

Науковий журнал

4.2005

ВІСНИК

**Хмельницького
національного
університету**

Частина 1, Том 1

Технічні науки

Хмельницький 2005

*Засновано в липні 1997р.**Виходить 6 разів на рік*

Хмельницький, 2005, №4 Ч.1, Т.1 (68)

Засновник і видавець: Хмельницький національний університет
(до 2005 р. – Технологічний університет Поділля, м. Хмельницький)

Головний редактор	Скиба М.Є. , заслужений працівник народної освіти України, академік УТА, професор, ректор Хмельницького національного університету
Голова редакційної колегії	Сілін Р.І. , заслужений працівник народної освіти України, академік МАІ, академік АІН України, академік УТА, д.т.н., професор
Заступник головного редактора	Каплун В.Г. , академік УТА, д.т.н., професор
Відповідальний секретар	Гуляєва В.О. , завідувач патентно-інформаційним відділом, Хмельницький національний університет

Члени редколегії*Технічні науки*

д.т.н. Кіницький Я.Т., к.т.н. Баннова І.М., д.т.н. Гладкий Я.М., к.т.н. Домбровський А.Б., к.т.н. Драпак Г.М., д.т.н. Калда Г.С., д.т.н. Камбург В.Г., д.т.н. Ковтун В.В., д.т.н. Костогриз С.Г., д.т.н. Кузьменко А.Г., д.т.н. Локазюк В.М., д.т.н. Мазур М.П., к.т.н. Мандзюк І.А., д.т.н. Мичко А.А., д.т.н. Мясищев О.А., д.т.н. Параска Г.Б., д.т.н. Ройзман В.П., д.т.н. Рудницький В.Б., д.т.н. Семенюк М.Ф., к.т.н. Славинська А.Л., д.т.н. Стечишин М.С., к.т.н. Троцишин І.В., д.т.н. Шевеля В.В., д.т.н. Либа В.П., д.ф-м.н. Качурик І.І.

Відповідальні за випуск д.т.н. Локазюк В.М., к.т.н. Савенко О.С.
Технічний редактор Горященко К.Л.
Редактор-коректор Броженко В.О.

Адреса редакції: Україна, 29016,
м. Хмельницький, вул. Інститутська, 11,
Хмельницький національний університет
редакція журналу "Вісник Хмельницького національного університету"
☎ (03822) 2-51-08
e-mail: patent_1@beta.tup.km.ua
web: http://library.tup.km.ua/visnyk_tup.htm
<http://visniktup.narod.ru>

Зареєстровано Міністерством України у справах преси та інформації.
Свідоцтво про державну реєстрацію друкованого засобу масової інформації
Серія КВ №2362 від 27 грудня 1996 року

2. Запропоновано використати нейронечітку адаптивну мережу для визначення технічного стану ВД та причину можливої несправності, яка використовує розроблений метод.
3. В подальшому планується збільшити кількість діагностичних ознак і розширити базу даних.

Література

1. Кучерук В.Ю. Класифікація та аналіз методів оцінки стану електричних машин // Вимірювальна та обчислювальна техніка в технологічних процесах. – Хмельницький. – 1999. – № 4. – с.56-62.
2. Ротштейн А.П., Штовба С.Д. Нечеткая надежность алгоритмических процессов. – Вінниця: Континент – ПРИМ, 1997. – 132с.
3. Ротштейн А.П. Интеллектуальные технологии идентификации: нечеткие множества, генетические алгоритмы, нейронные сети. – Вінниця: УНІВЕРСУМ-Вінниця, 1999. – 320 с.
4. Митюшкин Ю.И., Мокин Б.И. Ротштейн А.П. Soft Computing: идентификация закономерностей нечеткими базами знаний: Монография / МОН України. – Вінниця: УНІВЕРСУМ-Вінниця, 2002. – 145 с.
5. Кучерук В.Ю. Елементи теорії побудови систем технічного діагностування електромоторів. Монографія. – Вінниця: УНІВЕРСУМ-Вінниця, 2003. – 195 с.
6. Поджаренко В.О., Кучерук В.Ю., Войтович О.П. Принципи побудови системи діагностування стану електричних машин за допомогою нечітких алгоритмів. Вісник Технологічного університету Поділля, – Том 2, – № 3, – 2002, – С.41-45
7. Техническая диагностика вентиляльных преобразователей / В.В. Маркин, В.Н. Миронов, С.Г. Обухов. – М.: Энергоатомиздат, 1985. – 152 с.
8. Овчинников И.Е. Теория вентиляльных электрических двигателей. Л.: Изд-во наука. Л.О., 1985. – 164 с.
9. Боровиков М.А., Доманов В.И., Доманов А.В. Функциональная диагностика вентиляльного двигателя // Вестник Ульяновского ГТУ, № 2, – 2001, С. 15-18.
10. Потемкин В.Г. Система MATLAB 5 для студентов. Справочное пособие. – М.: ДИАЛОГ-МИФИ, 1998 – 314 с.

