

Усе викладене вище систематизовано і відображено на рисунку. Зазначимо, що під мінеральною водою мається на увазі мінеральна вода, яка не має лікувальних властивостей і може вживатися у необмеженій кількості для тамування спраги і приготування їжі.

Висновок. Згідно з дослідженням і викладеним необхідно розробити нормативний документ, у якому б була наявна подібна класифікація, а також терміни і визначення для усіх типів фасованих вод.

1. Байцар Р.І., Круглова О.А. Міжнародна стандартизація якості води // Медична гідрологія та реабілітація. 2006. – Том 4. – №32. 2. Минеральные

рейтинги // Food&Drinks. 2006. – № 6. – С.46 – 54. 3. Висновки науково-практичного семінару “Актуальні питання якості води в Україні – 2006. Стан технічного регулювання у галузі фасованих питних вод” (23–24 листопада, 2006 р., Київ) // Вода і водоочисні технології. – 2006. – № 4.– С.47–48. 4. Шестопалов В.М., Сердюк А.М., Набока М.В., Прокопов В.А., Зоріна О.В., Корчак Г.І., Горваль А.К. Аналіз основних гігієнічних положень, що потребують регламентування при виготовленні фасованих питних вод // Вода і водоочисні технології. 2004. – № 2. – С. 10–19. 5. Кодекс зразкового виробництва Міжнародної ради асоціацій виробників фасованих вод (ICBWA Model Code).

УДК 389.14:006.015.7

МЕТРОЛОГІЧНА НАДІЙНІСТЬ ЗАСОБІВ ВИМІРЮВАЛЬНОЇ ТЕХНІКИ

© Віткін Леонід¹, Ігнаткін Володимир², 2008

¹Держспоживстандарт України, Київ

²Дніпродзержинський державний технічний університет

Запропоновано ймовірнісну, експоненційну, "дискретно-безперервну" модель визначення метрологічної надійності ЗВТ, яка дає змогу встановлювати оптимальні міжперевірні й міжремонтні інтервали та інші метрологічні параметри.

Предложено имоверностную, экспоненционную, “дискретно-непрерывную” модель определения метрологической надежности СВТ, которая позволяет устанавливать оптимальные междупроверочные и междуремонтные интервалы и другие метрологические параметры.

It has been proposed conceivable, exponential, discreet and continuous model for definition of metrological accuracy of measurement technology means, which allows to mount optimal recalibration and between overhaul intervals and other metrological parameters.

Постановка задачі. Одним із головних критеріїв, які визначають метрологічні властивості засобів вимірювальної техніки (ЗВТ), є їхня безвідмовна робота. У такому разі відмова ЗВТ – це подія, пов'язана з порушенням його працездатного стану. Серед причин відмови ЗВТ можна виділити причини, які призводять до виходу похибки з нормованого діапазону значень, а сам факт відмови в багатьох випадках є фактом виходу похибки ЗВТ за допустиму межу. У цьому розумінні під метрологічною надійністю будемо розуміти властивість ЗВТ зберігати значення похибки $D_{ЗВТ}$ у межах допустимих значень $\pm D$ упродовж деякого часу t .

Теоретичні питання метрологічної надійності ЗВТ, зокрема визначення науково обґрунтованих значень міжперевірних інтервалів (МПІ) наведено у [1,2].

У [3] визначено стандартизовані методи вирішення МПІ. Існують різні підходи щодо вибору оптимального методу визначення МПІ [4]. У [5, 6] авторами запропоновано моделі оптимізації метрологічних характеристик ЗВТ, а також витрат на систему метрологічного забезпечення ЗВТ, яка дає змогу визначити оптимальні міжперевірні та міжремонтні інтервали, час виконання ЗВТ за призначенням, кількість перевірок у міжремонтному інтервалі та інші показники ЗВТ на основі показників метрологічної надійності, характеристик відмов та економічних показників.

Авторами пропонується так звана "дискретно-безперервна" модель, сутність якої наведено далі.

