

The Analysis of Information Processing Methods to Assess Reliability of Machines and Equipment

H.V. Gafarzada¹, A.M. Gafarov², I.A. Khankishiyev²

¹ *Azerbaijan State University of Oil and Industry (Azadlig ave., 16/21, Baku, AZ1010, Azerbaijan)*

² *Azerbaijan State Marine Academy (Z. Aliyeva str., 18, Baku, AZ1000, Azerbaijan)*

For correspondence:

Gafarov Aydin / e-mail: aydin.qafarov@hotmail.com

Abstract

In the article, the issues of analysis of the methods of processing the results of the studies conducted for the evaluation of reliability parameters of machines and equipment were considered. For this purpose, the possibility of applying the basic principles and laws of Probability Theory and Mathematical Statistics was investigated.

Keywords: machines, equipment, detail, reliability, experiment, result, processing, theory of probability, mathematical statistics, evaluation.

DOI 10.52171/2076-0515_2023_15_02_29_41

Received 19.10.2022

Revised 19.06.2023

Accepted 21.06.2023

For citation:

Gafarzada H.V., Gafarov A.M., Khankishiyev I.A.

[The analysis of information processing methods to assess reliability of machines and equipment]

Herald of the Azerbaijan Engineering Academy, 2023, vol. 15, no. 2, pp. 29-41 (in Azerbaijani)

Maşın və avadanlıqların etibarlılığını qiymətləndirmək üçün informasiyanın emalı metodlarının təhlili

H.V. Qafarzadə¹, A.M. Qafarov², İ.A. Xankişiyev²

¹*Azərbaycan Dövlət Neft və Sənaye Universiteti (Azadlıq pr., 16/21, Bakı ş., AZ1010, Azərbaycan),*

²*Azərbaycan Dövlət Dəniz Akademiyası (Z. Əliyeva 18, Bakı ş., AZ1000, Azərbaycan)*

Yazışma üçün:

Qafarov Aydın / e-mail: aydin.qafarov@hotmail.com

Xülasə

Məqalədə, maşın və avadanlıqların etibarlılıq parametrlərinin qiymətləndirilməsi üçün aparılan tədqiqatların nəticələrinin emalı metodlarının analizi məsələlərinə baxılmışdır. Bu məqsədlə Ehtimal nəzəriyyəsinin və Riyazi statistikanın əsas prinsiplərinin və qanunlarının tətbiqi mümkünlüyü araşdırılmışdır.

Açar sözlər: maşın, avadanlıq, detal, etibarlılıq, eksperiment, nəticə, emal, ehtimal nəzəriyyəsi, riyazi statistika, qiymətləndirmə.

DOI 10.52171/2076-0515_2023_15_02_29-41

УДК 621.81; 519.23/25

Анализ методов обработки информации для оценки надежности машин и оборудования

Х.В. Гафарзаде¹, А.М. Гафаров², И.А. Ханкишиев²

¹*Азербайджанский государственный университет нефти и промышленности*
(пр. Азадлыг, 16/21, г. Баку, AZ1010, Азербайджан)

²*Азербайджанская государственная морская академия (З.Алиева, 18, г. Баку, AZ1000, Азербайджан)*

Для переписки: Гафаров Айдын / e-mail: aydin.qafarov@hotmail.com

Аннотация

В статье рассматриваются вопросы анализа методов обработки результатов исследований для оценки параметров надежности машин и оборудования. Обсуждаются возможности использования основных принципов и закономерностей Теории вероятностей и Математической статистики.

Ключевые слова: машины, оборудования, деталь, надежность, эксперимент, результат, обработка, теория вероятности, математическая статистика, оценка.

Giriş

Aydındır ki, maşın və avadanlıqların etibarlılığı və uzunömürlülüüyü, onları təşkil edən ayrı-ayrı detallardan asılıdır. Maşın avadanlıqlarının detallarının hər birinin həqiqi ölçüləri müəyyən növ xətalara xarakterizə olunurlar. Bu xətalara hamısı, növündən asılı olmayaraq təsadüfi kəmiyyətlərdir. Onlara, sistematik, sistematik qanuna uyğun, mütləq, nisbi, gətirilmə, statiki, dinamiki, multiplikativ, additiv, təsadüfi və digər xətalara misal göstərmək olar.

Təsadüfi xətalardan başqa, yuxarıda göstərilən xətalara tam əksəriyyətini, bu və ya digər texniki-texnoloji tədbirləri həyata keçirməklə tam, yaxud qismən aradan qaldırmaq olar.

Təsadüfi xətalara isə adi üsullarla müəyyənləşdirmək və yaxud əvəz etmək kifayət qədər mürəkkəb və çətin məsələdir. Belə ki, onlar bir-biri ilə əlaqəsi olmayan çoxlu sayda təsadüfi faktorların təsirindən yaranırlar.

Buna görə də emal edilən detalların dəqiqlik və keyfiyyət göstəricilərinin müxtəlif faktorların təsirindən dəyişməsinə, Ehtimal nəzəriyyəsinin və Riyazi statistikanın əsas müddəaları əsasında öyrənilməsi mümkünlüyü çox aktual və vacib məsələlərdən biridir.

Tədqiqatın məqsədi gəmi maşın və avadanlıqlarının detallarının əsas parametrlərinin etibarlılıq göstəricilərinin eksperimental tədqiqatlar vasitəsi ilə təyin edilməsi prosesində, Ehtimal nəzəriyyəsinin və Riyazi statistika metodlarının tətbiqi mümkün-lüyünün araşdırılmasıdır.

Məsələnin qoyuluşu və həlli

Məlumdur ki, gəmi maşın və avadanlıqlarının detallarının dəqiqlik və keyfiyyət göstəriciləri, onların hazırlanması prosesində yaranan xətalara əlaqəli olan təsadüfi kəmiyyətlərdir. Təsadüfi kəmiyyətlər, diskret və fasiləsiz kəmiyyətlərə ayrılır. Təsadüfi kəmiyyətlər o kəmiyyətlərə deyilir ki, onların qiymətləri təcrübədən-təcrübəyə, təsadüfi olaraq dəyişir.

Əgər təsadüfi kəmiyyət, yalnız son, yaxud hesablanmış qiymətlər çoxluğunu ala bilirsə, diskret, qapalı yaxud açıq (o cümlədən sonsuz) intervalda istənilən qiyməti ala bilirsə, fasiləsiz adlanır.