Надійшла 26.3.2005 р.

УДК 621.317.28

А.В. РУДИК, О.О. ДРЮЧИН
Вінницький національний технічний університет

ВИКОРИСТАННЯ ФІЛЬТРІВ КАЛМАНА У ВИМІРЮВАЛЬНИХ СИСТЕМАХ

В роботі розглянуто деякі проблеми, що виникають при використанні фільтрів Калмана в інтегральних вимірювальних системах. Наведено загальні співвідношення, що характеризують основні характеристики фільтрів Калмана для обробки „офарбованих” шумових процесів. Показано, що використання складних інтегральних вимірювальних систем раціонально тільки для випадку, коли смуги пропускання основної та еталонної систем помітно відрізняються.

В процесі оцінки технічного стану систем різного типу необхідна апріорна інформація про статистичні властивості випадкових процесів, які спотворюють детерміновані корисні сигнали, що характеризують стан системи. Крім того, також необхідні відомості про корисні детерміновані сигнали, які в ряді випадків не можна отримати експериментально. Шляхом об'єднання двох або більше вимірювальних пристроїв в одну вимірювальну систему можна частково виключити ці труднощі під час проведення вимірювань.

Розглянемо деякі проблеми, які виникають при використанні фільтрів Калмана в інтегральних вимірювальних системах такого типу, а також розглянемо загальні співвідношення, що визначають основні характеристики фільтрів Калмана для обробки „офарбованих” шумових процесів.

Як відомо, рекурсивний фільтр Калмана забезпечує мінімальну дисперсію \hat{x} оцінки \hat{x} вихідного випадкового сигналу x , який характеризує стан дискретної лінійної системи (рис. 1), де цифрою 1 позначено систему, а цифрою 2 – фільтр Калмана. При цьому будемо вважати, що шум вимірювань v та системний шум w є білими шумами, розподіленими за нормальним законом. В даному випадку функціонування системи та фільтра Калмана описується такими співвідношеннями:

$$x(k+1) = Ax(k) + Bu(k) + w(k); \quad (1)$$

$$y(k) = Cx(k) + v(k); \quad (2)$$

$$x^*(k+1) = A\hat{x}(k) + B(k)u(k); \quad (3)$$

$$\hat{x}(k) = x^*(k) + K(k)[y(k) - C(k)x^*(k)], \quad \hat{x}(0) = x_0; \quad (4)$$

