

*К РАЗРАБОТКЕ ПРОГРАММНОГО ОБЕСПЕЧЕНИЯ
МЕТОДА НЕНАГРУЖЕННОГО ЭЛЕКТРОДВИГАТЕЛЯ*

А.В. НЕСТЕРОВ, С.В. НЕСТЕРОВ

*Кубанский государственный технологический университет,
350072, Российская Федерация, г. Краснодар, ул. Московская, 2;
электронная почта: briefkasten129@rambler.ru*

В работе исследован вычислительный аспект метода ненагруженного электродвигателя (ЭД). Показано, что стандартная процедура разделения потерь ЭД приводит к грубым результатам, погрешность которых при этом даже не возможно оценить, так как вычислительный процесс отсутствует. Аппроксимацию и экстраполяцию экспериментальных данных осуществляют вручную графически. Получаемые характеристики оценивают «на глаз». Для повышения точности результата предложено эмпирические данные обрабатывать аналитически. На примере показана эффективность классического регрессионного анализа. Линейная аппроксимация характеристики холостого хода ЭД осуществлена методом наименьших квадратов. На основе регрессионной модели аналитически проведена линейная экстраполяция. Для объективной оценки точности построен двусторонний доверительный интервал прогнозируемого значения потерь ЭД. Весь вычислительный процесс автоматизирован на базе пакета расширения Statistics Toolbox системы компьютерной математики MATLAB. Приведены результаты вычислений.

Ключевые слова: испытание электрических машин, метод ненагруженного двигателя, метод Деттмара, линейный регрессионный анализ, аппроксимация и экстраполяция, доверительный интервал.

Метод ненагруженного двигателя, называемый ещё методом разделения потерь холостого хода (ХХ) или методом Деттмара, является одним из стандартных методов испытания ЭД [1, 2]. От других он отличается прежде всего простотой. Как известно, при испытании определяется зависимость потерь ХХ двигателя P_0 от приложенного к нему напряжения U_0

$$P_0 = f(U_0). \quad (1)$$

Первичные данные при этом заносят в таблицу. Затем строят график этой зависимости, имеющий вид «облака точек», которые расположены дугообразно. Одновременно выдвигается гипотеза о том, что функция (1) квадратичная, то есть её графиком является парабола. Проверку гипотезы осуществляют визуально. Для этого эмпирическую зависимость $P_0 = f(U_0)$ аппроксимируют параболой в области, занимаемой «облаком точек». Если

качество аппроксимации, оцениваемое «на глаз», удовлетворительно, «квадратичную» гипотезу принимают. Это позволяет провести экстраполяцию параболы и разделить потери на составляющие $p_{\text{мех}}$ и $p_{\text{ст}}$. Однако полученные результаты априори считают очень грубым приближением к действительным значениям. Очевидно, что причина такой погрешности заключается в графическом способе аппроксимации и экстраполяции кривой, которая интенсивно меняет свой наклон около собственной вершины. Возникающую при экстраполяции параболы неопределённость её наклона стандарт рекомендует исключить заменой линейной шкалы напряжения квадратичной. Необходимо график эмпирической зависимости $P_0 = f(U_0)$ квадратичного вида преобразовать в линейный $P_0 = f(U_0^2)$. В этом случае «облако точек» распрямится и будет группироваться около воображаемой прямой. Считается, что такое «облако» легче аппроксимировать прямой линией и экстраполировать «на глаз», чем исходное дугообразное. Понятно, что прямая линия везде имеет одинаковый наклон в отличие от параболы (особенно около её вершины). Поэтому есть только один вариант продолжения прямой для нахождения прогнозируемого значения $p_{\text{мех}}$.

Завершая анализ, заметим, что приближённые результаты, названные грубыми, обусловлены исключительно грубостью аппроксимации и экстраполяции, осуществляемых вручную и «на глаз» без какого-либо математического обеспечения. Кроме того, графический метод не позволяет дать количественную оценку погрешности названных результатов. Любопытно, что случаи подобной оценки погрешности метода ненагруженного двигателя не известны.

