного автомобільно-дорожнього університету (ХНАДУ) та на підставі багаторічної співпраці з експертними установами Міністерства внутрішніх справ та Міністерства юстиції України було визначено основні напрямки наукових досліджень механізму дорожньо-транспортної пригоди (ДТП) - це оцінка ефективності гальмування транспортного засобу (ТЗ); дослідження маневру, керованості та стійкості руху ТЗ; втілення автоматизованих аналогово-цифрових засобів у процес дослідження ДТП; дослідження зіткнення та обгону ТЗ; дослідження наїзду на пішохода; дослідження ДТП в умовах обмеженої видимості та оглядовості; визначення технічного стану транспортного засобу після ДТП. Дана робота присвячена проблемам оцінки ефективності гальмування транспортних засобів при дослідженні ДТП.

Незалежно від того чи було застосовано водієм гальмування під час ДТП, чи ні експерт все одно повинен оцінити ефективність гальмування ТЗ для дачі повної відповіді на технічні запитання слідства та суду. Усталене сповільнення ТЗ є одним з основних параметрів до розрахунку ефективності гальмування. Тому висновок експерта багато в чому залежить від правильності і достовірності встановленої величини усталеного сповільнення Т З.

На даний час в Україні відсутні чіткі рекомендації для експертів з оцінки ефективності гальмування автомобілів, обладнаних антиблокувальною системою гальм. Тому в експертів виникає питання щодо правильності оцінки ефективності гальмування таких автомобілів за відомими експертними методиками, які не враховують наявність чи відсутність у конструкції гальм антиблокувальної системи.

У роботі запропоновано процес гальмування автомобіля розглянути, як стохастичний об'єкт, оскільки його характеристики носять випадковий характер. Робота виконана на базі наукової школи «Динаміка гальмування і гальмові системи автотранспортних засобів» (керівник наук. школи проф. Туренко А.М.)

Аналіз основних досліджень і літератури. Перші систематизовані дослідження з автотехнічної експертизи у вигляді підручника було видано у 1967 році під

© О.В. Сараєв, 2015

керівництвом проф. Бекасова В.А. [1]. Також до основоположників теоретичних робіт з автотехнічної експертизи можна віднести Крісті Н.Н., з його відомою методичною працею [2]. Серія науково-методичних робіт, які сформували сучасну методологію досліджень з автотехнічної експертизи опублікована під керівництвом проф. Іларіонова В.А. та проф. Суворова Ю.Б. [3-5]. Значну увагу у цих роботах приділялося саме оцінки ефективності гальмування ТЗ таких, як: ВАЗ, АзЛК, Москвич, ІЖ, ГАЗ, РАФ, ПАЗ, ЛАЗ, УАЗ, ЕрАЗ, ЛіАЗ, ЗІЛ, КАЗ, КрАЗ, МАЗ, КамАЗ. Але жоден з наведених автомобілів, не був обладнано антиблокувальною системою гальм.

За останніми даними, що опубліковані професором Суворовим Ю.Б. [6], для деяких сучасних легкових автомобілів BMW525i, які обладнанні антиблокувальною системою гальм, треба обирати більш високі значення усталеного сповільнення на сухому рівному асфальтобетоному покритті аж до 8,5 м/с^2 (для автомобілів без антиблокувальної системи – 6,7-7,5 м/с^2). Але з цих рекомендацій не зовсім розуміло, як оцінювати гальмівну ефективність інших марок автомобілів, теж обладнаних антиблокувальною системою гальм.

Як показують експериментальні дослідження науковців (ХНАДУ) та фахівців Науково-дослідного експертно-криміналістичного центру (НДЕКЦ) при ГУМВС України в Харківській обл., усталене сповільнення легкових автомобілів, що обладнані антиблокувальною системою гальм, на сухому асфальтобетонному покритті з коефіцієнтом зчеплення 0,8 може складати 7,67–8,8 м/с^2 [7-10].

Безумовно удосконалення конструкції автомобіля, зокрема, його гальмівної системи повинно відбиватися у експертних методиках дослідження ДТП, але поки цього не відбувається, вплив антиблокувальної системи на ефективність гальмування ТЗ не враховується, що і є проблематикою даного дослідження.

Мета та завдання дослідження. Мета дослідження – удосконалити метод оцінки ефективності гальмування ТЗ шляхом вимірювання параметрів цієї ефективності з подальшою обробкою отриманих даних за допомогою апарату математичної статистики.

Основні завдання дослідження:

- провести багатофакторний експеримент на різних ТЗ, але в межах однієї категорії M_1, з різними шинами, на різному типі дорожнього покриття;
- перевірити гіпотезу о підпорядкуванні випадкової величини усталеного сповільнення ТЗ нормальному закону розподілу.