Як правило, похибка засобів вимірювальної техніки є їхньою неприхованою характеристикою та визначається тільки у результаті спеціальних перевірок робіт (перевірки, калібрування, далі перевірки). Тому метрологічну відмову часто не вдається своєчасно діагностувати, а ЗВТ експлуатуються у непрацездатному стані. Така відмова в метрологічній практиці називається прихованою, на відміну від неприхованої відмови, яка діагностується відразу без залучення спеціальних засобів діагностики.

Розв'язання задачі. З урахуванням зазначеного можна уявити ряд можливих станів ЗВТ, які є вихідною моделлю під час аналізу їхньої метрологічної надійності. На рис. 2 наведено таку модель (1). В її основі лежить фізичне явище прихованої відмови (перехід 1–2) та зв'язані з нею шість можливих станів ЗВТ. Переходи 1–3 та 2–4 здійснюються планово за графіком виконання періодичних перевірок з періодом:

$$t_n = T_n + t'_n,$$

де T_n – значення МПІ; t'_n – тривалість перевірки.

Перехід 3–4 є появою прихованої відмови під час перевірки або підготовки до перевірки ЗВТ та відбувається згідно з переходом 1–2. Перехід 3–1 відбувається після закінчення перевірки за умови, що не було прийняте помилкове рішення про наявність у ЗВТ прихованої відмови, інакше відбувається перехід 3–5, а метрологічно виправлений ЗВТ помилково спрямовується на ремонт. Перехід 4–2 відбувається внаслідок помилки при перевірці ЗВТ (пропуску, відмови). У такому разі користувачу повертається ЗВТ з прихованою відмовою. У разі виявлення під час перевірки прихованої відмови відбувається перехід 4–5, тобто приймається правильне рішення, і ЗВТ відправляється на ремонт. Можуть відбуватися переходи 1–5, 2–5 та 3–5, якщо у ЗВТ виникає неприхована відмова, яка, як правило, буває раптовою та діагностується самим користувачем без залучення спеціальних засобів. Перехід 5–6 відбувається у ході задоволення заявок на ремонт. Перехід 6–3 – це відновлення ЗВТ, а перехід 6–4 – неякісно виконаний ремонт. У цій моделі не розглядається вплив системи планово-запобіжних ремонтів ЗВТ, оскільки їхній вигляд не змінює структури моделі, але помітно ускладнює саму модель.

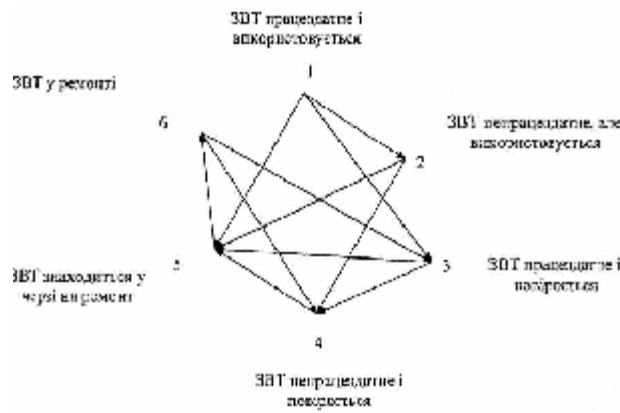


Рис. 1. Можливий стан ЗВТ під час експлуатації

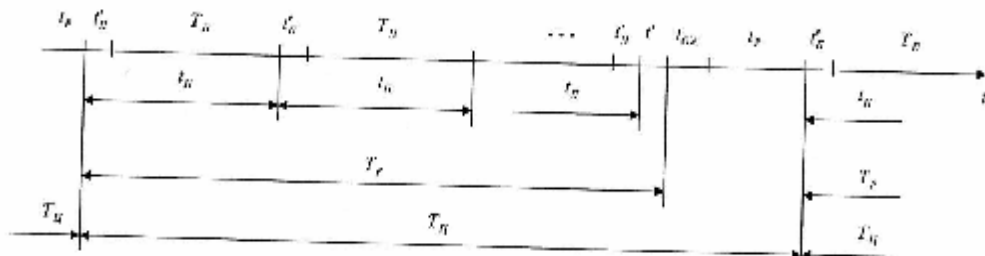


Рис. 2. Часова структура ЗВТ у ході експлуатації

Часовий графік, що відображує розглянуту вище модель, поданий на рис. 2, і є фрагментом життєвого циклу ЗВТ. Можна виділити два періоди, що повторюються протягом всього часу експлуатації

