

Періодичні зміни за часом кореляційної функції приводять до таких самих змін зміщення, тому

$$\varepsilon \left[\hat{b}_{\xi\eta}(t, u) \right] = \varepsilon_0(u) + \sum_{l \in \mathbb{Z}} \left[\varepsilon_l^c(u) \cos l\omega_0 t + \varepsilon_l^s(u) \sin l\omega_0 t \right].$$

Легко бачити, що при періодичних оцінках математичного сподівання

$$\varepsilon_0(u) = -\frac{1}{N} \sum_{n=-N+1}^{N-1} \left(1 - \frac{|n|}{N} \right) B_0^{(\xi\eta)}(u + nT),$$

$$\varepsilon_l^c(u) = -\frac{1}{N} \sum_{n=-N+1}^{N-1} \left(1 - \frac{|n|}{N} \right) C_k^{(\xi\eta)}(u + nT),$$

$$\varepsilon_l^s(u) = -\frac{1}{N} \sum_{n=-N+1}^{N-1} \left(1 - \frac{|n|}{N} \right) S_0^{(\xi\eta)}(u + nT),$$

при цьому $C_k^{(\xi\eta)}(u) = B_k^{(\xi\eta)}(u) + B_{-k}^{(\xi\eta)}(u)$, $S_k^{(\xi\eta)}(u) = i \left[B_k^{(\xi\eta)}(u) - B_{-k}^{(\xi\eta)}(u) \right]$.

З умови (11) випливають граничні рівності

$$\lim_{|u| \rightarrow \infty} B_0^{(\xi\eta)}(u) = 0, \lim_{|u| \rightarrow \infty} C_k^{(\xi\eta)}(u) = 0, \lim_{|u| \rightarrow \infty} S_k^{(\xi\eta)}(u) = 0.$$

При їх виконанні $\varepsilon_0(u) \rightarrow 0$, $\varepsilon_l^{c,s}(u) \rightarrow 0$, якщо $N \rightarrow \infty$. Це значить, що оцінки взаємкореляційної функції (1) – (2) і (7) є слушними.

Звідси випливає висновок: якщо процеси описуються ПКВП, то середня за часом похибка оцінювання їх взаємкореляційної функції не може бути визначена, виходячи тільки з характеристик їх стаціонарних наближень. Отримані співвідношення для статистичних характеристик оцінок взаємкореляційних функцій можуть бути конкретизовані для певного типу їх апроксимацій. Також можуть бути отримані залежності величини похибок оцінювання від довжини відрізка реалізації, а також параметрів, які описують кореляційну структуру циклостаціонарних процесів. Ці результати є основою для підготовки рекомендацій для вибору таких довжин реалізацій, які забезпечать потрібну якість обробки.

Список використаних джерел

1. Яворський І.М. Методи і нові технічні засоби вібродіагностики підшипникових вузлів та зубчатих передач / Яворський І.М., Драбич П.П., Драбич О.П. та ін. // Проблеми ресурсу і безпеки експлуатації конструкцій, споруд та машин. – Київ: Інститут електрозварювання ім. Є. О. Патона НАН України. – 2006. – С. 52 – 56.
2. Яворський І.М. Розробка інформаційно-виміральної системи для вібродіагностики підшипників великих стаціонарних агрегатів / Яворський І.М., Драбич П.П., Ісаєв І.Ю. та ін. // Проблеми ресурсу і безпеки експлуатації конструкцій, споруд та машин. – Київ: Інститут електрозварювання ім. Є.О. Патона НАН України. – 2009. – С. 113 – 122.
3. Яворський І.М. Методи і засоби ранньої діагностики обертових механізмів / Яворський І.М., Драбич П.П., Кравець І.Б. та ін. // Праці міжнар. наук.- техн. конф. “Ресурс, надійність та ефективність використання енергетичного обладнання”. – Харків, 2010. – С. 31 – 38.
4. Яворський І.М. Взаємозв'язані періодично корельовані випадкові процеси / Яворський І.М., Кравець І.Б., Юзефович Р.М. // Відбір і обробка інформації. – 2011. – № 34 (110). – С. 69 – 77.

УДК 51:303.115

ІМІТАЦІЙНА МОДЕЛЬ ДИСКРЕТНОГО ВИРОБНИЧОГО ПРОЦЕСУ

Яворський М.В.¹⁾, Гончар Л.І.²⁾, Гончар Т.В.³⁾

Тернопільський національний економічний університет

¹⁾ магістр; ²⁾ к.е.н., доцент; ³⁾ інженер

На підприємствах серійного машинобудування, які мають дискретний характер виробництва, процес руху напівфабрикатів складається із заготівельної, механічної та складальної стадій. Якщо в заготівельних і складальних підрозділах заводу виробничий процес, в принципі, регламентований, а отже, і легко керований, то механічне виробництво має, як правило, стохастичну природу і не підлягає детермінованому описанню [1].