Матеріали дослідження. Відомо, що науковий метод – це сукупність основних способів отримання нових знань. Дослівно з грецької мови метод – це шлях дослідження. Метод включає до себе способи дослідження явищ, систематизацію та корегування отриманих та відомих знань. Висновки роблять на основі емпіричних даних, тобто тих, що встановлюються шляхом спостереження та вимірювання. Базою отримання наукових даних є експеримент. Для пояснення явища висувається гіпотеза і будується теорія, на основі якої робиться математичне описання (модель) предмета дослідження. Саме математичне описання дозволяє систематизувати отримані дані та зробити прогнози, які потім знов таки перевіряються експериментом чи збором нових фактів. Важливим аспектом наукового методу є об'єктивність отриманих результатів. Не повинні прийматися на віру будь які ствердження. Для можливості забезпечення незалежної перевірки повинно проводитись документування спостережень та

вимірювань. Це дозволяє у разі потреби зробити відтворення експерименту та оцінити ступінь адекватності експерименту до відношення к теорії.

Процес дослідження ускладнюється, якщо модель об'єкта не містить явного опису елементів конструкції, як, наприклад, розрахунок величини усталеного сповільнення ТЗ. При математичному моделюванні такого типу процесу важко виявити взаємозв'язок між числовим значенням усталеного сповільнення ТЗ і особливістю конструкції його гальмівної системи. Реально це можна виконати тільки з використанням результатів вимірів та з застосуванням апарату математичної статистики.

Відомо, що моделі об'єктів дослідження можуть бути детермінованими й імовірнісними. До імовірнісного подання прибігають у випадку неможливості або невмінні описати детерміноване поводження об'єкта. Виникає питання, як правильно розглядати процес гальмування ТЗ у вигляді випадкової або детермінованої функції? Детерміновані величини підлеглі функціональним залежностям на відміну від випадкових величин, для яких заздалегідь пророчити результат неможливо, тому що він у більшому або меншому ступені обумовлений випадком.

Існує два основних джерела виникнення випадкових величин - це, по-перше, вплив на досліджуваний об'єкт великої кількості неконтрольованих факторів, що не враховуються моделлю, по-друге, погрішності виміру детермінованої величини. Можна припустити, що всі фізичні об'єкти, у тому числі й процес гальмування ТЗ, є стохастичними, оскільки їхні характеристики носять випадковий характер. Це пов'язане з тим, що всі вони виготовляються з певними допусками і їхні параметрами змінюються в процесі експлуатації, тобто ці характеристики мають вигляд випадкових функцій, для яких існує певне математичне очікування. Для обліку випадкового характеру параметрів об'єкта, крім математичного очікування цих параметрів повинен установлюватися їхній розкид (дисперсія) і закон розподілу, знаючи які можна сформувати математичну модель і перевірити висунуту гіпотезу.

У проведеному дослідженні статистична (нульова) гіпотеза формулюється на основі критичного аналізу зібраної вихідної інформації й чітко поставлених завдань, з метою більш глибокого й всебічного вивчення досліджуваного об'єкта. Статистична (нульова) гіпотеза даного дослідження полягає в наступному - випадкова величина усталеного сповільнення ТЗ підпорядковується нормальному закону розподілу.

Через те, що проблематика предмета дослідження тісно пов'язана з відсутністю необхідної експериментальної і теоретичної інформації для створення розрахункового методу з оцінки ефективності гальмування ТЗ, який обладнаний антиблокувальною системою гальм, існує об'єктивна необхідність у проведенні пошукового експерименту.

Дана наукова робота підпорядковується саме такому порядку дослідження, коли спочатку виконується експеримент, а потім за допомогою теоретичних досліджень встановлюються закономірності процесу та кореляційні зв’язки. При такому порядку дослідження теорія пояснює й узагальнює результати експерименту, а потім оцінюється адекватність запропонованої теорії до експерименту (рис. 1).