ЗВТ: 1) період безперервного знаходження в налагодженому стані T_n – математичне очікування проміжку часу між моментом повернення ЗВТ з

чергового ремонту та моментом відправки до наступного ремонту:

$$T_p = N_n * T_n + (N_n + 1) t'_n + t'$$

де N_n – кількість перевірок; t' – математичне очікування проміжку часу від моменту завершення останньої N_n – перевірки до моменту відправки ЗВТ на ремонт;

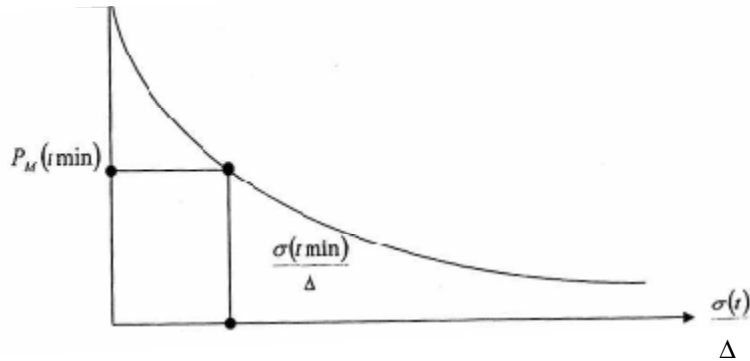


Рис. 3. Залежність метрологічної надійності (P_M) ЗМ від часу

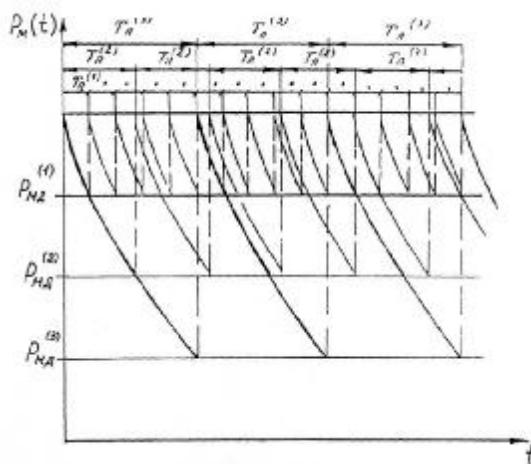


Рис. 4. Зміна метрологічної надійності ЗВТ під час проміжних перевірок

2) період обслуговування ЗВТ ($t_{ож} + t_p$). Ці періоди визначають одиничний цикл існування ЗВТ:

$$T_u = T_p + t_{ож} + t_p,$$

де $t_{ож}$ – математичне очікування значення часу чекання ЗВТ у черзі на ремонт; t_p – математичне очікування часу відновлення ЗВТ у ремонті.

Метрологічна надійність ЗВТ тим вища, чим менша ймовірність появи прихованої відмови. Якщо виключити при аналізі метрологічної надійності ЗВТ раптові приховані відмови, що виникають внаслідок випадкових причин, тоді ймовірність знаходження похибки A_m у межах допущених значень ($\pm D$): $P_M(t) = P\{-D < D_{ЗВТ} < D; t\}$ буде визначати метрологічну

надійність ЗВТ та буде монотонною функцією часу (рис. 3). Ймовірність P_M для деякого моменту може бути оцінена за формулою:

$$P_M(t_{min}) \approx 1 - \frac{s(\cdot)}{\Delta \sqrt{2p}} = 1 - I_M(t),$$

де $s(t)$ – середнє квадратичне відхилення функції розподілення похибки; $I_M(t)$ – інтенсивність прихованих відмов $\left(I_M = \frac{1}{T_C} \right)$; T_C – середнє напрацювання на приховані відмови.

