

УДК 303.714, УДК 681.5.01

DOI: <http://dx.doi.org/10.20535/2219-3804182018121516>В. В. Шведова¹, доцент, к.т.н.

НЕВИЗНАЧЕНІСТЬ ОЦІНЮВАННЯ РОЗРІЗНЯЛЬНОЇ ЗДАТНОСТІ ТЕСТОВОГО ПРОСТОРУ КОМП'ЮТЕРИЗОВАНОЇ СИСТЕМИ ТЕСТУВАННЯ

En

Problem of developing a metrological instrument for measuring active power in the frequency range from 0,01 to 10 MHz is considered in the article. Constructing of such an instrument must meet a high requirement of channels phase characteristics at a low power factor at measuring active power against the background of large reactive one.

In today's electric power converters, the main losses that determine the efficiency factor are shifted from semiconductor keys to reactive elements. In order to optimally design such reactive elements, it is necessary to be able to analyze the components of the loss [1]. Such an instrument will measure the loss power (active power) in a variety of reactive elements, for example, chokes used in pulsed energy converters [2].

In currently available power analyzers and wattmeter, there are significant errors in the frequency range above 1 MHz, which makes it difficult to meet the above objectives [3].

An example of the harmonic signal components effect and errors analysis caused by the measurement channels phase shifts in the wattmeter is described in the article.

At high frequencies, the wattmeter channels become very sensitive to phase errors. It is necessary to minimize links that cause phase shifts. In this connection, it is important to construct correctly wattmeter input links and to make such a transformation, which will provide operations with signal rms modules without taking into account phase shifts. In order to solve this problem, it is advisable to use a broadband wattmeter of transient power with the correction of the error from its own consumption, described in [6 - 8], to minimize losses and optimize the system.

The wattmeter of this design gives the exact value of the measured power on the load, regardless the actual consumption of the input device. The value of the input device elements can be optimized by the criterion of maximum broadband, since the error from its own consumption is taken into account. In the scheme one low-level shunt is used. It reduces wattmeter cost and also reduces voltage conversion channel additive errors.

The wattmeter basic error is the error of the low-ohm shunt. To extend the frequency range, it is advisable to use coaxial or tri-axial shunts. It is expedient to use thermocouples measuring device to determine precisely the active component in a wide frequency range.

Ru

В статье рассматриваются проблемы разработки метрологического ин-

¹ НТУУ «Київський політехнічний інститут ім. Ігоря Сікорського», кафедра інформаційно вимірювальної техніки

струмента для измерения активной мощности в диапазоне частот от 0,01 до 10 МГц. Проектируя такой инструмент следует учитывать жесткое требование к фазовым характеристикам каналов при измерении активной мощности на фоне большой реактивной, то есть при малом коэффициенте мощности. Объектами исследований являются элементы, работающих на высоких частотах до единиц мегагерц и имеющие сильно искаженные формы сигналов. Описан пример влияния гармонических составляющих сигналов в ваттметре. Приведен анализ погрешностей ваттметра проходной мощности вызванный фазовыми сдвигами каналов измерения. Предложено использование ваттметра проходной мощности с коррекцией собственного потребления для измерений в подобных случаях.

Вступ

Одним із найбільш ефективних і об'єктивних засобів оцінювання рівня навченості у наш час вважаються комп'ютеризовані системи тестування (КТС), про що свідчить їх поширеність у різних галузях перевірки результатів навчання. У той же час лише КТС, що пройшла науково обґрунтовані стадії розробки та перевірки якісних показників можуть дати об'єктивні характеристики щодо рівнів навченості студентів [1 – 3].

Якість комп'ютеризованої системи тестування закладається на стадіях розробки проекту та стратегічного розрахунку КСТ, а перевіряється на стадії пілотного експерименту КСТ та його моніторингу [4]. Контролю підлягають такі показники якості КТС як надійність та критеріальна валідність тесту та завдань тесту, важкість та розрізняльна здатність завдань тесту [5 – 7] – на основі статистичних даних – результатів тестування.

Однак вибір способів оцінювання названих показників якості тестового простору КТС вирішує лише частину проблеми. Кожен показник, що оцінюється, або вимірюється, якщо його розглядати у контексті сфери педагогічних вимірювань, має супроводжуватись характеристикою точності цієї оцінки.

Постановка задачі

Запропонувати способи оцінювання стандартної та розширеної невизначеності одного із показників якості систем комп'ютеризованого тестування – показника розрізняльної здатності задач тестового простору.

Огляд існуючих рішень поставленої задачі

Розрізняльна здатність – показник якості комп'ютеризованої системи тестування, що характеризує чутливість процедури тестування до рівня підготовленості учнів. Найкращими метриками для оцінювання розрізняльної здатності завдань тестового простору КСТ, на думку автора, є група метрик – коефіцієнт асоціації, контингенації та колігації [8].