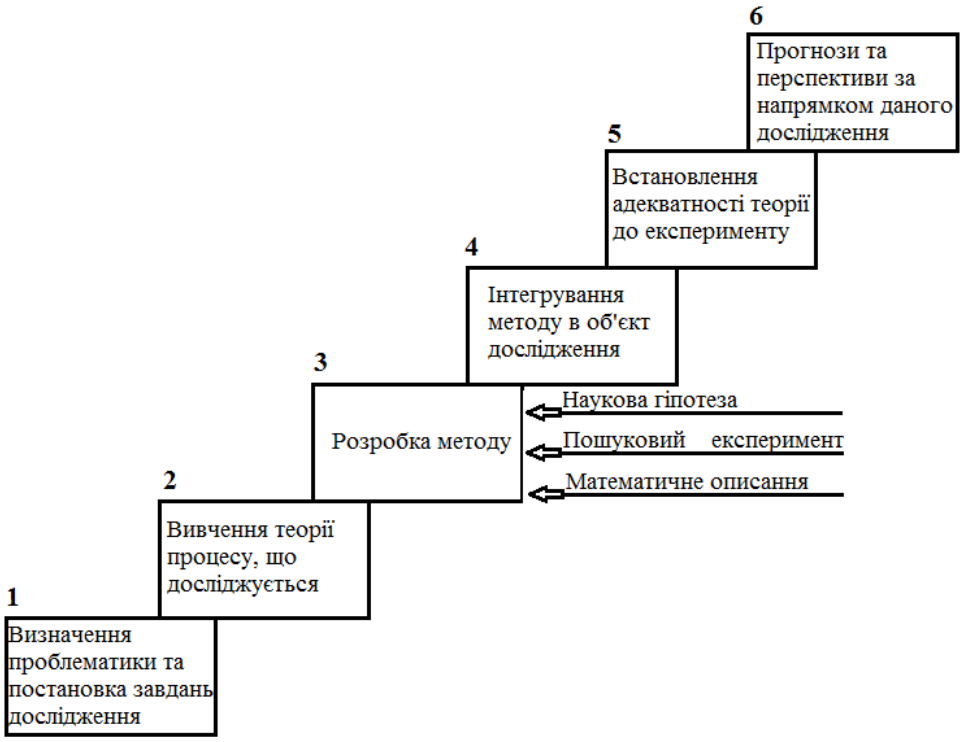

Рисунок 1 – Сходи дослідження

Багатофакторний експеримент проводився на 18 різноманітних моделях легкових автомобілів таких марок, як: Audi, BMW, Chevrolet, Ford, Daewoo, Honda, Lexus, Mazda, Mitsubishi, Opel, Porsche, Renault, Skoda, Volkswagen, Volkswagen (рис. 2).

Всі ці легкові автомобілі відносяться до категорії M_1 хоча є різними за розміром і належать до різних класів - малого, середнього та великого. Всі вони обладнанні сучасною антиблокувальною системою гальм і перебували в справному стані. Стан коліс цих автомобілів відповідав вимогам правил дорожнього руху.

При випробуваннях враховувалися й стабілізувалися такі впливові параметри, як тиск у колесах, температура гальм, коефіцієнт зчеплення коліс з дорогою, завантаження і швидкість ТЗ. Всі вимірювання супроводжувалося протоколюванням і фіксацією всіх впливових на процес гальмування ТЗ факторів.

Пошуковий експеримент проводився з використанням спеціального обладнання, що мають відмітку обов’язкової метрологічної перевірки (рис. 3).

Організація спостережень і експериментів повинна відповідати певним вимогам і правилам, а отримані результати належним чином оброблені з використанням методів математичної статистики, які ґрунтуються на теорії ймовірностей. Для обробки експериментальних даних гальмівної ефективності ТЗ необхідно вирішити ряд завдань математичної статистики. По-перше, визначити закон розподілу випадкової величини усталеного сповільнення ТЗ (вирішити завдання вирівнювання статистичного ряду). По-друге, перевірити чи погодяться результати експерименту з науковою гіпотезою про те, що випадкова величина усталеного сповільнення підпорядковується нормальному закону розподілу.

Ключовим моментом до аналізу ефективності гальмування ТЗ, є встановлення величини усталеного сповільнення ТЗ, яка згідно отриманим експериментальним даним при певних умовах (на сухому рівному асфальтобетонному покритті) коливалася в межах від 7,4 до 8,8 м/с^2. Наявність такого діапазону виміру, як було вже сказано, залежить від багатьох факторів.

Рисунок 2 - Транспортні засоби, на яких проводився експеримент: а - Audi A6, б - BMW-525i, в - Chevrolet Aveo, г - Ford Fiesta, д - Ford Focus, е - Ford Mondeo, ж - Daewoo Lanos, з - Honda Civic, і - Lexus ES, к - Mazda 3, л - Mitsubishi Lancer, м - Mitsubishi Pajero, н - Opel Astra, о - Porsche Cayenne, п - Renault Logan, р - Skoda A5, с - Volkswagen Touareg, т - Volkswagen Passat

Рисунок 3 - Прилад для оцінки гальмівної ефективності транспортних засобів «Ефект»

Отримані результати вимірів величини усталеного сповільнення являють собою неупорядковану статистичну сукупність випадкових значень. Для того щоб результати вимірів зробити доступними для огляду й зручними для подальшого аналізу експериментальний матеріал необхідно впорядкувати. Для цього розіб'ємо проміжок вимірюваної величини, куди попадає варіаційний ряд, на рівні інтервали. Кількість інтервалів (розрядів) k при заданому обсязі варіаційного ряду можна визначити по формулі

$$k = 4\log n\,, \tag{1}$$

де n - кількість обмірюваних значень параметра.