Подвергнутая критике вычислительная процедура нуждается в следующих изменениях. Аппроксимация и экстраполяция экспериментальных данных, оценивание их результатов должны быть аналитическими. Графики при этом становятся иллюстрациями и могут быть вообще исключены из анализа. Наконец, процессы вычислений и визуализации их результатов должны быть

полностью автоматизированы в системе компьютерной математики MATLAB 7.0 и пакета его расширения Statistics Toolbox 5.0.

Таким образом, разработка программного обеспечения (ПО) метода ненагруженного двигателя, удовлетворяющего названным требованиям, составляет предмет настоящей работы.

Аппроксимация, экстраполяция экспериментальных данных и оценивание их результатов являются типовыми задачами регрессионного анализа (примеры использования см. [3-5]). Пакет Statistics Toolbox поддерживает их, но в разной степени. Аппроксимацию можно осуществлять в интерактивном режиме, а экстраполяцию и оценивание её результатов только в режиме командной строки. Для демонстрации возможностей предлагаемого ПО ниже использован известный пример разделения потерь XX стандартным методом [6]. Приняв его результаты за образец для сравнения, можно оценить эффективность разработанного ПО. В названном примере экспериментальные данные представлены в виде графиков (в оригинале – характеристик XX), в числе которых есть зависимости $P_0(U_0)$ и $P_0(U_0^2)$. Копии всех графиков показаны на рисунке 1.

Для последующих расчётов графики должны быть «оцифрованы». Результаты целесообразно сначала занести в таблицу 1.

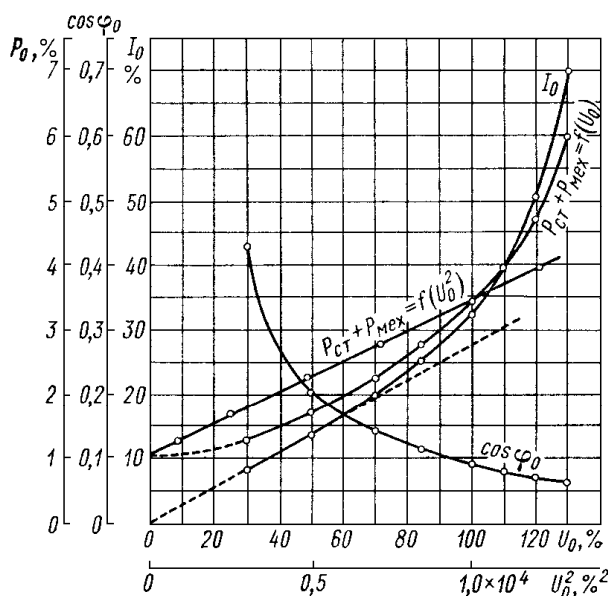


Рисунок 1 – Копии графиков

Таблица 1 – Зависимости $P_0(U_0)$ и $P_0(U_0^2)$

i	–	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
U_0^2	L	1500	3000	4500	6000	7500	9000	10500	12000	13500	15000
U_0	–	38,73	54,77	67,08	77,46	86,6	94,87	102,47	109,54	116,19	122,47
P_0	–	1,50	1,80	2,2	2,50	2,80	3,25	3,50	3,95	4,25	4,70

Её заполнение напоминает виртуальный эксперимент. Если в физическом эксперименте потери P_0 измеряют, то в этом потери вычисляют по графику (рисунок 1). Результат вычисления, как и результат измерения, всегда будет случайным числом. Поэтому данные таблицы подлежат регрессионному анализу как в «настоящем» эксперименте. Отметим, что в оригинале [6] за единицы измерения мощности потерь P_0 , напряжения U_0 и т.д. принят процент. Обращает на себя внимание вторая строка, элементы которой U_0^2 являются равноотстоящими. Это требование к аргументу функции $P_0(U_0^2)$ выдвигает статистическое прогнозирование, завершающее настоящее исследование [7, 8]. Однако удовлетворить его целесообразнее сразу. Элементы рассматриваемой строки выбраны произвольно в соответствии с диапазоном изменения U_0^2 от 0 до 15000 и желанием получить выборку объёмом $n = 10$. Очевидно, что элементы третьей строки равны $U_0 = \sqrt{U_0^2}$. Мощность потерь P_0 определяют по графику функции $P_0(U_0)$ на рисунке 1 для каждого элемента третьей строки U_0 .