Як бачимо із графіка (рис. 3), метрологічна надійність тим менша, чим довше експлуатується ЗВТ.

Для запобігання виходу P_m за допущені межі здійснюється перевірка ЗВТ. Перевірка ЗВТ є визначенням органом метрологічної служби похибки та інших метрологічних характеристик і визначенням придатності його для використання.

Порядок та періодичність перевірки ЗВТ регламентується НТД на різних рівнях державними та іншими стандартами або методичними вказівками. Важливе значення має визначення розміру МПН. Збільшення МПН призводить до зростання ймовірності виникнення прихованої відмови, зменшення – до зростання витрат на підтримання парку ЗВТ у метрологічно налагодженому стані. З цього боку, завдання визначення МПН можна сформулювати залежністю:

$$P_m(t_0) - P_{MD} = 0,$$

де $P_m(t_0)$ – ймовірність появи відмови за період t_0 ; P_{MD} – мінімальне значення метрологічної надійності, яке може бути допущене за умови використання ЗВТ (визначається з розрахунку на призначення ЗВТ).

Тоді залежність $P_m(t)$ з урахуванням рис. 3 за наявності деякої кількості перевірок N_n та заданих величин P_{MD} може бути зображена у вигляді графіка рис. 4. Для одного і того самого приладу збільшення кількості перевірок призводить до збільшення значення P_{MD} , так само, як і зменшення значення P_{MD} зменшує кількість перевірок (збільшується T_n).

Якщо вважати, що t_1, \dots, t_6 – час перебування ЗВТ в одному з шести станів упродовж одиничного життєвого циклу $T_{Ц}$, то відношення $P_{1..6} = \frac{t_{1..6}}{T_{Ц}}$ дасть змогу одержати ймовірність перебування ЗВТ в одному із шести можливих станів. На підставі цього можна визначити значення основних комплексних показників надійності, наприклад:

коефіцієнт готовності:

$$K_r = \frac{t}{\sum_1^4 t_1} = \frac{P_1}{\sum_1^4 P_1}$$

коефіцієнт технічного використання:

$$K_{ТВ} = \frac{t_1 + t_2}{T_{Ц}} = P_1 + P_2$$

тощо

Ураховуючи важливість для ЗВТ їхньої метрологічної надійності, введемо коефіцієнт вірогідності показання ЗВТ [1]:

$$K_B = \frac{t_1}{t_1 + t_2} = \frac{P_1}{P_1 + P_2}.$$

Стан ЗВТ, крім наведених вище показників, характеризується також якістю їхнього метрологічного обслуговування:

a_n – ймовірністю хибної діагностики прихованої відмови під час перевірки;

b_n – ймовірністю незнаходження (нерозкриття) прихованої відмови під час перевірки;

b_p – ймовірністю повернення ЗВТ із ремонту з прихованою відмовою (передбачається, що з неприхованою відмовою ЗВТ з ремонту не повертається).

Як правило, при експлуатації ЗВТ потрібно визначити залежність часу напрацювання ЗВТ на ремонт T_p , коефіцієнта готовності K_r та коефіцієнта вірогідності K_B від часу напрацювання на неприховану відмову T_y , часу напрацювання на приховану відмову T_c та міжперевірочного інтервалу T_n за заданих ймовірностей наявності прихованих відмов у ЗВТ після ремонту P_{CP} , ймовірності правильної діагностики під час перевірки P_d .