Відповідно до цієї формули варіаційний ряд випадкової величини усталеного сповільнення, що включає 80 обмірювальних значень, розбивається на 7 розрядів з інтервалом 0,2 м/с^2.

При угрупованні значень випадкової величини по розрядах (інтервалам) виникає питання про те, до якого розряду віднести значення, що перебуває в точності на границі двох розрядів. У цих випадках рекомендується умовно вважати граничне значення приналежної рівною мірою до обох розрядів, додаючи до них по 0,5 значення величини.

Якщо частоту інтервалу розділити на обсяг ряду, то одержимо відносну частоту (частість) появи випадкової величини

$$p_i = \frac{m_i}{n}\,, \tag{2}$$

де m_i – частота появи випадкової величини в кожному інтервалі.

На практиці при великій кількості спостережень відносна частота події приблизно приймається за ймовірність випадкової події або випадкової величини. Теоретично ж під імовірністю випадкової події або випадкової величини розуміється та постійна величина, до якої прагне відносна частота емпіричного розподілу при нескінченному зростанні обсягу варіаційного ряду.

На підставі виконаних розрахунків побудуємо гістограму статистичного ряду випадкової величини усталеного сповільнення (рис. 4).

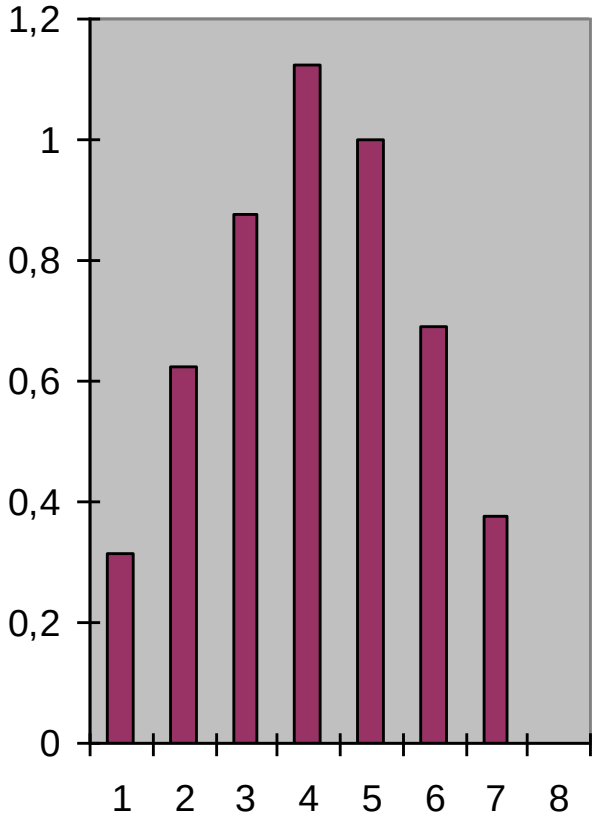

Рисунок 4 - Щільність емпіричного закону розподілу випадкової величини усталеного сповільнення

Завдання вирівнювання статистичного ряду, тобто визначення закону розподілу, полягає в тім, щоб щонайкраще підібрати теоретичну криву, яка буде описувати статистичний розподіл. принциповий вид теоретичної кривої в цьому випадку відповідає виду функції щільності нормального розподілу.

Функція щільності розподілу є однієї з форм закону нормального розподілу випадкової величини. На противагу функції розподілу ця форма не універсальна й існує тільки для випадкових безперервних величин. Розмірність щільності розподілу зворотна розмірності випадкової величини. У літературі по теорії ймовірностей функцію щільності розподілу іноді називають щільністю ймовірності або диференціальною функцією розподілу, а так само диференціальним законом розподілу.

Закон нормального розподілу (Гаусса-Лапласа), заданий функцією щільності розподілу, має вигляд

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \quad (3)$$

де e=2,718;

x - координата аргументу (в даному випадку значення середини заданих інтервалів випадкової величини усталеного сповільнення, м/с^2);

μ - математичне очікування (у даному випадку статистичне середнє);

σ - середньоквадратичне відхилення;

Всі змінні, вхідні у функцію (3, 4), мають розмірність випадкової величини. Для того щоб забезпечити можливість наближення статистичного розподілу теоретичному закону необхідно встановити статистики випадкової величини - характеристику положення центра розсіювання й характеристику розкиду випадкової величини. Ці числові характеристики відіграють більшу роль у теорії ймовірностей. Кожній числовій характеристиці випадкової величини відповідає її статистична аналогія. Для основної характеристики - математичного очікування такою аналогією є статистичне середнє (середнє арифметичне) випадкової величини.