Порядок исследования полученных таким способом эмпирических данных следующий.

1. Сначала эти данные визуализируют согласно SCRIPT 1. Результат показан на рисунке 2.

SCRIPT 1:

```
U0=[38.73 54.77 67.08 77.46 86.6 94.87 102.47 109.54 116.19 122.47];
```

```
P0=[1.5 1.8 2.2 2.5 2.8 3.25 3.5 3.95 4.25 4.7];
```

```
plot(U0,P0,'o');grid on
```

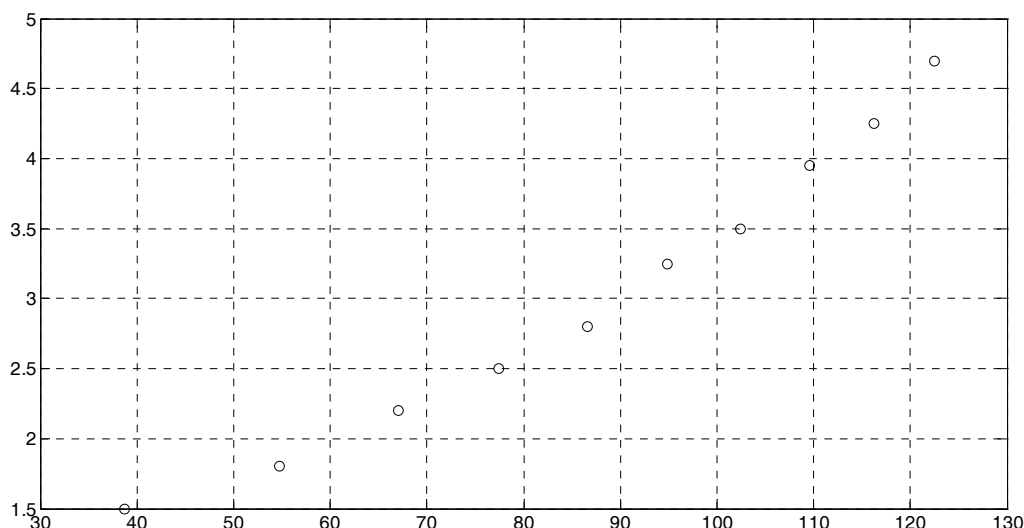


Рисунок 2 – Результат визуализации данных согласно SCRIPT 1

Изображающие точки расположены дугообразно, что указывает на гипотетическую квадратичную (параболическую) зависимость $P_0 = f(U_0)$.

2. Эмпирическую зависимость $P_0 = f(U_0)$ аппроксимируют параболой непосредственно в окне редактора графики Property Editor. Для этого в позиции Tools графического окна используют команду Basic Fitting (основные виды аппроксимации), которая открывает окно, дающее доступ к нескольким видам аппроксимации. Для осуществления квадратичной аппроксимации необходимо установить флаг quadratic. Результат показан на рисунке 3.