Eksperimental tədqiqatların nəticələrinin emalı, yəni detalların dəqiqlik və keyfiyyət göstəricilərinin təyin edilməsi aşağıdakı ardıcılıqla yerinə yetirilir [1–10].

Tədqiqatlar aparılarkən təcrübələrin nəticələri (təsadüfi kəmiyyətlərin qiymətləri) müəyyən artma ardıcılığı ilə düzülür:

$$x_1 < x_2 < x_3, \dots, < x_n.$$

Sonrakı mərhələdə təsadüfi kəmiyyətlə, onun ehtimalı arasında əlaqəni əks etdirən cədvəl qurulur (cədvəl 1).

Cədvəlin qurulması üçün x_i -nin eyni qiymətlərinin sayı m müəyyənləşdirilir və $P_i = m_i/n$ ehtimalı təyin edilir. Burada n - təcrübə nəticəsində alınan qiymətlərin ümumi sayı, k dərəcələrin sayıdır. Əgər təcrübə zamanı alınan nəticələrin fərqli qiymətlərinin sayı 15-20-dən artıq olarsa, onda onları qruplaşdırmaq və müəyyən sayda dərəcələrə gətirmək lazımdır. Bütün dərəcələrin eni qiymətcə bərabər olmalıdır.

Cədvəl 1 – Eyni və fərqli qiymətlərə malik ölçmə nəticələrinin yerləşməsi ehtimalı

Table 1 – Probability of location of measurement results with the same and different values

x_i	x_1	x_2	x_3	...	x_k	Yoxlama
m_i	m_1	m_2	m_3	...	m_k	$\sum_{i=1}^k m_i = n$
$P_i = \frac{m_i}{n}$	P_1	P_2	P_3	...	P_k	Yoxlama $\sum_{i=1}^k P_i = 1$

Dərəcələrin sistemləşdirilməsi üçün aşağıdakı ardıcılıqdan istifadə edilir:

- təsadüfi kəmiyyətin ən böyük (X_{max}) və ən kiçik (X_{min}) qiymətləri təyin edilir. $R = X_{max} - X_{min}$ asılılığından, təsadüfi kəmiyyətin vüsəti (təsadüfi kəmiyyətin paylanma diapazonu) R müəyyən edilir;

- dərəcələrin sayı k müəyyən sayda ölçmələrlə verilir. Onlar, təkrəqəmli olmalıdırlar. Ölçmələrin ümumi sayı $n > 100$ olduqda, $k = 9 - 15$, $n < 100$ olduqda isə $k = 7$ qəbul edilir;

- dərəcənin eni $h = R/k$ ilə təyin edilir. Hesabatları sadələşdirmək üçün k -nın alınmış qiymətini istənilən tərəfə yuvarlaqlaşdırmaq olar;

- dərəcələrin sərhədləri təyin edilir və hər bir dərəcə üçün ölçmələrin sayı hesablanır.

Dərəcələrin sərhəddində yerləşən X -in qiymətini hesablayarkən, onu həmişə eyni dərəcəyə (məsələn, X -in ilk dəfə rast gəldiyi, yəni yuxarı sərhəddi olduğu dərəcəyə) aid etmək lazımdır.

- hər bir dərəcə üçün onun ehtimalı təyin olunur və paylanmaların sırası qeyd edilir (cədvəl 2). Burada $x_1 = x_{min}$, $x_{k+1} = x_{max}$, k_i - dərəcədir.

Dərəcələrə gətirilmiş təsadüfi kəmiyyətləri qrafiki formada təqdim etmək üçün qistoqrammalar qurulur.

Qistoqrammaları qurmaq üçün bir sıra əməliyyatları yerinə yetirmək lazımdır. Bunun üçün $y_i = P_i/h$ ordinatının qiyməti müəyyən edilir. Burada P_i -təsadüfi kəmiyyətin i dərəcəsində meydana çıxma ehtimalı; h - hər bir dərəcənin enidir.

Cədvəl 2 – Hər bir dərəcə üçün ölçmələrin nəticələrinin yerləşmə ehtimalı və paylanma sırası

Table 2 – Probability of location and order of distribution of measurement results for each degree

k_i	$x_1 \div x_2$	$x_2 \div x_3$	...	$x_k \div x_{k+1}$	Yoxlama
h_i	h_2	h_3	...	h_k	$\sum_{i=1}^k m_i = n$
m_i	m_1	m_2	...	m_k	Yoxlama
$P_i = m_i/n$	$P_1 = m_1/n$	$P_2 = m_2/n$	...	$P_k = m_k/n$	$\sum_{i=1}^k P_i = 1$

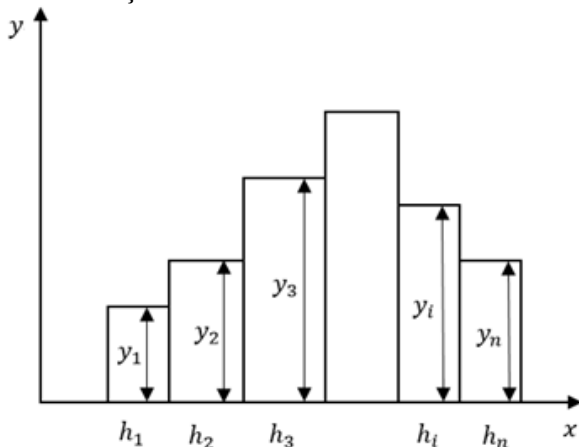
$y = f(x)$ koordinat sistemində h dərəcəsinin eninə uyğun, y_i hündürlüyünün qiyməti yerləşdirilir və elementar düzbucaqlılar qurulur (şəkil 1). Sonra isə hər bir elementar düzbucaqlının sahəsi s_i hesablanır.

$$s_i = hy_i = h \frac{P_i}{h} = P_i. \quad (1)$$

Qistoqrammanın ümumi sahəsinin S , ayrı-ayrı elementar düzbucaqlıların sahələrinin cəmindən ibarət olduğunu nəzərə alsaq, yazsa bilərik:

$$S = \sum_{i=1}^k s_i = \sum_{i=1}^k P_i = 1. \quad (2)$$

(2) ifadəsindən aydın olur ki, qistoqrama ilə məhdudlaşan sahə vahidə bərabərdir.