Тому характеристику центра розсіювання буде визначати статистичне середнє й мода випадкової величини. Статистичне середнє визначимо по формулі

$$\bar{x} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i \ . \quad (4)$$

де x_i – випадкова величина і-го виміру параметра.

Статистичне середнє варіаційного ряду випадкової величини усталеного сповільнення ТЗ становить $\bar{x} = 8{,}14$ м/с^2.

Мода варіаційного ряду визначається, як середина інтервалу, у якому частота найбільша. Мода емпіричного розподілу усталеного сповільнення першого варіаційного ряду рівняється M_0=8,10 м/с^2. Це вказує на щільний розподіл випадкової величини усталеного сповільнення щодо центра розсіювання з незначним відхиленням 0,04 м/с^2 від середнього арифметичного. Центр групування для теоретичного розподілу – це математичне очікування, тобто те значення випадкової величини, до якого наближається статистичне середнє $\bar{x}$ при нескінченному зростанні варіаційного ряду $n \to \infty$.

Характеристики розкиду випадкової величини: розмах розсіювання (розкиду) R, середнє квадратичне відхилення σ, дисперсія σ^2 і коефіцієнт варіації V. Розмах розсіювання дорівнює різниці між максимальним x_{max} і мінімальним x_{min} значенням випадкової величини

$$R = x_{\max} - x_{\min} \ . \quad (5)$$

Для варіаційного ряду випадкової величини усталеного сповільнення ТЗ розмах розсіювання становить 1,4 м/с^2.

Якщо кожне лінійне відхилення від статистичного середнього випадкової величини $(x_i - \bar{x})$ піднести до квадрата, щоб не враховувати знаки цих відхилень, а потім взяти корінь квадратний із середнього арифметичного квадратів цих відхилень, то одержимо середньоквадратичне відхилення випадкової величини для нормального закону розподілу

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}\ . \qquad (6)$$

Середньоквадратичне відхилення варіаційного ряду випадкової величини усталеного сповільнення ТЗ становить σ =0,36 м/с^2. Дисперсія варіаційного ряду випадкової величини усталеного сповільнення ТЗ становить σ^2=0,13 (м/с^2)^2.

Величину середньоквадратичного відхилення від середньоарифметичного у відсотках характеризує коефіцієнт варіації випадкової величини

$$V = \frac{\sigma}{\bar{x}}100\%\,. \qquad (7)$$

Коефіцієнт варіації випадкової величини усталеного сповільнення ТЗ становить V=4,4%.

Вираження нормального закону розподілу випадкової величини усталеного сповільнення ТЗ з обліком перших двох моментів - математичного очікування (статистичне середнє) і дисперсії представляється, як

$$f(x) = 1{,}11e^{-\frac{(x-8{,}14)^2}{0{,}26}}\ . \qquad (8)$$

Розраховану щільність відносної частоти появи випадкової величини зіставимо графічно з емпіричним розподілом (рис. 5).

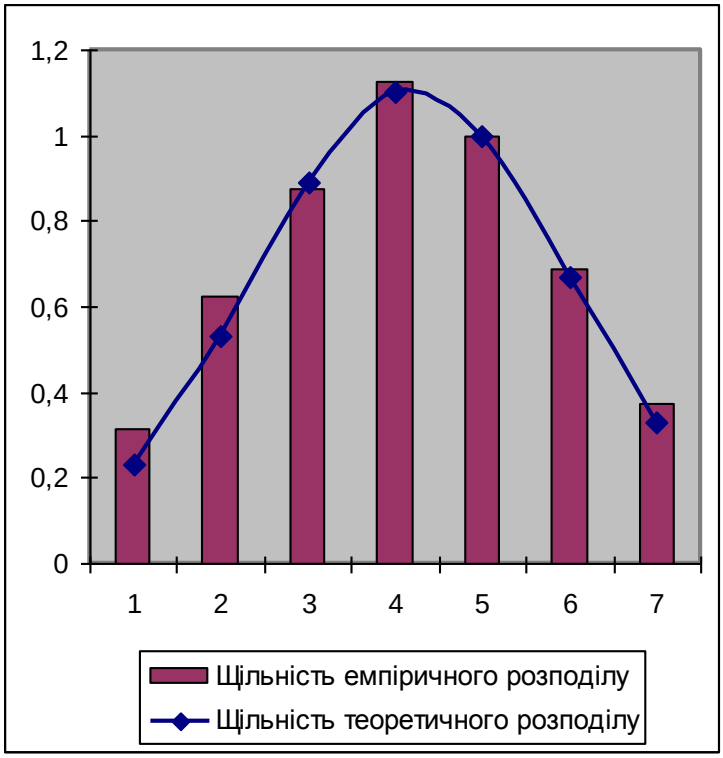

Рисунок 5 - Апроксимація емпіричного розподілу випадкової величини усталеного сповільнення ТЗ теоретичним розподілом