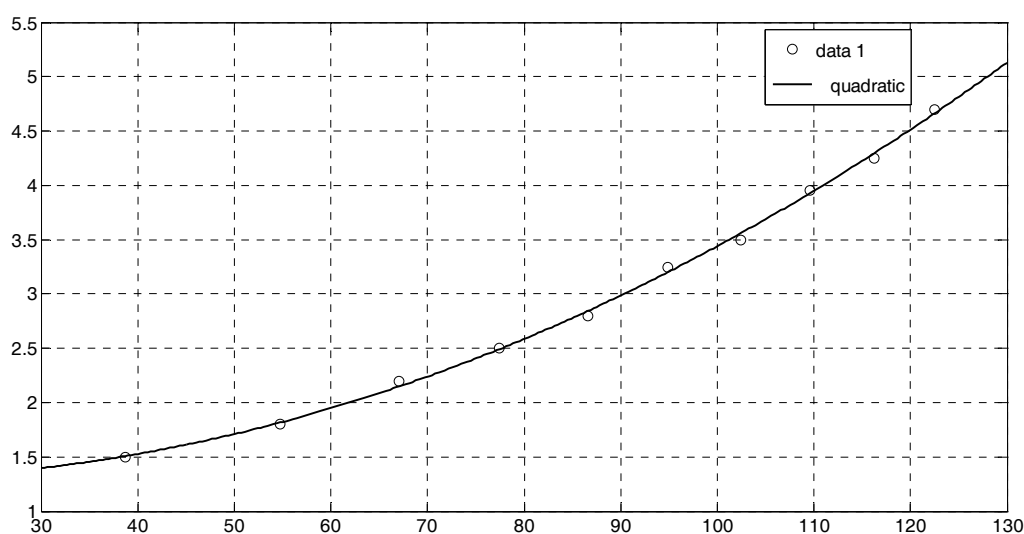


Рисунок 3 – Изображение квадратичной аппроксимации

График не даёт никаких оснований для отклонения «квадратичной» гипотезы. В этом же окне можно получить объективную экспресс-оценку точности аппроксимации $\text{norm of residuals} = 0,12283$. В случае линейной аппроксимации этот показатель хуже и равен $0,55636$, что свидетельствует в пользу принятия исследуемой гипотезы.

3. Заменяют линейную шкалу напряжения квадратичной (см. таблицу 1), а затем новую функцию $P_0 = f(U_0^2)$ визуализируют согласно SCRIPT 2. Результат показан на рисунке 4.

SCRIPT 2:

```
U2=1500:1500:15000;
```

```
plot(U2,P0,'o');grid on
```

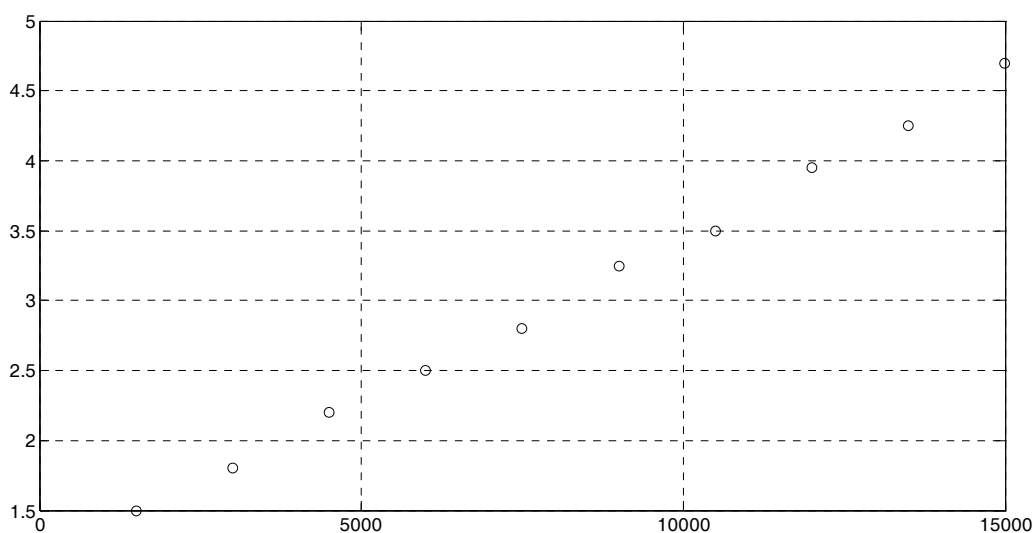


Рисунок 4 – Визуализация функции $P_0 = f(U_0^2)$ согласно SCRIPT 2

4. Эмпирическую зависимость $P_0 = f(U_0^2)$ аппроксимируют прямой линией в окне редактора графики Property Editor, как в п. 2. Результат показан на рисунке 5.