$$K(k) = \frac{P^*(k)C^T(k)}{C(k)P^*(k)C^T(k) + R(k)}; \quad (5)$$

$$P^*(k+1) = A(k)\bar{P}(k)A^T(k) + Q(k); \quad (6)$$

$$\bar{P}(k) = P^*(k) - K(k)C(k)P^*(k), \quad \bar{P}(0) = P_0, \quad (7)$$

де співвідношення (6) та (7) дозволяють оцінити коваріаційну матрицю похибок у відповідних точках структурної схеми (рис. 1). У відповідності з наведеним алгоритмом в кожний дискретний момент часу k на основі заданих параметрів системи та фільтра і величини вхідної дії $u(k)$ проводиться розрахунок параметрів стану системи $x^*(k+1)$ та наступного значення оптимальної оцінки $\hat{x}(k+1)$ шляхом корекції отриманого значення $x^*(k+1)$. Алгоритм корекції при цьому реалізується фільтром Калмана таким чином: фіктивне значення вимірюваної величини $y^*(k+1)$ множиться на матрицю C , результат порівнюється з дійсним вимірюваним значенням $y(k+1)$, а різниця фіктивного та дійсного значень враховується в процесі обчислень з вагою $K(k+1)$. При цьому значення вагових коефіцієнтів K враховують всі апріорні відомості про параметри шуму досліджуваної та вимірювальної систем.

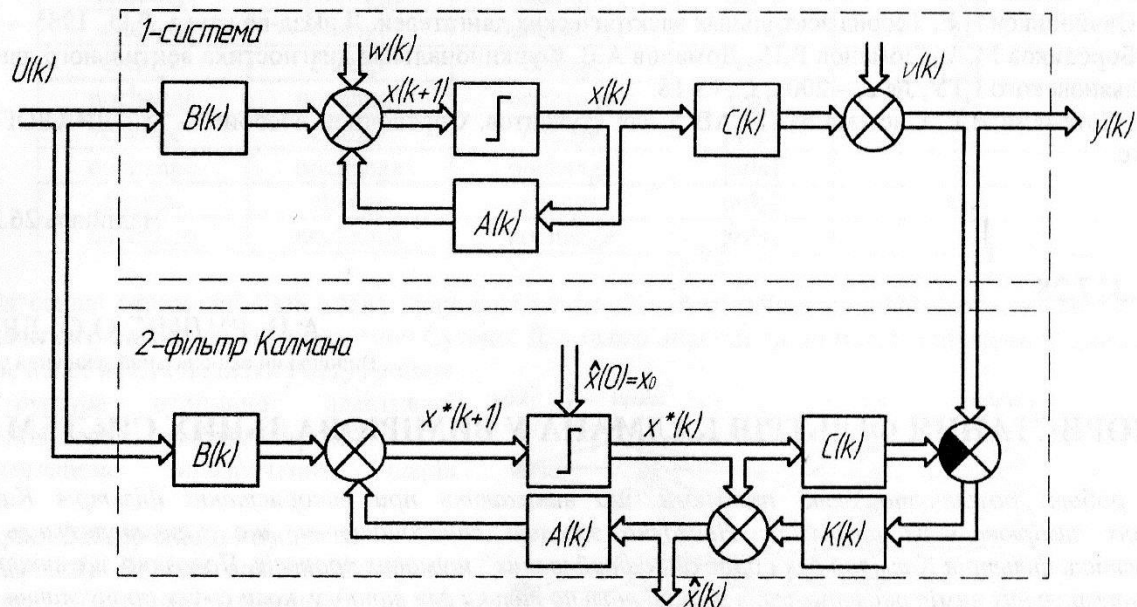


Рис. 1. Структурна схема дискретної лінійної системи з фільтром Калмана

Для лінійних систем значення матриць K , P^* та \bar{P} не залежать від миттєвого значення вихідного сигналу, тому характеристики фільтра можна проаналізувати з високим ступенем достовірності при відсутності конкретного вимірювального сигналу. Для наочної ілюстрації основних характеристик фільтра Калмана (залежності дисперсії оцінки \bar{P} від дисперсії шуму вимірювань R та шуму системи Q) розглянемо статичну систему ($A = E$), параметри стану якої безпосередньо відображаються вимірювальними сигналами ($C = E$). При цьому значення корегувального коефіцієнта K збільшується, якщо інтенсивність системного шуму збільшується у порівнянні з шумом вимірювань. Даний результат фізично можна інтерпретувати таким чином: при значному рівні системного шуму достовірність отриманого екстрапольованого значення x^* зменшується, а різниця фіктивного та дійсного результатів вимірювання має корегуватися з більшим ваговим коефіцієнтом. При цьому дисперсія оцінки \bar{P} не набагато менше дисперсії шуму вимірювань R . В крайньому випадку нескінченно великих системних шумів результат вимірювання у фактично є оцінкою \hat{x} на виході оптимального фільтра Калмана, а дисперсія оцінки дорівнює дисперсії шуму вимірювань.