Спосіб розрахунку теоретичних частот, не потребуючих спеціальних таблиць, полягає в тім, щоб виразити ймовірність влучення величини X на відрізок від x_i до x_{i+1} через функцію щільності розподілу (3). Геометрично ймовірність влучення величини X на ділянку від x_i до x_{i+1} дорівнює площі кривої розподілу, що опирається на цю ділянку:

$$p_i = \int_{x_i}^{x_{i+1}} f(x)dx\,. \qquad (9)$$

Іншими словами значення функції щільності необхідно перемножити з довжиною відомого інтервалу h=0,2 м/с^2, тим самим, визначивши подінтегральну площу функції щільності на заданому інтервалі. На підставі виконаних розрахунків побудуємо графіки емпіричної й теоретичної функцій розподілу випадкової величини усталеного сповільнення ТЗ (рис. 6).

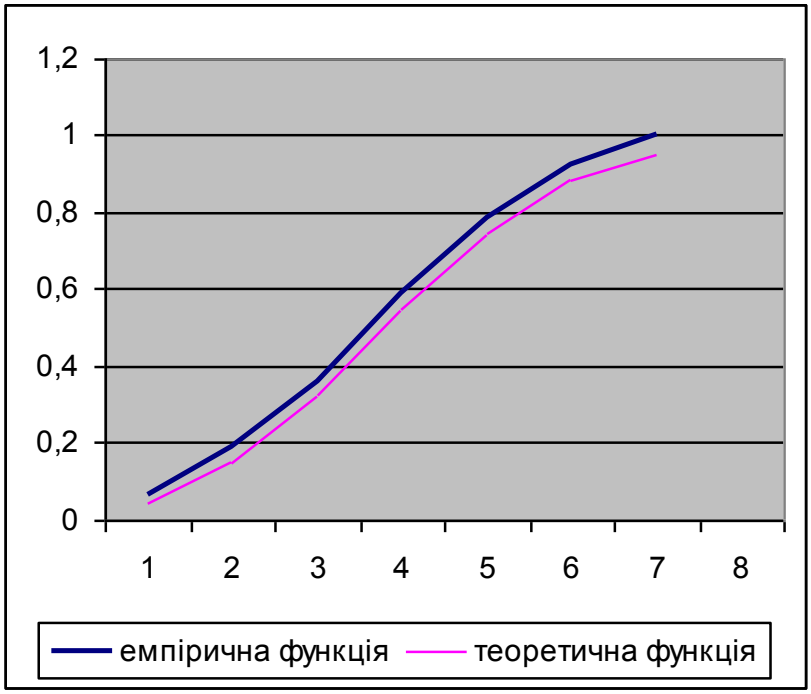

Рисунок 6 - Функції розподілу випадкової величини усталеного сповільнення автомобілів

Результати дослідження. Як би добре не була підібрана теоретична функція, між нею й статистичним розподілом неминучі деякі розбіжності. Природно виникає питання, чи пояснюються ці розбіжності тільки випадковими обставинами, пов'язаними з обмеженим числом спостережень, або вони є істотними й пов'язані з тим, що підібрана функція погано вирівнює даний статистичний розподіл.

Питання про узгодження теоретичного й емпіричного розподілу вимагає перевірки за допомогою критерію згоди. Таких критеріїв небагато і найбільш простим є критерій згоди Колмогорова

$$\lambda \le D\sqrt{n}\,, \qquad (10)$$

де $D = \max\left|F^*(x) - F(x)\right|$ - модуль максимальної розбіжності між статистичною функцією $F^*(x)$ й відповідною теоретичною функцією $F(x)$ розподілу випадкової величини.

Колмогоров А.Н. довів, що якою б не була функція розподілу $F^*(x)$ виподкової величини *x* при неограниченій кількості спостережень *n* імовірність нерівності $\lambda \le D\sqrt{n}$ прагне до межі

$$P(\lambda) = 1 - \sum_{k=-\infty}^{\infty} (-1)^k e^{-2k^2\lambda^2} \tag{11}$$

Для випадкової величини усталеного сповільнення ТЗ встановили, що D=0,051, n=80, λ=0,456. По формулі (11), визначимо ймовірність P(λ)=0,97. Оскільки отримана ймовірність велика, гіпотезу про нормальний розподіл величини усталеного сповільнення можна вважати порівнянної з досвідченими даними.