Şəkil 1 – Paylanmanın qistoqramı
Figure 1 – Histogram of the distribution

Təcrübələrin nəticələrinin analizində təsadüfi kəmiyyətlərin paylanma funksiyasının tipi, qistoqrammanın xarici görünüşünə və yaxud appoksimasiyaedici (ifadəedici) əyriyə görə təyin edilir.

Əgər X təsadüfi kəmiyyətinin, x_i -nin hər hansı bir qiymətindən kiçik, yaxud ona bərabər olduğu ehtimalını $P(X \leq x_i)$ ilə işarə etsək, onda $P(X \leq x)$ ehtimalının x -in qiymətinin yüksəlməsi ilə artmasını göstərən

asıllıq, paylanmanın funksiyası olacaqdır. Paylanma funksiyası $F(x) = P(X \leq x)$ ilə işarə edilir.

Paylanma funksiyasının:

$F(x), P(X \leq x)$ ehtimalına bərabər olduğunu və ehtimalın sıfırdan vahidə qədər dəyişə bilmə mümkünlüyünü nəzərə alsaq, onda paylanma funksiyasının da sıfırdan vahidə qədər dəyişə biləcəyini qəbul edə bilərik.

$$0 \leq F(x) \leq 1. \quad (3)$$

Yuxarıda göstərilənləri nəzərə alsaq, yazsa bilərik:

$$P(X \leq x) = \sum_{x_i \leq x} P(X = x_i) = \sum_{x_i \leq x} P_i, \quad (4)$$

$$F(x) = \sum_{x_i \leq x} P_i. \quad (5)$$

və yaxud:

$$F(x) = P_1 + P_2 + P_3 + \dots + P_m. \quad (6)$$

Burada m , X -dən sağda yerləşməyən x_i nöqtələrinin sayıdır.

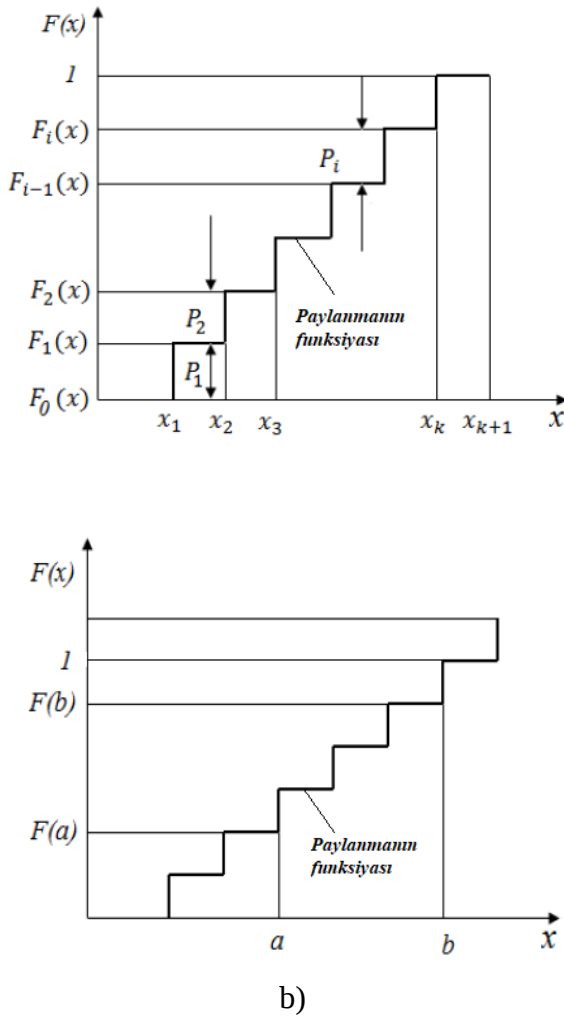
Paylanma funksiyası aşağıdakı qayda üzrə qurulur [3]:

- $F(x)$ və x müstəvi koordinat sistemində x_1 və $F(x_1) = P_1$ nöqtələri qeyd edilir (şəkil 2 a);

- qeyd edilmiş nöqtədən x oxunu kəsənə qədər perpendikulyar düz xətt endirilir və ondan da x_2 -dən qalxmış perpendikulyarı kəsənə qədər horizontal xətt çəkilir;

- x_2 -dən qalxmış perpendikulyarın üzərinə $F(x_2) = P_1 + P_2$ yerləşdirilir;

- x_2 və $F(x_2)$ koordinatlı nöqtədən sağ tərəfə xətt çəkilir və beləliklə proses davam etdirilir.



Şəkil 2 – Paylanma funksiyasının qurulması
Figure 2 – Construction of the distribution function

Qurulmuş qrafik paylanmanın funksiyası adlanır. Qrafikdən görünür ki, səpələnmənin funksiyası sıçrayışlarla dəyişir.

Sıçrayışın x_i nöqtəsindəki qiyməti, bu qiymətin meydana çıxma ehtimalına P_i bərabərdir. Alınmış paylanma funksiyası azalan deyil. Bu funksiya, arta bilən, yaxud öz qiymətini dəyişməyən funksiya.

Tutaq ki, $F(x)$ funksiyası verilmişdir və x -in qiymətinin $a < x < b$ intervalında olması ehtimalının müəyyənləşdirilməsi tələb edilir, yəni $P(a < x < b)$ - ni təyin etmək lazımdır.

Qeyd olunduğu kimi $P(x < a) = F(a)$.

Şəkil 2, b-dən aydın görünür ki,

$$P(a < x < b) = P(x < b) - P(x < a) \quad (7)$$

(7) ifadəsini aşağıdakı şəkildə yazmaq olar

$$P(a < x < b) = F(b) - F(a) \quad (8)$$

Buradan aydın olur ki, təsadüfi kəmiyyətin verilmiş intervalda meydana çıxma ehtimalı, həmin interval sərhəddində paylanma funksiyasının qiymətlərinin fərqinə bərabərdir.