Сформулюємо тепер завдання надійніших показників ЗВТ. Потрібно визначити залежність часу напрацювання на ремонт $T_{РЕМ}$, коефіцієнта готовності K_r та коефіцієнта вірогідності K_B від величин: напрацювання на явну відмову T_y , напрацювання на приховану відмову T_c та міжперевірочного інтервалу T_n при заданих значеннях:

P_{CP} – ймовірність наявності прихованих відмов у ЗВТ після ремонту;

P_d – ймовірність правильної діагностики під час перевірки.

Завдання необхідно виконувати, передбачаючи справедливість експоненціального розподілу ймовірностей усіх видів відмов, а також розглянувши випадок без здійснення ППР.

Нехай ΔP_c – ймовірність того, що за міжперевірочний інтервал T_n в ЗВТ виникнуть приховані відмови. Враховуючи прийняті припущення, значення ΔP_c може бути одержане на підставі залежності:

$$\Delta P_C = \int_0^{T_{II}} P_C(t) dt,$$

де ΔP_C – розподіл ймовірностей прихованих відмов, тоді:

$$T_C = \int_0^{\infty} t \cdot P_C(t) dt,$$

де T_C – математичне очікування часу появи хоч би однієї прихованої відмови.

Нехай n_C та $n_{TC,K}$ – ймовірність того, що ЗВТ перебуває у роботі з прихованою та неприхованою відмовами відповідно одразу ж після повернення із чергової k -ї перевірки.

Позначимо через $\Delta P_{TЯ}$ ймовірність того, що за інтервал не виникає явних відмов:

$$\Delta P_{TЯ} = 1 - \int_0^{T_{II}} P_{Я}(t) dt,$$

де $P_{Я}(t)$ – розподілення ймовірностей явних відмов,

тоді $T_{Я} = \int_0^{\infty} t \cdot P_{Я}(t) dt$ – математичне очікування часу появи хоч би однієї явної відмови.

Тоді справедливі такі співвідношення:

$$\begin{aligned} n_{C,K+1} &= (n_{C,K} + \Delta P_C \cdot n_{TC,K}) \cdot P_{ТД} \cdot \Delta P_{TЯ} \\ n_{TC,K+1} &= (n_{TC,K} - \Delta P_C \cdot n_{TC,K}) \cdot P_{ТЛ} \cdot \Delta P_{TЯ} \end{aligned} \quad (1)$$

де

$$P_{ТД} = 1 - P_D; P_{ТЛ} = 1 - P_L; P_L = P_D \cdot P_{ТД};$$

P_L – ймовірність хибної діагностики.

Приймаючи $n_{C,1} = P_{CP}$, а $n_{TC,1} = 1 - P_{CP}$ одержимо:

$$n_K = n_{C,K} + n_{TC,K},$$

де n_K – ймовірність того, що після завершення k -ї перевірки ЗВТ залишиться у роботі.

Тоді ймовірність відправки ЗВТ на ремонт після завершення k -ї перевірки:

$$P_{PK} = 1 - n_K.$$

Нехай t – час, який пройшов від моменту повернення ЗВТ з ремонту, а t – час, що пройшов після останньої перевірки, тоді:

$$\begin{aligned} t &= (k-1)T_{II} + t, \\ P_P(t) &= P_P[k(k-1)T_{II} + t.] \end{aligned} \quad (2)$$

Скористаємося гіпотезою про експоненціальний закон розподілу ймовірностей виникнення відмов. Тоді залежність (2) набуде вигляду:

$$P_P(t) = 1 - n_K e^{-t/T_{Я}}. \quad (3)$$

Ймовірності ΔP_C і $\Delta P_{TЯ}$ будуть такими:

$$\left. \begin{aligned} \Delta P_C &= 1 - e^{-T_{II}/T_C}; P_C(t) = \frac{1}{T_C} e^{-t/T_C} \\ \Delta P_{TЯ} &= 1 - e^{-T_{II}/T_{Я}}; P_{Я}(t) = \frac{1}{T_{Я}} e^{-t/T_{Я}} \end{aligned} \right\}$$

Ймовірність (3) дає змогу визначити математичне очікування часу напрацювання на ремонт:

$$T_P = \int_0^{\infty} t \cdot P_P(t) dt \quad (4)$$

де $P_P(t) = d/dt(P_P(t))$.