Е.С. Вентцель указує, що в тих випадках, коли параметри теоретичного розподілу вибираються за статистичним даними, критерій Колмогорова дає свідомо завищені значення ймовірності P(λ). Це може привести до того, що погано погоджена з досвідченими даними гіпотеза, буде прийнята, як правдоподібна.

Критерій Колмогорова можна застосовувати тільки в тому випадку, коли відомий не тільки вид функції F(x), але й всі вхідні в нього параметри. Такий випадок порівняно рідко зустрічається на практиці. Звичайно з теоретичних міркувань відомий тільки загальний вид функції F(x), а вхідні в нього параметри визначаються по даному статистичному матеріалі.

При застосуванні критерію χ^2 Пірсона ця обставина враховується відповідним чином шляхом зменшення числа ступенів волі. Число ступенів волі *r* дорівнює числу інтервалів *k* мінус число накладених зв'язків *s* з обліком однієї резервної

$$r = k - s - 1, \tag{12}$$

де k – кількість інтервалів;

s - кількість накладених зв'язків.

Зокрема, якщо передбачуваний розподіл - нормальний, то накладеними зв'язками є - математичне очікування й середнє квадратичне відхилення.

Визначимо значення міри розбіжності по формулі Пірсона

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{k} \frac{(m_i - np_i)^2}{np_i}. \tag{13}$$

По формулі (12) розрахуємо число ступенів волі, *r*=4. По формулі (13) одержимо спостережуване $\chi^2_{наб}$=0,863. По спеціальній таблиці значень χ^2 від числа ступенів волі *r* визначимо ймовірність p=0,9. Ця ймовірність, розрахована за критерієм χ^2 Пірсона, малої не є. Тому гіпотезу, що випадкова величина усталеного сповільнення ТЗ розподіляється за нормальним законом, можна вважати правдоподібної.

Імовірність зробити помилку першого роду - відкинути правильну гіпотезу - прийнято позначати рівнем значимості α. Якщо, наприклад, прийняти рівень значимості α =0,05, то це означає, що в п'яти випадках зі ста є ризик припуститися помилки першого роду, тобто відкинути правильну гіпотезу.

Для рівня значимості α=0,05 за допомогою табулірованих критичних крапок розподілу χ^2 визначимо $\chi^2_{кр}$=9,48. Оскільки $\chi^2_{набл} < \chi^2_{кр}$ немає підстав відкинути гіпотезу, оскільки розбіжність емпіричних і теоретичних частот незначні. Отже, дані

спостережень погодяться з гіпотезою про нормальний розподіл випадкової величини усталеного сповільнення ТЗ.

Висновки. Вперше стосовно до сучасних моделей легкових автомобілів, які обладнанні антиблокувальною системою гальм, отриманий універсальний теоретичний закон щільності розподілу випадкової величини усталеного сповільнення. Це не суперечить фізичній сутності стохастичного об'єкту, яким є процес гальмування транспортного засобу, на відміну від раніше прийнятого методу формалізації цього процесу за допомогою детермінованих функцій. Доведено, що незалежно від марки, моделі й модифікації ТЗ категорії М1, які обладнані антиблокувальною системою гальм, немає підстави відкидати гіпотезу про нормальний розподіл випадкової величини усталеного сповільнення ТЗ з імовірністю зробити помилку першого роду α =0,05, тобто в 5 випадках зі ста.