Paylanma funksiyası ilə qistoqramma arasında əlaqəyə baxaq. Paylanma funksiyasının tərifindən aydındır ki,

$$F_1(x) - F_0(x) = P_1; F_2(x) - F_1(x) = P_2; F_3(x) - F_2(x) = P_3; \dots;$$

$$F_i(x) - F_{i-1}(x) = P_i.$$

Funksiyaları aşağıdakı kimi də yazı bilərik:

$$\begin{aligned} F_1(x) - F_0(x) &= \Delta F_1(x); F_2(x) - F_1(x) \\ &= \Delta F_2(x); F_3(x) - F_2(x) = \\ &= \Delta F_3(x); F_i(x) - F_{i-1}(x) \\ &= \Delta F_i(x). \end{aligned}$$

Burada $\Delta F(x)$ paylanma funksiyasının artımıdır.

Məlum olduğu kimi qistoqrammanın ordinatları aşağıdakı kimi yazıla bilər:

$$y_1 = \frac{P_1}{h_1}; y_2 = \frac{P_2}{h_2}; y_3 = \frac{P_3}{h_3}; \dots; y_i = \frac{P_i}{h_i}.$$

Buradan,

$$\begin{aligned} h_1 &= x_2 - x_1 = \Delta x_1; h_2 = x_3 - x_2 \\ &= \Delta x_2; h_3 = x_4 - x_3 \\ &= \Delta x_3; \dots; \end{aligned}$$

$$h_i = x_{i+1} - x_i = \Delta x_i,$$

Δx_i - təsadüfi kəmiyyətin artımıdır.

Qistoqrammanın ordinatının ifadəsinə P və h üçün alınmış qiymətləri qoysaq, alırıq:

$$y_1 = \frac{\Delta F_1(x)}{\Delta x_1}; \quad y_2 = \frac{\Delta F_2(x)}{\Delta x_2};$$

$$y_3 = \frac{\Delta F_3(x)}{\Delta x_3}; \quad \dots; \quad y_i = \frac{\Delta F_i(x)}{\Delta x_i};$$

$$y = \frac{\Delta F(x)}{\Delta x} \quad (9)$$

(9) ifadəsindən aydın olur ki, qistoqrammanın ordinatı, paylanma funksiyasının artımının təsadüfi kəmiyyətin artımına nisbətində bərabərdir.

Əvvəlki hesabatlardan məlumdur ki, dərəcələrin sayı k , vüsətin R intervalın eninə h nisbətində bərabərdir.

$$k = \frac{R}{h} = \frac{R}{\Delta x} \quad (10)$$

Δx -in azalması, dərəcələrin sayının artması ilə eyni qiymətlidir.

(9) və (10) ifadələrindən belə nəticəyə gəlmək olar ki, dərəcələrin sayının artması, yaxud Δx -in qiymətinin azalması qistoqrammanın hamarlanması ilə nəticələnir və qistoqrammanın sahəsi dəyişmədikdə paylanma funksiyası $F(x)$ vahidə bərabər olur.

Fasiləsiz təsadüfi kəmiyyətlər üçün $\Delta x \rightarrow 0$ olduqda qistoqrama və paylanma funksiyası hamar ayrılır şəklini alır. Bu halda da hamar ayrılrla verilmiş qistoqrammanın sahəsi əvvəlki kimi vahidə bərabər olur.

Qistoqrammanın ordinatı:

$y = \Delta F(x)/\Delta x$, $\Delta x \rightarrow 0$ vəziyyətində aşağıdakı şəkildə yazılır:

$$y = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{\Delta F(x)}{\Delta x} = \frac{dF(x)}{dx} \quad (11)$$

və paylanma funksiyasının $F(x)$, x kəmiyyətinə görə törəməsinə çevrilir.

Paylanma funksiyasının x dəyişəninə görə törəməsi paylanmanın sıxlığı, onun qrafiki isə paylanmanın əyrisi adlanır və aşağıdakı kimi yazılır:

$$\frac{dF(x)}{dx} = f(x). \quad (12)$$

İntegral hesablanmalarından məlumdur ki, $f(x)$ paylanma əyrisi daxilində olan S sahəsi:

$$\int_A^B f(x) dx$$

Burada A və B x -in ən kiçik və ən böyük qiymətləridir.

Digər tərəfdən, məlum olduğu kimi bu sahə vahidə bərabər götürülür. Deməli,

$$\int_A^B f(x) dx = 1. \quad (13)$$

(13) bərabərliyi, paylanma əyrisinin təmin etməli olduğu əsas şərtidir.

Təcrübələrin nəticələrinin analizində təsadüfi kəmiyyətlərin paylanma funksiyasının tipinin, qistoqrammanın xarici görünüşünə və yaxud appaksimasiya edici (ifadə edici) əyriyə görə təyin edilməsinə aşağıdakı misalda baxaq.

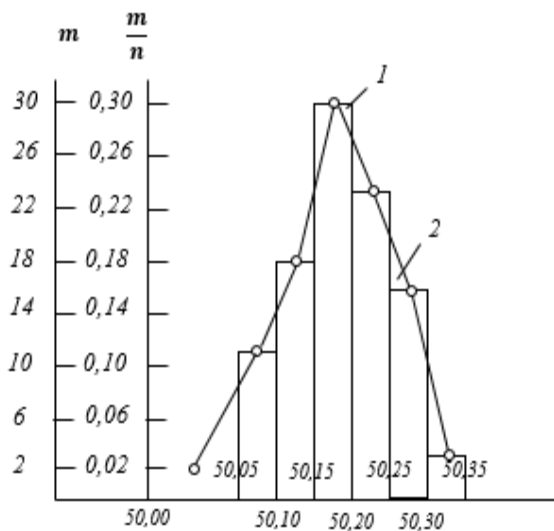
Tutaq ki, gəmi braşpillərinin yük valının faktiki ölçüləri emaldan sonra 50,00 mm-dən 50,35 mm arasında dəyişir. Bu ölçülərin paylanması, intervallarına görə cədvəl 3-ə daxil edilir.

Cədvəl 3-də verilmiş qiymətlərə görə qrafik qurulur (şəkil 3).

Absis oxu üzərində ölçülər, ordinat oxu üzərində isə uyğun tezliklər və tezlik göstəriciləri yerləşdirilir.