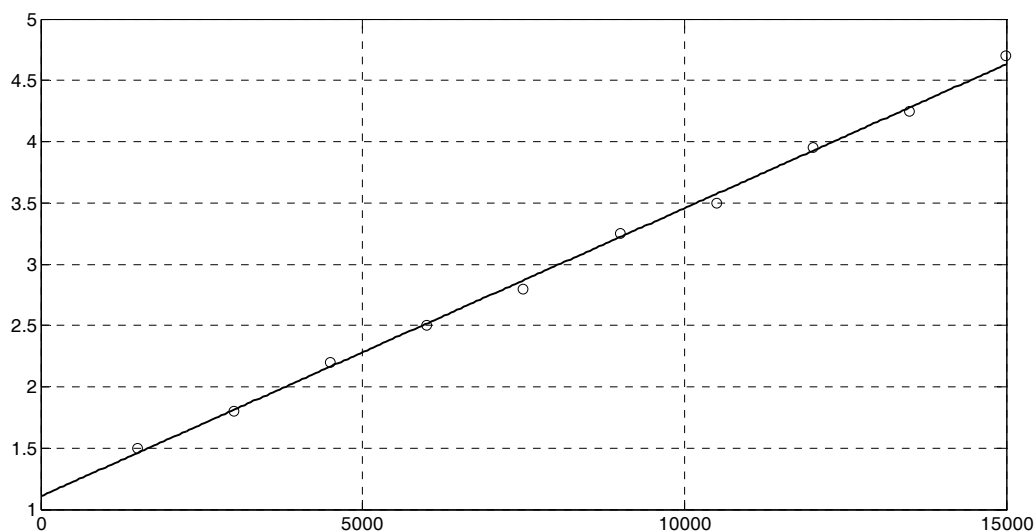


Рисунок 5 – Изображение эмпирической зависимости $P_0 = f(U_0^2)$

Дополнительно можно получить уравнение линейной регрессии

$$\hat{P}_0 = aU_0^2 + b; \tag{2}$$

коэффициенты регрессии

$$\begin{aligned} a &= 0,0002; \\ b &= 1,1067; \end{aligned} \tag{3}$$

norm of residuals = 0,14323 и другие статистики. Для этого необходимо установить флаг show equation.

5. Проверяют качество регрессионной модели, а именно:

- оценивают значимость уравнения регрессии (2) в целом;
- оценивают значимость коэффициентов уравнения регрессии a и b ;
- исследуют остатки r [9-13].

Опустим саму процедуру проверки, сообщив кратко, что уравнение линейной регрессии адекватно описывает результаты виртуального эксперимента на уровне значимости $\alpha = 5 \%$; коэффициенты уравнения регрессии значимы на том же уровне; остатки распределены нормально и не коррелированы.

6. Экстраполяции линии регрессии графически, как предполагает стандарт, не осуществляют. Искомые потери $p_{\text{мех}}$ определяют без всяких вычислений. При напряжении $U_0 = 0$ прогнозируемое значение $p_{\text{мех}}$ или в новых обозначениях $\hat{P}_0(n+L)$ равно свободному члену уравнения регрессии

$$\hat{P}_0(n+L) = b = 1,1067. \quad (4)$$

В примере [6], выбранном для сравнения, эта величина $p_{\text{мех}} \approx 1,1$, что следует из рисунка 1. Разницу установить не удаётся. Какое из названных значений точнее не известно. Однако качество прогноза характеризует интервальная оценка, позволяющая разрешить в статистическом смысле возникшее недоумение.