Якщо шуми вимірювань значно перевищують системні шуми, то значення корегувального коефіцієнта зменшується. Це також порівняно просто пояснюється з фізичних міркувань: оскільки похибка екстрапольованого значення x^* порівняно мала, то різниця фіктивного та дійсного результатів вимірювань враховується при корегуванні з малою вагою, що обумовлено зменшенням дисперсії оцінки \bar{P} у порівнянні з

дисперсією шуму вимірювань R . В крайньому випадку нескінченно великих шумів вимірювань $K = 0$, тобто результат вимірювань практично не впливає на величину оцінки та, відповідно, дисперсія оцінки принципово не може бути менше дисперсії системних шумів. В реальному випадку, тобто при обмеженому шумі вимірювань, дисперсія оцінки \tilde{P} менше дисперсії шумів вимірювань. При цьому підвищення точності у порівнянні зі звичайним процесом вимірювань тим більше, чим менше відношення Q/R .

В реальних системах спектри системного $w(k)$ та вимірювального $v(k)$ шумів досить рідко бувають рівномірними. В більш загальному випадку в системах різного типу діють „офарбовані” шуми з нерівномірним спектром. При цьому в деякій мірі змінюються співвідношення, які описують функціонування системи та власне процес формування шуму. Так, „офарбований” системний шум описується співвідношенням типу

$$w(k+1) = \Phi w(k) + \omega(k), \tag{8}$$

де $\omega(k)$ – білий шум.

Одночасно змінюються і розглянуті раніше співвідношення для вектора стану, системної матриці та системних шумів:

$$x^w = \begin{bmatrix} x \\ w \end{bmatrix}; \quad A^w = \begin{bmatrix} A & E \\ 0 & \Phi \end{bmatrix}; \quad w^w = \begin{bmatrix} 0 \\ \omega \end{bmatrix}; \quad C^w = [C|0]. \tag{9}$$

Аналогічно для вимірювальної системи та шумів можна отримати такі співвідношення:

$$v(k+1) = \Psi v(k) + \nu(k), \tag{10}$$

$$x^v = \begin{bmatrix} x \\ v \end{bmatrix}; \quad A^v = \begin{bmatrix} A & 0 \\ 0 & \Psi \end{bmatrix}; \quad w^v = \begin{bmatrix} w \\ \nu \end{bmatrix}; \quad C^v = [C|E]. \tag{11}$$

Розглянуті співвідношення мають використовуватися для практичної реалізації алгоритму фільтрації замість наведеного раніше. В цьому випадку окрім зміни структури системи змінюється і коваріаційна матриця шумів:

$$R^v = 0; \quad Q^v = \begin{bmatrix} Q & 0 \\ 0 & R \end{bmatrix}. \tag{12}$$

При цьому в процесі реалізації розглянутих алгоритмів можуть виникати деякі складності обчислень при одночасному збільшенні часових затрат на обробку інформації. Розглянемо метод, який дозволяє проводити оцінку параметрів стану системи в „офарбованих” шумах практично без збільшення часу обчислень.