Cədvəl 3 – Yük valının ölçülərinin paylanması
Table 3 – Distribution of load shaft dimensions

Ölçülərin intervalı, mm	Tezlik, m	Tezlik göstəricisi m/n
50,00 – 50,05	2	0,02
50,05 – 50,10	12	0,12
50,10 – 50,15	18	0,18
50,15 – 50,20	27	0,27
50,20 – 50,25	24	0,24
50,25 – 50,30	14	0,14
50,30 – 50,35	3	0,03
	$\sum m = 100$	$\sum \frac{m}{n} = 1$



Şəkil 3 – Detalların faktiki ölçülərinin paylanması:
1 - paylanmanın qıstqramı; 2 - paylanmanın poliqonu
Figure 3 – Distribution of actual dimensions of details:
1- histogram of distribution; 2 - polygon of distribution

Detalların dəqiqliyinə bir-birindən asılı olmayan çoxlu sayda müxtəlif faktorlar təsir etdikdə, adətən Normal paylanma qanunundan istifadə etmək məqsədə müvafiq olur. Eyni zamanda qurulmuş qrafik xarakterinə görə daha çox Normal paylanma qanununun əyrisinə yaxındır.

Paylanma qrafikləri ilkin olaraq, orta hesabi qiymət l_{or} və orta kvadratik sapma σ ilə xarakterizə oluna bilirlər.

Detalların orta hesabi qiyməti aşağıdakı düsturla təyin edilir:

$$l_{or} = \frac{l_1 + l_2 + l_3 + \dots + l_n}{n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n l_i. \quad (14)$$

Burada l_i - ayrı-ayrı detalların ölçüləri, n - ölçülən detalların ümumi sayıdır.

Orta kvadratik sapma σ aşağıdakı ifadədən təyin edilir:

$$\sigma = \sqrt{\frac{x_1^2 + x_2^2 + x_3^2 + \dots + x_n^2}{n}} = \quad (15)$$

$$= \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{n}},$$

$$x_i = l_i - l_{or}.$$

Cədvəl 3-də və şəkil 3-də verilmiş qiymətlərdən, həmçinin (14) və (15) düsturlarından istifadə edərək orta hesabi qiyməti l_{or} və orta kvadratik sapma σ təyin edilir.

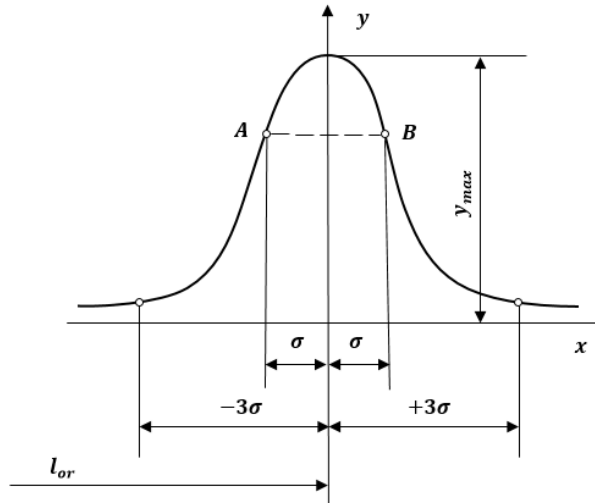
$$l_{or} = 50,18; \quad \sigma = 0,12; \quad 3\sigma = 3 \cdot 0,12 = 0,36.$$

l_{or} , X və σ -nın təyin edilmiş parametrlərindən istifadə etməklə R -in, y -in, y_{max} -un, y_A və y_B -nin, həmçinin $\int_{-\infty}^{+\infty} y dx$ -in qiymətlərini hesablamaq olar.

Normal paylanma qanununun nəzəri əyriləri şəkil 4 və 5-də verilmişdir.

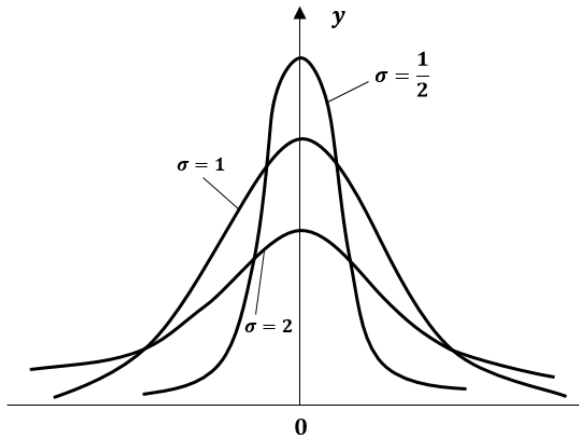
Detalların ən böyük və ən kiçik həqiqi ölçülərinin fərqi paylanma diapazonu R adlanır.

$$R = l_{max} - l_{min}.$$



Şəkil 4 – Normal paylanma qanununun (Qaus qanununun) əyrisi

Figure 4 – Normal distribution law (Gauss's law) curve



Şəkil 5 – Orta kvadratik sapmanın σ Normal paylanma qanununun əyrisinin formasına təsiri

Figure 5 – The influence of mean square deviation σ on the shape of the curve of the normal distribution law

Qaus əyrisi aşağıdakı ifadə ilə yazılır:

$$y = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}}, \quad (16)$$

burada e - natural loqarifmanın əsasıdır.

$$y_{\max} = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \approx \frac{0,4}{\sigma}.$$

Qaus əyrisi A və B nöqtələrində əyilməyə malikdir.

$$y_A = y_B = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi e}} = \frac{y_{\max}}{\sqrt{e}} \approx 0,6y_{\max} = \frac{0,24}{\sigma}. \quad (17)$$

Qaus əyrisi ilə əhatə olunmuş sahə aşağıdakı integraldan təyin edilir:

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{+\infty} y dx &= \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} dx = \\ &= \frac{2}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_0^{+\infty} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} dx = 1. \end{aligned} \quad (18)$$

Normal paylanmış təsadüfi kəmiyyət üçün riyazi gözləmədən σ məsafədə olan nöqtələrlə məhdudlaşan intervalın sərhəddinə düşmə ehtimalı 0,6813, $M(x) - 2\sigma$ dan $M(x) + 2\sigma$ intervalına qədər 0,9544, $M(x) - 3\sigma$ dan $M(x) + 3\sigma$ intervalına qədər 0,9973 olur, yəni 99,73% ehtimalı ilə hesab etmək olar ki,

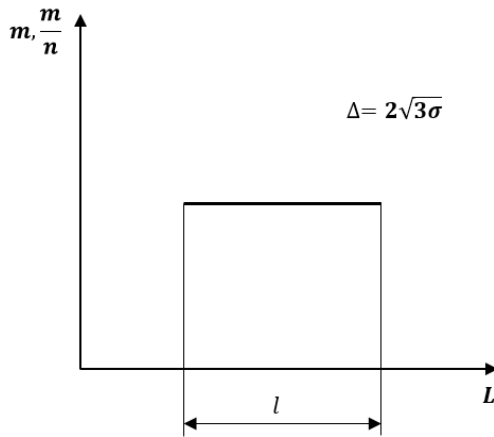
$$M(x) - 3\sigma \leq x \leq M(x) + 3\sigma.$$

Bu ifadə emal edilmiş yük valının kifayət qədər yüksək dəqiqliklə ($0,36\sigma < 3\sigma$ -dan) hazırlandığını təsdiq edir.