7. Рассчитывают двусторонний α -доверительный интервал

$$P_{\text{low}} \leq \hat{P}_0(n+L) \leq P_{\text{up}}, \quad (5)$$

где n – объём выборки; L – глубина экстраполяции [7, 8]. В рассматриваемом примере $n = 10$ и $L = 1$, см. таблицу 1. Нижнюю и верхнюю границы вычисляют по формулам

$$P_{\text{low}} = \hat{P}_0(n+L) - \frac{t_{1+\alpha}}{2} s \lambda(n, L); \quad (6)$$

$$P_{\text{up}} = \hat{P}_0(n+L) + \frac{t_{1+\alpha}}{2} s \lambda(n, L), \quad (7)$$

где $\frac{t_{1+\alpha}}{2}$ – α -квантиль распределения Стьюдента при $f = n - 2$ степенях свободы;

s – дисперсия регрессии; $\lambda(n, L)$ – коэффициент,

$$s^2 = \frac{1}{f} \sum_{i=1}^n (P_{0i} - \hat{P}_0); \quad (8)$$

$$\lambda(n, L) = \sqrt{\frac{(n+1)(n^2-1) + 3(n+2L-1)^2}{n(n-1)}}. \quad (9)$$

Все расчеты автоматизируются согласно SCRIPT 3. Из-за отсутствия у MATLAB текстового редактора отклик \hat{P}_0 , см. уравнение регрессии (2), в SCRIPT 3 обозначен символом P0, а ta присвоен α -квантилю распределения Стьюдента.

SCRIPT 3:

```
a=0.0002;
```

```
b=1.1067;
```

```
P0=a.*U0.^2+b;
```

```
n=length(U0);
```

```
S=sqrt((sum((P0-P0).^2))/(n-2));
```

```
L=1;
```

```
lambda=sqrt((n+1)/n+3*(n+2*L-1)^2/(n*(n^2-1)));
```

```
ta=tinv(0.95,n-2);
```

```
Plow=b-S*ta*lambda
```

```
Plow=
```

```
0.9927
```

```
Pup=b+S*ta*lambda
```

```
Pup=
```

```
1.2207
```

Окончательно искомый доверительный интервал для прогнозируемого значения приобретает вид

$$0,9927 \leq 1,1067 \leq 1,2207.$$

Построенный доверительный интервал может служить для оценки точности прогнозируемого значения потерь.

Следовательно, все поставленные цели достигнуты. Это позволяет сделать следующие выводы. Разработанное ПО не изменяет сущности стандартного метода, а дополняет его вычислительной процедурой, обоснованной статистически. Субъективные суждения, основанные на графиках, исключены. Объективные оценки формируются только аналитически. При этом графики

служат для наглядного представления последних. Вычислительный процесс полностью автоматизирован.

ЛИТЕРАТУРА

1. ГОСТ 25941-83. Машины электрические вращающиеся. Методы определения потерь и коэффициента полезного действия.
2. ГОСТ 7217-87. Машины электрические вращающиеся. Двигатели асинхронные. Методы испытаний.
3. Нестеров А.В., Нестеров С.В. Экспериментальное исследование акустической характеристики свободно выбегающего ротора / Межвуз. сб. науч. ст.: Машиностроение. – Краснодар: Издательский дом Юг, 2011. Вып. 4. С. 75-81.
4. Нестеров А.В., Нестеров С.В., Михайлов А.В. Определение постоянной времени механической части электропривода // Современное машиностроение. Наука и образование: Матер. 3-й Междунар. науч.-практ. конференции. / Под ред. М.М. Радкевича и А.Н. Евграфова. – СПб.: Изд-во Политехн. ун-та, 2013. – С. 797-803.
5. Нестеров А.В., Нестеров С.В., Манаков К.М. Об измерительной схеме модифицированного метода свободного выбега // Измерения в современном мире-2013: сб. науч. тр. 4-й междунар. науч.-практ. конф. – СПб.: Изд-во Политехн. ун-та, 2013. – С. 54-57.
6. Жерве Г.К. Промышленные испытания электрических машин. – 4-е изд., сокр. и перераб. – СПб.: Энергоатомиздат, 1984. – 408 с.
7. Кобзарь А.И. Прикладная математическая статистика. Для инженеров и научных работников. – М.: ФИЗМАТЛИТ, 2006. – 816 с.
8. Четыркин Е.М. Статистические методы прогнозирования. – М.: Статистика, 1977. – 200 с.
9. Нестеров А.В., Нестеров С.В., Козак Д.А. К проверке отклонения распределения вероятностей от нормального распределения в системе компьютерной математики MATLAB // Электронный сетевой <http://ntk.kubstu.ru/file/2266>

политематический журнал «Научные труды КубГТУ». – Краснодар: КубГТУ, 2015, № 6. – 31 с. URL: <http://ntk.kubstu.ru/file/471>.