Фактично механічні підрозділи підприємства являють собою деякий кібернетичний "чорний ящик", на вхід якого в певному порядку подаються заготовки, а на виході утворюється деякий вектор, компоненти якого — час випуску і кількість стандартних деталей у виготовленій партії — є випадковими величинами. З метою підтримання ритмічності складального цеху на початок планового періоду

встановлюється страховий запас деталей, для розрахунку якого застосовуються різні методи. Зокрема, задача визначення страхового запасу деталей може бути вирішена за допомогою імітаційної моделі [2].

Найбільш небажаною ситуацією для підприємства є зупинка складання деталей. Імовірність даної випадкової події d можна визначити за формулою

$$d = \frac{E}{\Phi} \quad (1)$$

де E — сумарна величина простою складального підрозділу за рік; Φ — річний фонд робочого часу складального цеху.

Очевидно, що ймовірність (відносний час) простою складального цеху залежить від величини нормативного страхового запасу деталей z_c^H , установленого на початок планового періоду. Задача полягає ось у чому: визначити вигляд функціональної залежності

$$d = f(z_s^H) \quad (2)$$

Коли за допомогою імітаційної моделі вигляд функції (2) установлено, можна знайти оптимальну величину надійності безперервної роботи складального цеху $(1-d)$ і, відповідно, оптимальне значення нормативного страхового запасу z_c^H , виходячи з наступних міркувань.

Величина страхового запасу z_c^H і надійність складального процесу пов'язані із суперечливими економічними тенденціями. При підвищенні надійності складання виробів поліпшується ритмічність виробничого процесу, а завдяки цьому знижується собівартість продукції. Водночас, для забезпечення високої надійності потрібно утворювати значні страхові запаси деталей, що призводить до збитків, зумовлених зв'язуванням оборотних фондів у запасах. Тому оптимальне значення надійності, а звідси — і нормативного страхового запасу можна знайти, виходячи з мінімуму сумарних витрат, спричинених збитками через простоювання складального цеху та омертвіння обігових коштів у запасах.

Проте вибраний оптимальний рівень страхового запасу деталей не завжди може бути реалізований через неможливість створити такий запас [1].

У загальному випадку керування процесом надходження деталей до складального цеху за умови, що тривалість виробничого циклу виготовлення деталей і кількість стандартних деталей у партії випуску є випадковими величинами, може здійснюватися (при оптимальному або заданому значенні надійності) одним із таких способів:

- установам нормативного (початкового) рівня страхового запасу деталей ;
- збільшенням числа деталей в партії запуску;
- зменшенням інтервалу часу між черговими запусками заготовок деталей у механічне виробництво.

Метою керування є забезпечення оптимальної надійності безперебійної роботи складального цеху. Керуючими параметрами (змінними керування) імітаційної моделі можуть бути обсяг нормативного страхового запасу z_c^H ; кількість деталей у партії запуску q , величина інтервалу часу між послідовними запусками R . Ендогенний параметр — надійність безперебійної роботи складального цеху $(1 - d)$. Модель спочатку дає змогу вибирати стратегію керування (тобто тип керуючого параметра), а далі встановлює необхідне значення вибраного параметра.

Список використаних джерел

1. Ситник В.Ф. Імітаційне моделювання : Навч. посібник / Ситник В.Ф., Орленко Н.С - К.: КНЕУ, 1998.-232 с.
2. Томашевський В.М. Моделювання систем / Томашевський В.М. -К.: Видавнича група ВНУ, 2005.-352с.
3. Шеннон Р. Имитационное моделирование систем - Искусство и наука./ Шеннон Р. - М.: Мир, 1978.-418 с.

УДК 623.407

ЕКСПЕРИМЕНТАЛЬНО-АНАЛІТИЧНІ МЕТОДИ ОЦІНКИ ПАРАМЕТРІВ МОДЕЛІ ЧОТИРЬОХПОЛЮСНИКА

Якубів Р.С.¹⁾, Бадищук В.І.²⁾

¹⁾ Тернопільський національний економічний університет, магістр

²⁾ Тернопільський національний технічний університет імені Івана Пулюя, к.т.н., доцент

Одним з напрямків в розробці високочастотних напівпровідникових пускорегулюючих апаратів є заміна електромагнітних вузлів (трансформатора, дроселя), що входять до їх складу,