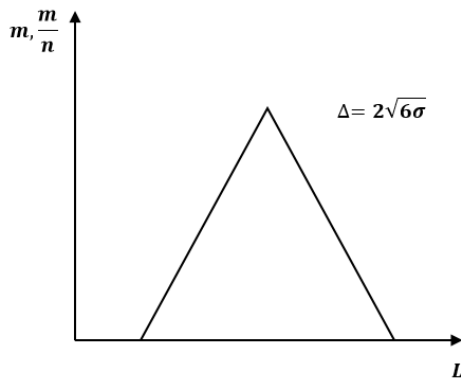
Eksperimental tədqiqatlar apararkən digər paylanma qanunlarından da istifadə etmək olar.

Bunlara misal olaraq, Bərabər ehtimal (şəkil 6), Simpson (şək. 7), Maksvel (şəkil 8), Kəsik normal (şək. 9), Reley (şəkil 10), Veybull (şək. 11) paylanmalarını göstərmək olar.

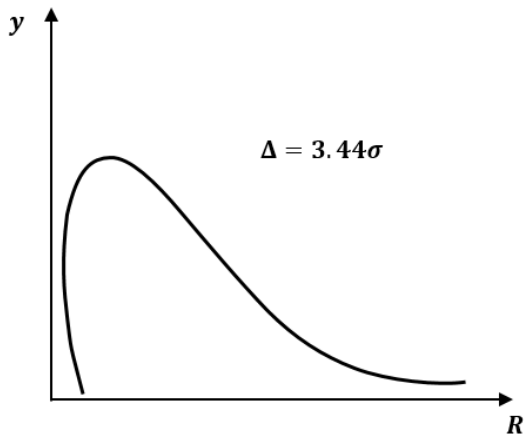
Aşağıda verilmiş paylanma qanunlarının nəzəri əyrilərinin (şəkil 4-11), təcrübələr nəticəsində alınmış əyrilərin (şəkil 12-15), [4] analizində istifadə etmə mümkünlüyünə də baxaq.



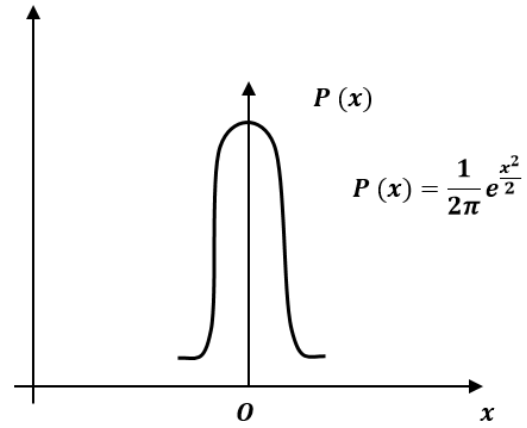
Şəkil 6 – Ölçülərin bərabər ehtimal qanununa görə paylanması
Figure 6 – Distribution of sizes according to the law of equal probability



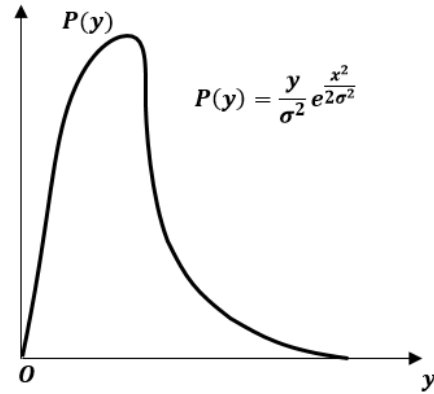
Şəkil 7 – Ölçülərin Simpson qanununa görə paylanması
Figure 7 – Size distribution according to Simpson's law



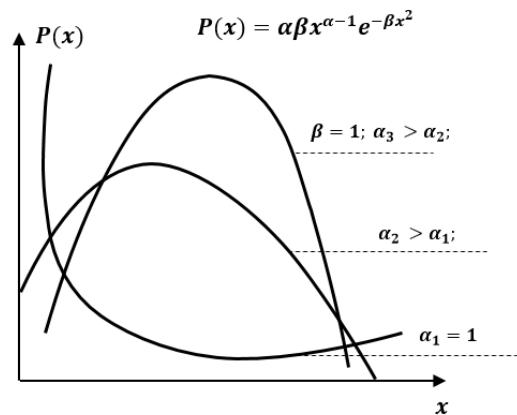
Şəkil 8 – Ölçülərin Maksvel qanununa görə paylanması
Figure 8 – Distribution of sizes according to Maxwell's law



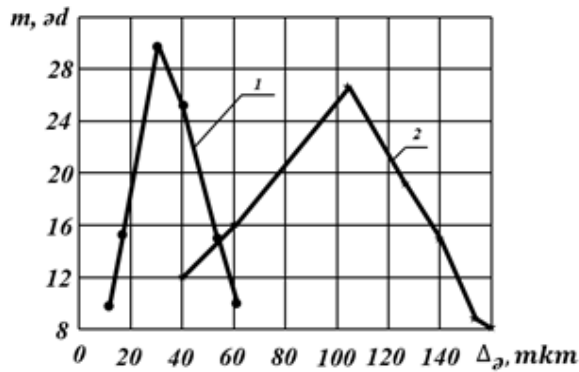
Şəkil 9 – Kəsik normal qanunun qrafiki göstərilməsi
Figure 9 – Graphic representation of the cut normal law



Şəkil 10 – Reley qanununun qrafiki göstərilməsi
Figure 10 – Graphic representation of Rayleigh's law