Як відомо, практичне використання фільтра Калмана потребує наявності такої апіорної інформації:

- динамічні характеристики системи, параметри стану якої підлягають оцінці, мають досить точно описуватися лінійною моделлю (при цьому відомо досить багато способів лінеаризації характеристик реальної системи);
- статистичні властивості випадкових флуктуацій параметрів стану та вимірювальних сигналів мають описуватися в формі коваріаційних матриць:

$$E[w(k) \cdot w^t(l)] \quad \text{або} \quad E[v(k) \cdot v^t(l)].$$

На практиці можна з достатнім ступенем достовірності визначити статистичні характеристики паразитних сигналів, що діють в процесі вимірювання. Однак в загальному випадку неможливо апіорно задати характеристики випадкових флуктуацій, які накладаються на детерміновані сигнали, що характеризують стан системи. Тому досить актуальною є задача розробки методів оцінки, які можна використовувати при обмеженій апіорній інформації про параметри вхідних сигналів та параметри системи.

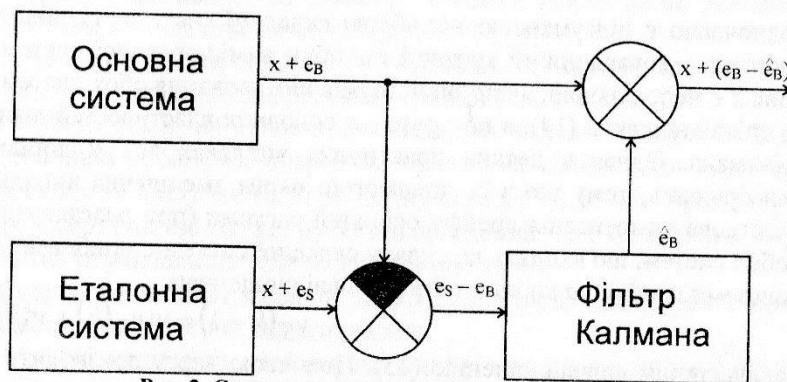


Рис. 2. Структурна схема вимірювальної системи

В роботі для розв’язання такої задачі пропонується одночасне використання двох або, більше вимірювальних систем (рис. 2).

Принцип дії такої системи досить ретельно описаний в роботі [1]. Використання складних систем такого типу найбільш раціонально в тих випадках, де забезпечення заданої надійності та достовірності вимірювання однієї і тієї самої величини, що характеризує стан системи або процесу, реалізується різними вимірювальними системами (наприклад, в навігаційних системах в авіації та космонавтиці). В системах, що забезпечують вимірювання одного параметру в неперервному режимі, дисперсія оцінки, характерна для

складної системи в усталеному стані, визначається співвідношенням

$$\sigma_{\Sigma}^2 = \frac{1}{\pi} \int_0^{\infty} \left\{ |G(j\omega)|^2 S_1(\omega) + |1 - G(j\omega)|^2 S_2(\omega) \right\} d\omega, \quad (13)$$

де S_1 та S_2 – спектри потужності шуму відповідно опорної та основної вимірювальних систем; $G(j\omega)$ – частотна характеристика досліджуваного фільтра.

Основною вимогою до фільтра є мінімум дисперсії σ_{Σ}^2 . Така задача при деяких додаткових умовах (стаціонарному шумі, усталеному стані фільтра) розв'язана в роботах [2, 3]. При цьому ідеальний фільтр Вінера забезпечує середньоквадратичну похибку

$$\sigma_{\Sigma}^2 = \frac{1}{\pi} \int_0^{\infty} \frac{S_1(\omega) \cdot S_2(\omega)}{S_1(\omega) + S_2(\omega)} d\omega. \quad (14)$$

Із співвідношення (14) виходить, що середньоквадратична похибка складної системи менше похибок окремих систем, при цьому вииграш в точності тим більший, чим більше відрізняються спектри вимірювальних та системних шумів. Таким чином, навіть проведений поверхневий аналіз дозволяє в деякій мірі оцінити діапазон використання систем такого виду для розв'язання задач зменшення підсумкової дисперсії оцінки параметрів стану деякого пристрою.