Актуальність поставленої задачі

Показник розрізняльної здатності тесту та завдань тестового простору комп'ютеризованої системи тестування має особливе значення при використанні нормативно-орієнтованих тестів, яких є більшість з тих, що використовуються у навчальному процесі. Однак оцінювання цього показника на малих вибірках опитуваних дає оцінки показника, що супроводжуються значними невизначеностями його оцінювання. Тому для того, що б мати можливість приймати обґрунтовані рішення щодо удосконалення чи модифікації тестового простору КТС потрібно мати оцінки показника розрізняльної здатності із прийнятною для поставленої задачі точністю. Питання оцінювання невизначеності показника розрізняльної здатності тестового простору КТС вирішено в цій статті.

Оцінювання невизначеності показника розрізняльної здатності тестового простору КТС

Для оцінювання розрізняльної здатності в рамках класичного підходу [9] використовують способи оцінювання, що ґрунтуються на аналізі узгодженості (або контрастності) експериментальних даних, отриманих за результатами процедури тестування. Тому розрізняльна здатність може бути оцінена як за всією вибіркою опитуваних, так і за її частинами [8].

У табл. 1 автором систематизовані зазначені способи оцінювання розрізняльної здатності тестового простору за обмеженнями їх застосування [8].

Таблиця 1.

Способи оцінювання показника розрізняльної здатності тестового простору КСТ

Способи оцінювання	Обмеження за об'ємом вибірки	Обмеження за видом розподілу дослідних даних
За долею опитуваних, що виконали завдання у контрастних групах	Більше 300 осіб	Розподіл первинних балів близький до нормального
За коефіцієнтами зв'язку, пов'язаними із критерієм Пірсона χ^2 (коефіцієнт Чупрова, коефіцієнт Крамера)	Більше 100 осіб	Обмежень немає
За ранговим коефіцієнтом кореляції		

Розділ 1. Інформаційні системи

Способи оцінювання	Обмеження за об'ємом вибірки	Обмеження за видом розподілу дослідних даних
За коефіцієнтами асоціації (коефіцієнт Юла), контингенації та колігації	Більше 20 осіб, але не менше 5 осіб у кожній клітинці кореляційної матриці	Обмежень немає
За «альтернативними» мірами зв'язку (коефіцієнти Гудмана, близькості розбивок, Сомерса)		

Як було обґрунтовано у [8] найбільш оптимальними способами оцінювання розрізняльної здатності тестових просторів дисциплін, що мають незначні контингенти опитуваних є такі показники як коефіцієнти асоціації (коефіцієнт Юла), контингенації та колімації.

Для розрахунку цих метрик первинні бали опитуваних, які відповідали на дане завдання, розділяють:

- на три частини (якщо опитуваних більше 300 осіб): «слабкі» – із найменшими первинними балами за тест, «середні» та «сильні» – із найбільшими первинними балами за тест. Чисельність груп має становити 27 – 33 % від всієї вибірки опитуваних, яка відповідала на дане завдання тесту;
- на дві частини (якщо опитуваних від 100 до 300 осіб) – по 50 % кожна.

Дані заносять у кореляційну таблицю (табл. 2) де позначено:

N_{ij} – частоти потрапляння у відповідну групу, $i = \overline{1, k}$, $j = \overline{1, l}$,

$$N(y_j) = \sum_{i=1}^k N_{ij}, N(x_i) = \sum_{j=1}^l N_{ij};$$

N – загальна кількість опитаних, що відповідали на завдання тесту.

Таблиця 2.

Кореляційна таблиця

	Надали правильну відповідь на завдання	Надали неправильну відповідь на завдання	Маргінальні суми, $N(x_i)$
Підгрупа «сильних» опитуваних	N_{11}	N_{12}	$N(x_1)$
Підгрупа «середніх» опитуваних	N_{21}	N_{22}	$N(x_2)$
Підгрупа «слабких» опитуваних	N_{31}	N_{32}	$N(x_3)$
Маргінальні суми, $N(y_j)$	$N(y_1)$	$N(y_2)$	N

Коефіцієнти асоціації (коефіцієнт Юла), контингенації та колімації визначають тип та «силу» зв'язку на основі значень частот, що потрапляють у відповідні клітинки кореляційної табл. 2.

Коефіцієнт Юла оцінюють наступним чином [11]:

$$Q = (N_{11}N_{22} - N_{12}N_{21}) \cdot (N_{11}N_{22} + N_{12}N_{21})^{-1}. \quad (1)$$

Коефіцієнт Юла набуває значень від -1 до 1 : -1 – зв'язок повний зворотній; 0 – відсутність зв'язку; 1 – повний прямий зв'язок.