10. Нестеров А.В., Нестеров С.В. Об информационном аспекте применения системы MATLAB для расчета типовых статистик // Информатика: проблемы, методология, технологии: Матер. XIII Междунар. науч.-метод. конф. Т. 2. – Воронеж: ИПЦ Воронеж. гос. ун-та, 2013. – С. 427-430.

11. Нестеров А.В., Нестеров С.В. Проверка нормальности распределения эмпирических данных по критерию Шапиро-Уилка в Matlab // Инновации в технологиях и образовании: сб. ст. участников VI Междунар. науч.-практ. конф. «Инновации в технологиях и образовании»: в 4 частях. – Ч. 2. – Белово: Изд-во филиала КузГТУ в г. Белово, Россия; Изд-во ун-та «Св. Кирилла и Св. Мефодия», Велико Тырново, Болгария, 2013. – С. 211-214.

12. Нестеров А.В., Нестеров С.В., Нестерова Д.А. Проверка отклонения распределения вероятностей от нормального распределения по критерию Шапиро-Уилка в MATLAB // Некоторые вопросы математики и ее приложений: Сб. науч. тр. / под ред. Е.М. Малек. Вып. 1. – Магнитогорск: Магнитогорск: Изд-во Магнитогорск. гос. техн. ун-та им. Г.И. Носова, 2013. – С. 41-45.

13. Козак Д.А., Нестеров С.В., Нестеров А.В. Проверка нормальности распределения эмпирических данных по критерию Эппса-Палли в MATLAB // 64-я междунар. студенческая науч.-техн. конф., посвященная 20-летию Астрахан. гос. техн. ун-та, [Электронный ресурс]: матер. / Астрахан. гос. техн. ун-т. – Астрахань: Изд-во АГТУ, 2014.

REFERENCES

1. GOST 25941-83. Mashiny elektricheskie vrashchayushchiesya. Metody opredeleniya poter i koeffitsienta poleznogo deystviya.

2. GOST 7217-87. Mashiny elektricheskie vrashchayushchiesya. Dvigateli asinkhronnye. Metody ispytaniy.

3. Nesterov A.V., Nesterov S.V. Eksperimentalnoe issledovanie akusticheskoy kharakteristiki svobodno vybegayushchego rotora / Mezhvuz. sb. nauch. st.: Mashinostroenie. – Krasnodar: Izdatelskiy dom Yug, 2011. Vyp. 4. S. 75-81.

4. Nesterov A.V., Nesterov S.V., Mikhaylov A.V. Opredelenie postoyannoy vremeni mekhanicheskoy chasti elektroprivoda // Sovremennoe mashinostroenie. Nauka i obrazovanie: Mater. 3-y Mezhdunar. nauch.-prakt. konferentsii. / Pod red. M.M. Radkevicha i A.N. Evgrafova. – SPb.: Izd-vo Politekhn. un-ta, 2013. – S. 797-803.

5. Nesterov A.V., Nesterov S.V., Manakov K.M. Ob izmeritelnoy skheme modifitsirovannogo metoda svobodnogo vybega // Izmereniya v sovremennom mire-2013: sb. nauch. tr. 4-y mezhdunar. nauch.-prakt. konf. – SPb.: Izd-vo Politekhn. un-ta, 2013. – S. 54-57.

6. Zherve G.K. Promyshlennye ispytaniya elektricheskikh mashin. – 4 e izd., sokr. i pererab. – SPb.: Energoatomizdat, 1984. – 408 s.

7. Kobzar A.I. Prikladnaya matematicheskaya statistika. Dlya inzhenerov i nauchnykh rabotnikov. – M.: FIZMATLIT, 2006. – 816 s.