Введемо безрозмірні співвідношення:

$$q_P = \frac{T_P}{T_{Я}}; q_{II} = \frac{T_{II}}{T_{Я}}; q_C = \frac{T_C}{T_{Я}}. \quad (5)$$

Тоді всі тимчасові параметри будуть виражені щодо $T_{Я}$, що забезпечує значні зручності для аналізу, тому що $q_{Я} = 1$.

Перетворення виразу (4) з урахуванням (5) і застосуванням диференціювання та інтегрування узагальнених функцій дають формулу для q_P :

$$\begin{aligned} q_P &= \sum_{k=1}^{\infty} n_K \{ (kq_n + 1 - q_n) - (kq_n + 1) e^{-q_n} \} + \\ &+ \sum_{k=1}^{\infty} kq_n (n_K e^{-q_n} - n_{K+1}). \end{aligned} \quad (6)$$

За відсутності планово-запобіжних ремонтів K_P може бути визначений як ймовірність відсутності неприхованих відмов за час напрацювання на ремонт тільки з причини появи прихованих відмов.

Для визначення q_P у (1) вилучимо множник $\Delta P_{TЯ}$, тоді:

$$\begin{aligned} \mathcal{H}_{C,K+1} &= (\mathcal{H}_{C,K} + \Delta P_C \mathcal{H}_{TC,K}) P_{ТД}, \\ \mathcal{H}_{TC,K+1} &= (\mathcal{H}_{TC,K} - \Delta P_C \mathcal{H}_{C,K}) P_{ТЛ}, \end{aligned}$$

де $\mathcal{H}_{C,1} = P_{CP}; \mathcal{H}_{TC,1} = 1 - P_{CP}$.

Ймовірність того, що ЗВТ залишиться у роботі після k -ї перевірки за наявності тільки прихованих відмов, може бути визначена як

$$\mathcal{H}_K = \mathcal{H}_{C,K} + \mathcal{H}_{TC,K}, \text{ тоді } \mathcal{H}_P(q) = 1 - \mathcal{H}_K, \text{ де } K = \left\lceil \frac{q}{q_n} \right\rceil + 1,$$

$$\text{а } q_P^{\%} = \int_0^{\infty} q \frac{d}{dq} (1 - \mathcal{H}_K) dq.$$

Використовуючи для диференціювання та інтегрування апарат узагальнених функцій, одержимо:

$$q_p^{\%} = \sum_{k=1}^{\infty} K q_n (\%_k - \%_{k+1}).$$

Отже, коефіцієнт K_r буде визначатися за формулою:

$$K_r = 1 - P_{я} (q_p^{\%}) = e^{-q_p}, \quad (7)$$

а коефіцієнт K_B – за співвідношенням:

$$K_B = \min \left\{ 1 - P_{CP}, \lim_{k \rightarrow \infty} \left(\frac{\%_{C,K} - \%_{C,K} \cdot \Delta P_C}{\%_{C,K} + \%_{C,K}} \right) \right\} \quad (8)$$

Згідно з виразами (6) – (8) розроблено два алгоритми – алгоритм пошуку q_p і алгоритм обчислення K_r і K_B

На рис. 5 подана блок-схема алгоритму обчислення величини q_p , залежно від наявних вихідних даних – значень $q_n, q_c, P_{1д}, P_{CP}, \min$.

Величина \min вводиться для обмеження кількості повторень циклу. За деякого порівняно великого значення тієї зростає похибка обчислення, занадто малі значення збільшують тривалість обчислень. Тому доцільно приймати $\min = e^{-10}$.

Структурно аналогічним алгоритму на рис. 5 є алгоритм пошуку значень K_r і K_B .

В основі обох алгоритмів лежить ітерація, тобто багаторазове повторення розрахунків, виконання яких "вручну" неефективне і тому повинно виконуватись за допомогою ПЕОМ.