Şəkil 11 – Veybull qanununun qrafiki göstərilməsi
Figure 11 – Graphic representation of Weibull's law

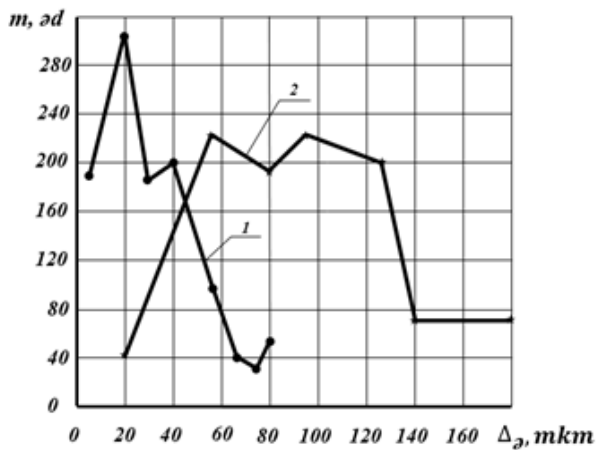


Şəkil 12 – Rotasion yonma ilə emal edilmiş detalların əyilmələrinin Δ_a azotlaşdırmadan əvvəl və sonrakı dəyişmələri.

1 – azotlaşdırmadan əvvəlki,
2 – azotlaşdırmadan sonrakı dəyişmələr

Figure 12 – Variations of deflections of parts processed by rotary cutting Δ_a before and after nitriding.

1 – before nitriding,
2 – changes after nitriding



Şəkil 13 – Adi kəski ilə emal edilmiş detalların əyilmələrini Δ_a azotlaşdırmadan əvvəl və sonrakı dəyişmələri: 1 – azotlaşdırmadan əvvəlki,

2 – azotlaşdırmadan sonrakı dəyişmələr

Figure 13 – Variations of the deflections of parts machined with a conventional chisel before and after nitriding to Δ_a : 1 – before nitriding,

2 – changes after nitriding

Göründüyü kimi şəkil 12-də verilmiş əyirilər Simpson, şəkil 13-də verilmiş əyirilər Veybulla, şəkil 14-də verilmiş əyirilər Maksvel, şəkil 15-də verilmiş əyirilər Normal paylanma qanunlarının nəzəri əyiriləri ilə aproksimasiya (ifadə) etmək olar.

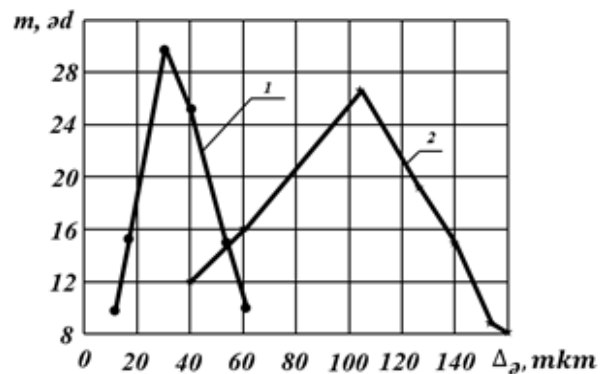
Qeyd olunduğu kimi gəmi maşın və avadanlıqlarının detallarının ölçülən parametrləri təsadüfi kəmiyyətlər kimi xarakterizə olunurlar.

Paylanmanın integral funksiyası – ehtimala deyilir ki, təsadüfi kəmiyyət, qeyd edilmiş x qiymətindən az qiymətə malik x_i qiymətini qəbul edə bilsin.

$$F(x) = P(x_i < x) \quad (19)$$

Təsadüfi kəmiyyətin paylanma sıxlığı (paylanmanın diferensial funksiyası, yaxud ehtimalın sıxlığı) aşağıdakı kimi yazılır.

$$f(x) = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{F(x + \Delta x) - F(x)}{\Delta x} = \frac{dF(x)}{dx} = F'(x). \quad (20)$$



Şəkil 14 – Pardaqlama ilə emal edilmiş detalların əyilmələrinin Δ_a azotlaşdırmadan əvvəl və sonrakı dəyişmələri: 1 – azotlaşdırmadan əvvəlki,

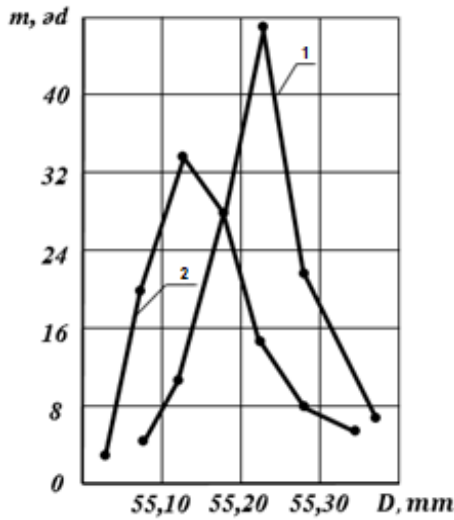
2 – azotlaşdırmadan sonrakı dəyişmələr

Figure 14 – Variations of deflections of polished parts before and after nitriding to Δ_a : 1 – before nitriding,

2 – changes after nitriding

Təsadüfi kəmiyyətin paylanmasının şərti sıxlığı – paylanmanın sıxlığının ehtimala nisbətində deyilir və təsadüfi kəmiyyətin qiymətinin, qeyd edilmiş qiymətdən artıq olacağı nəzərdə tutulur.

$$\lambda(x) = \frac{f(x)}{p\{x_i > x\}} = \frac{f(x)}{1 - F(x)} \quad (21)$$



Şəkil 15 – Detalların daxili səthlərinin diametrlərinin azotlaşdırmadan əvvəl və sonrakı dəyişmələri:

1 – azotlaşdırmadan əvvəlki,
2 – azotlaşdırmadan sonrakı dəyişmələr

Figure 15 – Changes of the diameters of the internal surfaces of the details before and after nitriding:
1 – before nitrification, 2 – changes after nitrification

Əgər detalın imtinaya qədər işləmə vəziyyətinə təsadüfi kəmiyyət kimi baxsaq, onda paylanmanın inteqral funksiyası-imtina ehtimalına, paylanmanın sıxlığı – işləmənin paylanma sıxlığına, paylanmanın şərti sıxlığı – imtinaların intensivliyinə uyğun olacaqdır.