Коефіцієнт Юла є показником однобічного зв'язку. У нашому випадку приналежність до певної групи («сильних» чи «слабких» студентів) є первинним, а відповідь на завдання (правильна чи неправильна) залежним фактором.

Коефіцієнт контингенації оцінюють наступним чином [10]:

$$\Phi = (N_{11}N_{22} - N_{12}N_{21}) \cdot [N(x_1)N(x_2)N(y_1)N(y_2)]^{-0.5}, \quad (2)$$

або для таблиці 2×2

$$\Phi^2 = \chi^2 \cdot N^{-1}. \quad (3)$$

Розширенням коефіцієнту контингенації для кореляційних таблиць розмірністю більше ніж 2×2 , зокрема для таблиці виду табл. 2 дає альтернативну метрику для визначення середньої квадратичної спряженості φ^2 за формулою [10]:

$$\varphi^2 = \chi^2 \cdot N^{-1}. \quad (4)$$

Тобто φ^2 є узагальненням Φ^2 .

Середня квадратична спряженість є мірою розходження, що припадає на одне спостереження. Оскільки значення $0 < \varphi^2 < \infty$, то визначають коефіцієнт середньої квадратичної спряженості Пірсона:

$$C = \sqrt{\varphi^2 \cdot (1 + \varphi^2)^{-1}}. \quad (5)$$

Оскільки C має значення від 0 , але не досягає 1 , то проводять нормування:

$$C' = \sqrt{\varphi^2 \cdot (1 + \varphi^2)^{-1} \cdot [1 + \min(k-1, l-1)] \cdot [\min(k-1, l-1)]^{-1}}. \quad (6)$$

Для випадку $k = 3, l = 2$ маємо:

$$C' = \sqrt{2 \cdot \varphi^2 \cdot (1 + \varphi^2)^{-1}} = \sqrt{2 \cdot \chi^2 \cdot (N + \chi^2)^{-1}}.$$

Коефіцієнт контингенації набуває значень від -1 до 1 . Максимальне абсолютне значення коефіцієнту контингенації для різних кореляційних таблиць різне, але не перевищує 1 по модулю. Значення близькі до -1 свід-

чать по повний зворотній зв'язок; 0 – відсутність зв'язку; близькі до 1 - про повний прямий зв'язок.

Коефіцієнт контингенації є показником двостороннього зв'язку. У нашому випадку приналежність до певної групи («сильних» чи «слабких» студентів) може бути первинним, а відповідь на завдання (правильна чи неправильна) залежним фактором. Зворотне твердження також буде справедливим.

Для оцінювання міри зв'язку оцінюють також коефіцієнт колігації [10]:

$$Y = \left[(N_{11}N_{22})^{1/2} - (N_{12}N_{21})^{1/2} \right] \cdot \left[(N_{11}N_{22})^{1/2} + (N_{12}N_{21})^{1/2} \right]^{-1}. \quad (7)$$

У [11] подано аналітичні вирази для оцінювання дисперсій коефіцієнтів асоціації (Юла), контингенації та колігації.

Відмінність між коефіцієнтами асоціації (Юла), контингенації та колігації полягає у наступному. Коефіцієнтів асоціації та колігації мають різну чутливості у різних точках шкали. Коефіцієнт контингенації, на відміну від коефіцієнтів асоціації та колігації, що характеризують односторонній зв'язок, характеризує двосторонній зв'язок. Оскільки емпіричні дані (первинні бали опитуваних) відображаються за шкалою порядку, то вибір за характеристикою чутливості у різних точках шкали не є визначальним. У той же час під час дослідження розрізняльної здатності є важливим односторонній зв'язок. Тому для розрахунку розрізняльної здатності завдань тестового простору КСТ у разі пілотного експерименту та дослідної експлуатації доцільно обирати коефіцієнт Юла. Ще однією суттєвою перевагою метрики – коефіцієнта Юла є можливість розрахунку невизначеності оцінки цього показника, чого позбавлені «альтернативні» міри зв'язку. Тому коефіцієнт Юла варто обирати для оцінювання розрізняльної здатності тестового простору КСТ як за пілотного експерименту, так і у процесі експлуатації систем [8].