Оскільки останнім часом спостерігається тенденція до використання цифрових ЕОМ та мікропроцесорів для практичної реалізації складних фільтрів для вимірювальних систем різних типів, більш доцільним є аналіз можливості розв'язання цієї задачі для дискретного часу та в рекурсивній формі. Крім того, такий фільтр має забезпечувати мінімальну дисперсію випадкової похибки основної системи і в процесі усталення. Все це призводить до необхідності використання в якості оптимального пристрою фільтра Калмана. Якщо спектри шумів вимірювань окремих систем значно відрізняються, то функції опорної системи виконує більш широкосмуговий пристрій, а фільтром Калмана реалізується оцінка випадкової похибки основної більш вузькосмугової системи. Тоді гіпотетична система, стан якої необхідно визначити за допомогою фільтра Калмана, фактично аналогічна формульованому фільтру, на виході якого при цьому формується „офарбований” шум $v_2(k)$ з білого шуму $w(k)$:

$$v_2(k+1) = \Phi v_2(k) + w(k). \quad (15)$$

Тоді стан такої гіпотетичної системи $v_2(k)$ відображує відповідний вимірювальний сигнал, який спотворений білим шумом опорної системи $v_1(k)$:

$$y(k) = v_1(k) = v_2(k). \quad (16)$$

Відзначимо, що дискретизовані випадкові процеси $v_1(k)$ та $v_2(k)$ отримують шляхом вибірки миттєвих значень відповідних неперервних процесів. При цьому коваріаційна матриця дискретного процесу

$\bar{Q}(k, 1)$ або $\bar{R}(k, 1)$ залежить як від коваріаційної матриці відповідного неперервного процесу $\bar{Q}(t, r)$ або

$\bar{R}(t, r)$, так і від інтервалу дискретизації $t_{k+1} - t_k$. В цьому випадку похибка оцінки фільтром Калмана одночасно є підсумковою похибкою складної системи та, відповідно, коваріаційна матриця \bar{P} даної оцінки дорівнює коваріаційній матриці похибки вимірювальної системи. Побудова складної системи за структурою рис.2 є недоцільною, якщо рівні шумів вимірювання обох систем значно відрізняються. Це, по-перше, виходить з співвідношення (14), а по-друге – з основних властивостей дисперсії оцінки, отриманої за допомогою фільтра Калмана. Однак в деяких практичних випадках все ж доцільно використовувати такі системи в процесі вимірювань, тому що з їх допомогою окрім зменшення випадкової складової похибки забезпечується також часткова компенсація дрейфу основної системи (при розглянутих раніше умовах). Якщо ж смуги пропускання обох систем, що входять до складу складної системи, приблизно однакові, то для „офарбованого” шуму опорної системи необхідно користуватися співвідношенням

$$v_S(k+1) = \psi v_S(k) + v(k), \quad (17)$$

аналогічним співвідношенням (15). Це в свою чергу призводить до деякого ускладнення алгоритму практичної реалізації фільтра Калмана внаслідок зміни матриць, що описують його функціонування у відповідності з співвідношенням (11). Тому використання складних систем описаного типу раціонально тільки у випадку наявності вимірювальних пристроїв з смугами пропускання, що помітно відрізняються, коли вірним буде припущення про рівномірність спектру шуму одного з пристроїв у вузькій смузі частот.

Література

1. Lange F. – H. Zur Weiterentwicklung der Korrelationsanalyse. Teil II: Kalman-Filterung; Teil II: Varlaten

der Kalman-Filtering. msr, Berlin 26, 1983. – 11 S. 626 – 630, sowie 12, S. 693 bis 696 und S.706.

2. Kolmogorov A. Interpolation und Extrapolation von stationären zural-ligen Folgen. Bulletin de l'académie des sciences de U.R.S.S., Ser. Math. (1941) 5, pp. 3 – 14.

3. Wiener N. Extrapolation, Interpolation and Smoothing of Stationary Time Series. New York: John Wiley & Sons 1949.

Надійшла 26.3.2005 р.