Təsadüfi kəmiyyətin xarakteristikaları üçün paylanma funksiyaları ilə bərabər, onlar haqqında daha çox məlumat verən ədədi göstəricilərdən də istifadə etmək mümkündür. Təsadüfi kəmiyyətlərin əsas xarakteristikaları *riyazi gözləmə, orta kvadratik sapma, dispersiya, momentlər, mediana və variasiya* əmsalıdır. Riyazi gözləmə – təsadüfi kəmiyyətin orta qiymətinə deyilir.

Diskret təsadüfi kəmiyyətlər üçün riyazi gözləmə:

$$M(x) = x_{or.} = \sum_i x_i p(x_i), \quad (22)$$

Fasiləsiz təsadüfi kəmiyyətlər üçün:

$$M(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x dF(x), \quad (23)$$

Qeyri mənfi fasiləsiz təsadüfi kəmiyyətlər üçün isə:

$$M(x) = \int_0^{+\infty} [1 - F(x) dx] = \int_0^{+\infty} p(x) dx \quad (24)$$

şəkilində ifadə edilir.

Təsadüfi kəmiyyətlərin dispersiyası – onun riyazi gözləmədən sapmasının kvadratının riyazi gözləməsidir.

$$D(x) = M[x - M(x)]^2 = M(x^2) - M^2(x). \quad (25)$$

Fasiləsiz təsadüfi kəmiyyət üçün dispersiya:

$$D(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} [x - M(x)]^2 dF(x) \quad (26)$$

ifadəsi ilə təyin edilir.

Dispersiya təsadüfi kəmiyyətin paylanmasını xarakterizə edir.

Momentlər, təsadüfi kəmiyyətin paylanmasının əsas xüsusiyyətlərinin, bir neçə ədədi xarakteristikalarla ifadə olunması xassəsidir.

Təsadüfi kəmiyyətin variasiya (riyazi təhlil) əmsalı – orta kvadratik sapmanın riyazi gözləməyə nisbətindən təyin olunur

$$v_x = \frac{\sigma_x}{M(x)}. \quad (27)$$

Mediana (orta qiymət), paylanmanın inteqral funksiyası 0,5-ə bərabər olduqda, fasiləsiz təsadüfi kəmiyyətin qiymətinə deyilir. Mediana – kvantilin xüsusi halıdır.

p səviyyəsinin kvantili, $(p(x \leq u_p) = F(u_p) = p$ olduqda, u_p kəmiyyətidir. Kvantil – $F(u_p) = p$ tənliyinin köküdür. Mediana – $p = 0,5$ səviyyəsinin kvantilidir. Kvantil istənilən paylanma qanununun ədədi xarakteristikasıdır.

Moda – paylanmanın sıxlığı maksimum qiymət aldığı zaman təsadüfi kəmiyyətin qiymətinə deyilir.

Mərkəzləşdirilmiş təsadüfi kəmiyyət x' , təsadüfi kəmiyyətin ilkin qiymətindən riyazi gözləməni çıxmaqla alınır:

$$x' = x - M(x). \quad (28)$$

Normalaşdırılmış təsadüfi kəmiyyət $\bar{x}$, təsadüfi kəmiyyətin ilkin qiymətini, orta kvadratik sapmaya bölməklə alınır:

$$\bar{x} = \frac{x}{\sigma_x}. \quad (29)$$

Nəticə

Diskret təsadüfi kəmiyyətlər üçün Binomal, Puasson, Həndəsi və Hiperhəndəsi paylanmalardan, fasiləsiz təsadüfi kəmiyyətlər üçün isə Bərabər ölçülü, Ekspensial, Normal, Kəsik normal, Loqarifmik normal, Simpson, Maksvel, Reley və Veybulla paylanmalarından istifadə etmək daha məqsədə uyğundur.

Maraqlar münaqişəsi

Müəlliflər bu məqalədə araşdırılması tələb olunan maraqlar münaqişəsinin olmadığını qeyd edirlər.

REFERENCES

1. **Qafarov A.M.** Metrologiya standartlaşdırma və sertifikatlaşdırma / A.M. Qafarov. – Bakı: Elm, 2012. – 525s. (in Azerbaijani)
2. **Gafarov A.M.** Tekhnologicheskie sposoby povysheniya iznosostojkosti detalej mashin / A.M. Gafarov. – Baku: Nauka, 1998. – 318 s. (in Russian)
3. **Kafarov V.V.** Metody kibernetiki v himii i himicheskoy tekhnologii / V.V. Kafarov. – Moskva: Himiya, 1976. – 464 s. (in Russian)
4. **Gafarov A.M.** Rotatsionnoe tochenie / A.M. Gafarov. – Baku: Nauka, 2000. – 128 s. (in Russian)
5. **Qafarzadə H.V.** Çoxfaktorlu əməliyyatların və mürəkkəb texnoloji proseslərin modelləşdirilməsi, optimallaşdırılması və idarə edilməsi metodlarının analizi. Bakı: Azərbaycan Mühəndislik Akademiyasının Xəbərləri, 2021.T.13, №2. – S. 40-47. (in Azerbaijani)
6. **Algazin S.D.** Vychislitelnyj eksperiment o zadache o flattere pryamougolnoj plastiny. – Moskva: Matematicheskoe modelirovanie, 2021. T.33, №6. – S. 107-116. (in Russian)
7. **Agasiev T.A.** Sovremennye tekhniki globalnoj optimizacii. – Penza: Informacionnye tekhnologii, 2018. №6. –S. 370-386. (in Russian)
8. **Anistratenko V.G.** Matematicheskaya planirovaniya eksperimentov v APK / V.G. Anistratenko, V.G. Fedorov. – Kiev: Vysshaya shkola, 1993. – 375 s. (in Russian)
9. **Janahmadov A.Kh., Volchenko A.I., Volchenko N.A. [i dr.].** Tribologiya: trenie, iznos, smazka. - Baku, «Apostrof – A», 2019. – 640 s. (in Russian)
10. **Pen R.Z.** Staticheskie metody modelirovaniya i optimizacii tekhnologicheskix processov / R.Z. Pen, V.R. Pen. – Moskva: Mezhdunarodnij zhurnal eksperimentalnogo obrazovaniya, 2017. №2. – S. 81-83. 83 (in English)