Список літератури: 1. Бекасов В.А. Автотехническая экспертиза / В.А. Бекасов, Г.Я. Боград, Б.Л. Зотов, Г.Г. Индиченко. – М.: Юридическая литература, 1967. – 254 с. **2.** Кристи Н.М. Методические рекомендации по производству автотехнической экспертизы / Н.М. Кристи. – М.: ЦНИИСЭ, 1971. **3.** Суворов Ю.Б. Определение и применение в экспертной практике параметров торможения автотранспортных средств / Ю.Б. Суворов, Е.В. Осепчугов; под общ. ред. В.А. Иларионова. - М.: ВНИИСЭ, 1983. - 13 с. **4.** Суворов Ю.Б. Результаты систематизации экспериментально-расчетных значений параметров торможения автотранспортных средств: Науч.-тех. сб. / Ю.Б. Суворов, Ю.И. Маркоишвили. - М.: ВНИИСЭ, 1990. - Вып. 3. - 29 с. - (Серия «Экспертная практика и новые методы исследования»). **5.** Судебная автотехническая экспертиза. Часть II. Теоретические основы и методики экспертного исследования при производстве автотехнической экспертизы: Пособие для экспертов-автотехников, следователей и судей; ответственный редактор В.А. Иларионов. - М.: ВНИИСЭ, 1980. - 392 с.: ил. **6.** Суворов Ю.Б. Судебная дорожно-транспортная экспертиза (учеб. пособие для студентов вузов) / Ю.Б. Суворов; Московский государственный технический университет им. Н.Э. Баумана. - М.: Издательство «Экзамен», издательство «Право и закон», 2003. - 208 с.: ил. **7.** Туренко А.Н. Исследование тормозной динамики автомобиля при анализе дорожно-транспортного происшествия /А.Н. Туренко, В.И. Клименко, А.В. Сараев, А.О. Малявин А. О.// Автомобильный транспорт: сб. нучн. тр. – Х.: ХНАДУ. - 2010. Вып. 26. – С. 17-22. **8.** Клименко В.І. Дослідження впливу антиблокувальної системи на ефективність гальмування легкового автомобіля / В.І. Клименко, І.А. Давіденко, О.В. Сараєв // Автомобильный транспорт: сб. научн. тр. – Х.: ХНАДУ. – 2011. – Вып. 29. – С. 245–249. **9.** Сараєв О.В. Проблемні питання визначення параметрів руху транспортних засобів при дослідженні ДТП / О.В. Сараєв // Вестник ХНАДУ: сб. нучн. тр. – Х.: ХНАДУ. - 2013. Вып. 61 – 62. – С. 174-178. **10.** Сараєв О.В. Використання прикладних комп'ютерних програм при дослідженні дорожньо-транспортної пригоди / О.В. Сараєв, С.В. Данець // Наукові нотатки. Міжвузівський збірник (за галузями знань «Машинобудування та металообробка», «Інженерна механіка», «Металургія та матеріалознавство»). – Луцьк: ЛНТУ. – 2014. - Вип. 45 (травень-червень). – С. 492-499.

Bibliography (transliterated): 1. *Bekasov VA* Autotechnical examination / *VA Bekasov, GJ Bograd, BL Zotov, GG Indichenko*. - Moscow .: Legal Literature, 1967. - 254 p. **2.** *Christy NM* Guidelines for the production of autotechnical examination / NM Christie. - Moscow .:

TSNIISE, 1971. **3.** *Suvorov YB* Determination and application of expert practice in the braking parameters of vehicles / *YB Suvorov EV* Osepchugov; under the total. Ed. VA Ilarionova. - Moscow .: VNIISE, 1983. - 13 p. **4.** *Suvorov YB* Results systematization experimental design values of the parameters of the braking of vehicles: scientific-tech. Sat. / *YB Suvorov, YI Markoishvili.* - Moscow .: VNIISE, 1990. - Vol. 3 - 29. - (Series "Expert practice and new research methods"). **5.** Trial autotechnical examination. Part II. Theoretical bases and methods of expert research in the production autotechnical examination: A Handbook for expert automobile technicians, investigators and judges; Executive Editor VA Hilarion. - Moscow .: VNIISE, 1980. - 392 p .: ill. **6.** *Suvorov YB* Forensic examination of Transportation (Proc. Allowance for students) / YB Suvorov; Moscow State Technical University. NE Bauman. - Moscov .: Publisher "Exam" publishing "Law and the Law", 2003. - 208 p .: ill. **7.** *AN Turenko* The study of the dynamics of the vehicle brake in the analysis of traffic accident /*A.N. Turenko, VI Klimenko AV Sheds, AO Malyavin* A. About . Road Transport: Sat. nuchn. tr. - Kharkov .: KhNADU. - 2010. Vol. 26. - P. 17-22. **8.** *Klimenko V.I.* Doslidzhennya vplivu antiblokuvalnoï system on efektivnist galmuvannya cars avtomobilya / *V.I. Klimenko, I.A. Davidenko, OV Saraєv* Road Transport: Sat. Scien. tr. - Kharkov .: KhNADU. - 2011 - Vol. 29. - P. 245-249. **9.** *Saraєv OV* Problemni supply viznachennya parametriv Ruhu the agriculture zasobiv at doslidzhenni Accident / OV Saraєv Bulletin KhNADU: Sat. nuchn. tr. - Kh .: KhNADU. - 2013. Vol. 61 - 62. - P. 174-178. **10.** OV Saraєv Vikoristannya Applied Komp'yuterniy program at doslidzhenni road transportnoï suitable / *OV Saraєv, SV Danets* Naukovi notatki. Mizhvuzivsky zbirnik (for Galuzo knowledge "that Mashinobuduvannya metaloobrobka", "Inzhenerna mehanika", "Metalurgiya that materialoznavstvo"). - Lutsk: LNTU. - 2014. - Issue. 45 (Traven-Cherven). - p. 492-499

Надійшла до редколегії 11.02.2015