УДК 621.317

А.А. НЕСТЕР, О.В. РОМАНІШИНА

Хмельницький національний університет

АВТОМАТИЗОВАНЕ ВИГОТОВЛЕННЯ ПЛАТ. КОНТРОЛЬ ПОКРИТТЯ

Розробка автоматизованої технології виготовлення плат та відновлення водних розчинів вимагає сучасних та швидких методів визначення товщини покриття, які можуть забезпечити якісний контроль, придатний для автоматичного регулювання процесів. Стаття призначена пошукам та дослідженням направленим на забезпечення необхідних параметрів.

Вступ. Відновлення водних розчинів травлення друкованих плат є однією з головних задач у створенні замкнутих процесів використання водних ресурсів. Проходячи активною частиною технологічного процесу травлення друкованих плат, водний розчин насичується з'єднаннями міді, спроможними забруднювати значні обсяги води, веде до посиленої експлуатації очисних споруд підприємства, збільшення стоків на міські очисні системи. Це припускає наявність значних фінансових витрат на забезпечення всього комплексу робіт із нейтралізацією відпрацьованих продуктів травлення й утилізацію відходів.

Одним із найважливіших елементів у зменшенні економічних витрат, зменшенні витрат води на технологічні потреби процесу травлення друкованих плат є створення місцевих внутрівиробничих замкнутих циклів повторного використання водних ресурсів із виділенням і утилізацією міді.

На підприємствах машинобудування доцільне створення локальних замкнутих систем водного господарства окремих потоків, що містять специфічні забруднення, характерні для даного технологічного процесу чи вузла. Це відпрацьовані миючі розчини, мастильно-охолоджуючі рідини, рідкі відходи фарбувальних камер, концентровані промивні води гальванічних цехів [1, 2].

В наш час високих технологій та широкого забруднення навколишнього середовища все сильніше постає питання створення замкнених систем водопостачання з повторним використанням водних розчинів та стічних вод підприємств.

Сучасне виробництво з його динамічними змінами потребує автоматизованих технологій виробництва в тому числі і очистки гальваностоків для забезпечення автоматичного регулювання подачі води, водних розчинів відповідно до технологічного процесу.

Постановка проблеми. Для захисту доріжок друкованих плат та для кращої можливості пайки в промисловості дуже широко застосовується олово. Олово є одним з найбільш часто застосовуваних елементів для пайки друкованих плат, яке зберігає при цьому властивості до захисту та пайки навіть після довгого зберігання, особливо, якщо це олово леговане вісмутом в незначній кількості (0,3...5 %) [3].

В той же час для визначення товщини металевих покриттів у цехах по виробництву друкованих плат і в гальванічних виробництвах практично єдиним методом є краплинний, рекомендований ГОСТ 9.302-79.

Мінімальна товщина покриття, що може бути виміряна краплинним методом, складає 0,265 мкм. Це значно обмежує його можливості при вимірі товщини олов'яних покриттів, нанесених хімічно, тому що їх товщини рідко перевищують 1,0-1,5 мкм. Відносна погрішність методу при цьому складає до $\pm 30\%$. Крім того, краплинний метод виміру товщини металевих покриттів не може бути використаний для автоматичного контролю в системах автоматизованого виробництва та управління технологічним процесом.

А це є дуже важливим при виготовленні друкованих плат з відновленням та повторним використанням водних розчинів, де необхідні швидкі та надійні методи визначення характеристик.

На жаль на сьогоднішній день відсутні сучасні, надійні та в той же час швидкі методи, які могли б бути використані в автоматизованому виробництві.

Невирішені питання та напрямок дослідження. Зваживши на вищевказане та на відсутність досліджень в цій царині як в Україні, так і за її межами були розглянуті всі можливі варіанти, що могли б прискорити технологічні операції. Виявилось, що перспективними в цьому відношенні можуть бути електрохімічні методи (електрохімічні методи визначення товщини металевих покриттів – хронопотенціометрія, хроновольтамперометрія, хроноамперометрія у ряді випадків можуть конкурувати з традиційними хімічними методами), які мають високу точність і придатні для використання в системах автоматичного керування [4].

Тому в даній роботі проведені дослідження та запропонована методика хроновольтамперометричного