Дисперсії коефіцієнтів розраховуються за наступними формулами:

– для коефіцієнта Юла:

$$D[Q] = 0.25 \cdot (1 - Q^2)^2 \cdot (N_{11}^{-1} + N_{12}^{-1} + N_{21}^{-1} + N_{22}^{-1}). \quad (8)$$

– для коефіцієнта контингенації:

$$D[\Phi] = N^{-1} \left[1 - \Phi^2 + \left(\Phi + \frac{1}{2} \Phi^3 \right) \frac{(N_{11} - N_{22})^2 - (N_{12} - N_{21})^2}{\sqrt{(N_{11} + N_{12})(N_{11} + N_{21})(N_{12} + N_{22})(N_{21} + N_{22})}} - \frac{3}{4} \Phi^2 \left(\frac{(N_{11} + N_{12} - N_{21} - N_{22})^2}{(N_{11} + N_{12})(N_{21} + N_{22})} - \frac{(N_{11} + N_{21} - N_{12} - N_{22})^2}{(N_{11} + N_{21})(N_{12} + N_{22})} \right) \right]. \quad (9)$$

– для коефіцієнта колігації:

$$D[Y] = 0.0625 \cdot (1 - Y^2)^2 \cdot (N_{11}^{-1} + N_{12}^{-1} + N_{21}^{-1} + N_{22}^{-1}). \quad (10)$$

Тоді стандартні невизначеності відповідних показників можна знайти за формулами:

$$u[Q] = \sqrt{D[Q]}, \quad u[\Phi] = \sqrt{D[\Phi]}, \quad u[Y] = \sqrt{D[Y]}. \quad (11)$$

Розширені невизначеності відповідних показників для рівня довіри $P=0,95$ за нормальної моделі розподілу показника оцінюватимуться за формулами:

$$U[Q] = 2\sqrt{D[Q]}, \quad U[\Phi] = 2\sqrt{D[\Phi]}, \quad U[Y] = 2\sqrt{D[Y]}. \quad (12)$$

Висновки

Поряд із проблемою оцінювання показників якості тестових просторів комп'ютеризовано системи тестування постає питання оцінювання точності отриманих показників, адже на малих контингентах опитуваних ці показники виявляються досить низько точними, що не дає можливості робити об'єктивні висновки щодо роботи системи. Для підвищення точності оцінювання розрізняльної здатності потрібно проводити моніторинг системи із подальшим накопиченням та спільною обробкою дослідних даних. Тому точність показника розрізняльної здатності може бути оцінена із урахуванням сучасних підходів щодо оцінювання невизначеності результату вимірювання. У статті запропоновано ефективні показники розрізняльної здатності тестового простору КСТ та оцінки їх стандартної та розширеної невизначеностей.

Список використаної літератури

1. Закон України «Про вищу освіту» від 01.06.14 № 1556-VII [Електронний ресурс]. – Режим доступу: <http://zakon0.rada.gov.ua/laws/show/1556-18>.
2. Гуржій А. М. Електронні освітні ресурси як основа сучасного навчального середовища загальноосвітніх навчальних закладів / А. М. Гуржій, В. В. Лапінський [Електронний ресурс] // Інформаційні технології в освіті. – 2013. – № 15. – С. 30–37. – Режим доступу: <http://ite.kspu.edu/issue-15/p-30-37>.
3. Башмаков А. И. Разработка компьютерных учебников и обучающих систем / А. И. Башмаков, И. Башмаков – М.: – Информационно-издательский дом «Филинь». – 2003. – 616 с.
4. Шведова В. В. Моніторинг систем дистанційного навчання / В. Д. Ціделко, Н. А. Яремчук, В. В. Шведова // Вища освіта України. – 2006. – №2. – С. 54 – 61.
5. Шведова В. В. Оцінювання показників якості тестового простору комп'ютеризованої системи тестування з малими контингентами опи-

- туваних під час пілотного експерименту // Системи управління, навігації та зв'язку. – Київ, 2014. – Випуск 4 (32). – С. 100 – 108.
6. *Шведова В. В.* Оцінювання надійності тестового простору комп'ютеризованої системи тестування: методи та способи оцінювання показника та його невизначеності // Системи обробки інформації. Харків, 2015. – Випуск 2 (127). – С. 121 – 128.
 7. *Шведова В. В.* Оцінювання валідності тестового простору комп'ютеризованої системи тестування: види валідності, методи та способи оцінювання показника та його невизначеності // Збірник наукових праць Харківського університету Повітряних сил. – Харків, 2015. – Випуск 1 (42). – С. 100 – 104.
 8. *Шведова В.* Оцінювання розрізняльної здатності тестового простору комп'ютеризованої системи тестування // Науково-технічний збірник «Інформаційні системи, механіка та керування», – Київ, 2016. – Випуск 15 (2016). – С. 39 – 52.
 9. *Аванесов В. С.* Композиция тестовых заданий. Учебная книга. 3 изд., доп / В. С. Аванесов. – М.: Центр тестирования, 2002 г. – 240 с.
 10. *Паніотто В. І.* Статистичний аналіз соціологічних даних / В. І. Паніотто, В. С. Максименко, Н. М. Харченко. – К.: Вид.дім «КМ Академія», 2004.–270 с.
 11. *Кендал М.* Статистические выводы и связи / М. Кендал, А. Стьюарт; – пер. с англ. – Главная редакция физико-математической литературы изд-ва «Наука», 1973, – 502 с.