8. Chetyrkin E.M. Statisticheskie metody prognozirovaniya. – M.: Statistika, 1977. – 200 s.

9. Nesterov A.V., Nesterov S.V., Kozak D.A. K proverke otkloneniya raspredeleniya veroyatnostey ot normalnogo raspredeleniya v sisteme kompyuternoy matematiki MATLAB // Elektronnyy setevoy politematicheskii zhurnal «Nauchnye trudy KubGTU». – Krasnodar: KubGTU, 2015, № 6. – 31 s. URL: <http://ntk.kubstu.ru/file/471>.

10. Nesterov A.V., Nesterov S.V. Ob informatsionnom aspekte primeneniya sistemy MATLAB dlya rascheta tipovykh statistik // Informatika: problemy, metodologiya, tekhnologii: Mater. XIII Mezhdunar. nauch.-metod. konf. T. 2. – Voronezh: IPTs Voronezh. gos. un-ta, 2013. – S. 427-430.

11. Nesterov A.V., Nesterov S.V. Proverka normalnosti raspredeleniya empiricheskikh dannykh po kriteriyu Shapiro-Uilka v Matlab // Innovatsii v tekhnologiyakh i obrazovanii: sb. st. uchastnikov VI Mezhdunar. nauch.-prakt. konf. <http://ntk.kubstu.ru/file/2266>

«Innovatsii v tekhnologiyakh i obrazovanii»: v 4 chastyakh. – Ch. 2. – Belovo: Izd-vo filiala KuzGTU v g. Belovo, Rossiya; Izd-vo un-ta «Sv. Kirilla i Sv. Mefodiya», Veliko Tyrnovo, Bolgariya, 2013. – S. 211-214.

12. Nesterov A.V., Nesterov S.V., Nesterova D.A. Proverka otkloneniya raspredeleniya veroyatnostey ot normalnogo raspredeleniya po kriteriyu Shapiro-Uilka v MATLAB // Nekotorye voprosy matematiki i ee prilozheniy: Sb. nauch. tr. / pod red. E.M. Maleko. Vyp. 1. – Magnitogorsk: Magnitogorsk: Izd-vo Magnitogorsk. gos. tekhn. un-ta im. G.I. Nosova, 2013. – S. 41-45.

13. Kozak D.A., Nesterov S.V., Nesterov A.V. Proverka normalnosti raspredeleniya empiricheskikh dannyykh po kriteriyu Eppsa-Palli v MATLAB // 64-ya mezhdunar. studencheskaya nauch.-tekhn. konf., posvyashchennaya 20-letiyu Astrakhan. gos. tekhn. un-ta, [Elektronnyy resurs]: mater. / Astrakhan. gos. tekhn. un-t. – Astrakhan: Izd-vo AGTU, 2014.

*TO DEVELOPMENT OF THE SOFTWARE OF THE METHOD
OF NOT LOADED ELECTRIC MOTOR*

A.V. NESTEROV, S.V. NESTEROV

*Kuban State Technological University,
2, Moskovskaya st., Krasnodar, Russian Federation, 350072;
e-mail: briefkasten129@rambler.ru*

In work the computing aspect of a method of not loaded electric motor (EM) is investigated. It is shown that the standard procedure of division of losses of EM results in rough results which error at the same time it is even not possible to estimate as computing process is absent. Approximation and extrapolation of experimental data are carried out manually graphically. The received characteristics estimate approximately. For increase in accuracy of result it is offered to process empirical data analytically. On an example the efficiency of the classical regression analysis is shown. Linear approximation of the characteristic of idling of EM is carried out by method of the smallest squares. On the basis of regression model linear extrapolation is carried analytically out. For objective assessment of accuracy the bilateral confidential interval of the predicted value of losses of EM is constructed. All computing process is automated on the basis of a package of the Statistics Toolbox expansion of system of computer mathematics MATLAB. Results of calculations are given.

Key words: test of electrical machines, method of not loaded engine, the Dettmara method, the linear regression analysis, approximation and extrapolation, confidential interval.