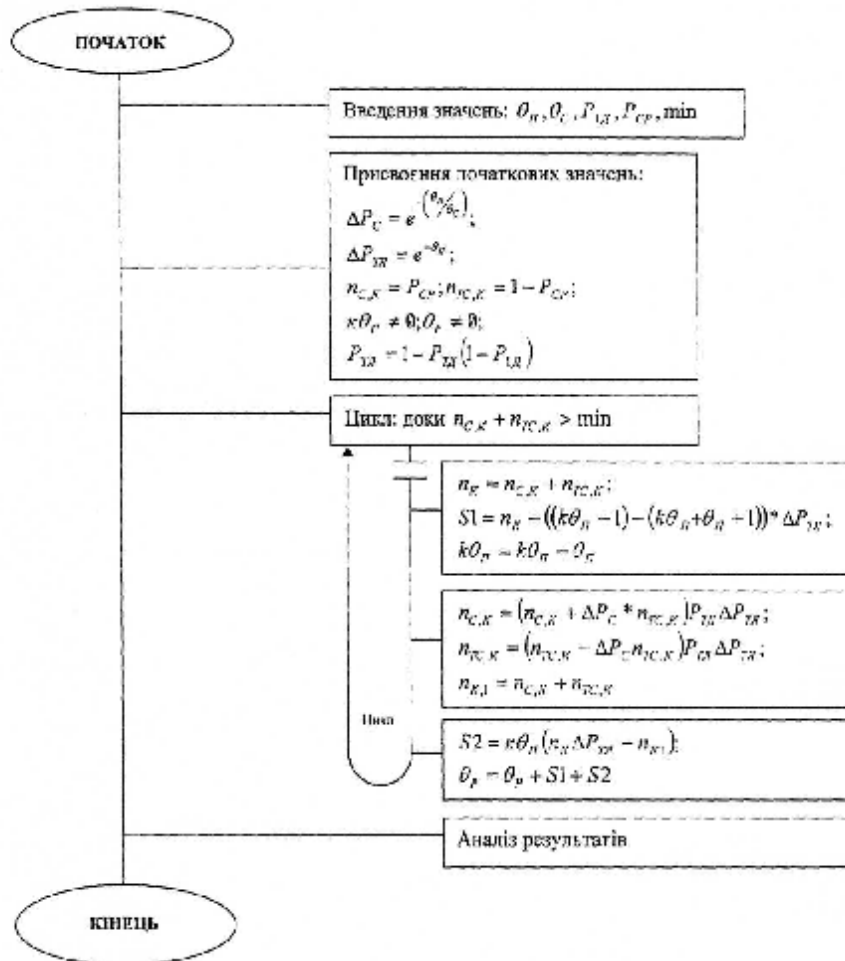


Рис. 5. Блок-схема алгоритму обчислення величини Q_p

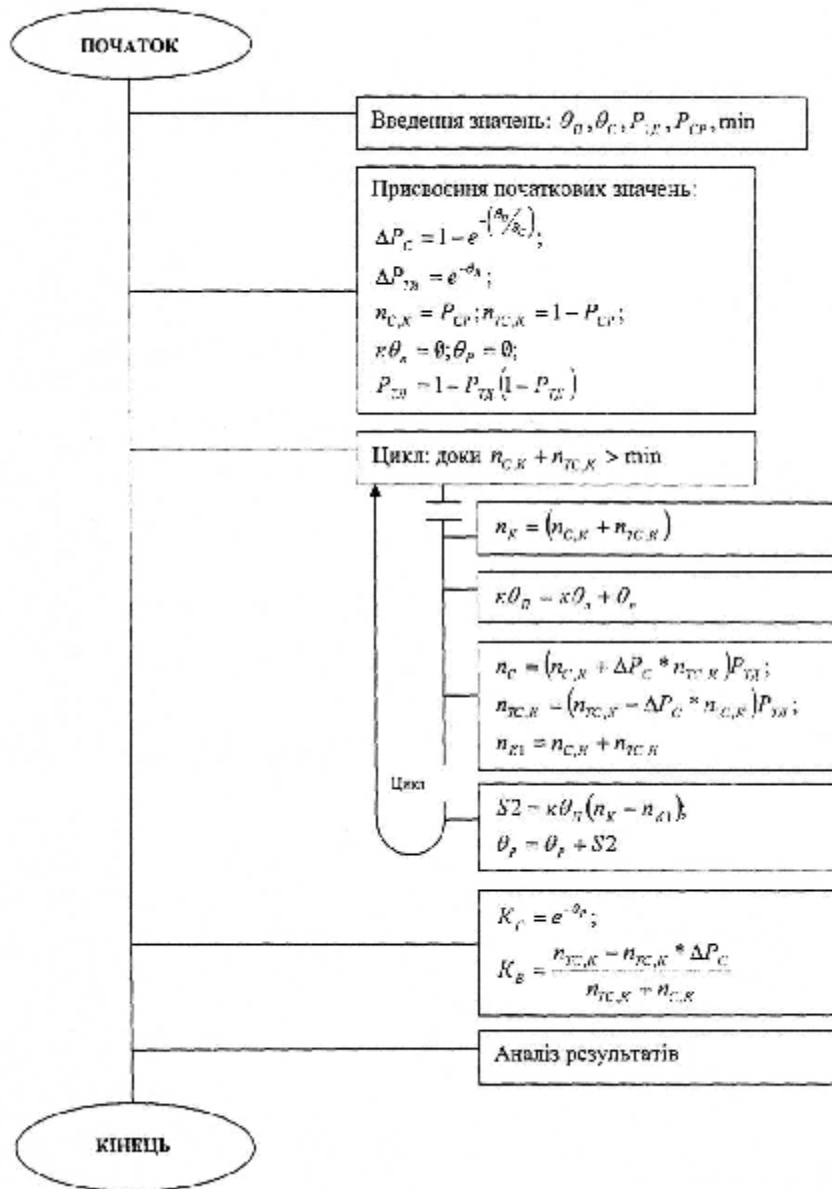


Рис. 6. Блок-схема алгоритму обчислення K_b , K_e

Висновки В умовах збільшення вартості робіт на ремонт, перевірку, калібрування, підтримання у працездатному стані ЗВТ, а також зростання вартості можливих витрат від використання непрацездатних ЗВТ підвищується значення застосування науково обґрунтованих моделей і методів визначення показників метрологічної надійності ЗВТ. Запропонована авторами "дискретно-безперервна" модель і методи визначення МПЗ ЗВТ дають змогу на практиці знаходити оптимальні показники метрологічної надійності для забезпечення необхідної точності ЗВТ, що перебувають в експлуатації.

Вбачається доцільним для полегшення використання моделі і виконання розрахунків на підприємствах розробити і впровадити відповідне програмне забезпечення на ПЕОМ.

1. Фридман А.З. Теория метрологической надежности средств измерений // Измерительная техника. — 1991. — № 11. — С.3–10. 2. Новицкий П.В., Зограф И.А., Лабунец В.С. Динамика погрешностей средств измерений. — Л.: Энергоатомиздат. Ленинград. отд-ние, 1990. — 192 с. 3. РМГ 74-2004 ГСИ. Методы определения межповерочных и межкалибровочных интервалов средств измерений. 4. Данилов А.А. Методы установления и корректировки межповерочных и

межкалибровочных интервалов средств измерений.

5. Виткин Л.М., Игнаткин В.У. Модель оптимизации метрологических характеристик средств измерительной техники предприятия // Український метрологічний журнал. – 2007. – №4. – С. 3–6.

6. Виткин Л.М., Игнаткин В.У. Модель оптимизации затрат на систему метрологического обеспечения средств измерительной техники // Український метрологічний журнал. – 2008. – № 1. – С. 5–12.