

1 млрд. дол. На сьогодні в Польщі функціонує близько 200 лізингових фірм, з них 55 належить до Конференції Лізингових Підприємств. Це найбільші фірми і на їх частку припадає близько 85 % всього лізингового ринку Польщі.

У країнах середнього рівня розвитку (Африка, Південна Америка, Східна Азія) все більше набуває популярності міжнародний фінансовий лізинг.

Для високо розвинутих країн характерний, головним чином, лізинговий експорт, а для країн з середнім та низьким рівнем економічного розвитку – лізинговий імпорт.

Міжнародний лізинг розвивається дуже швидкими темпами. На сьогодні обсяги інтерлізингових операцій за різними даними становлять 18–20 млрд. дол. в рік, тобто коло 3 % світового експорту – імпорту техніки. За прогнозами, до 2010 р. частка міжнародних операцій, які здійснюються через лізинг, може досягнути 6–10 %.

Лізинг, який широко використовується у світі, на Україні робить лише перші кроки. На сьогодні, ця підприємницька діяльність розвивається досить повільно. Це пов'язано, на нашу думку, зі спадом виробництва, кризою неплатежів, інфляційними процесами. Крім того, лізинг не одержав широкого розповсюдження через слабку інформованість про його можливості та переваги, відсутність стимулювання та підтримки з боку держави.

Одним з основних недоліків українського законодавства стосовно лізингу, на нашу думку, є те, що головним регулюючим параметром у лізингових операціях встановлено строк амортизації. Діючий метод нарахування амортизації практично не дає можливості для укладання взаємовигідної угоди фінансового лізингу за умови чіткого дотримання законодавства.

Тому, доцільно було б, дозволити учасникам лізингової угоди самим встановлювати строки угод та метод нарахування амортизації.

Отже, вважаємо за необхідне вдосконалити наше чинне законодавство стосовно лізингу, користуючись досвідом зарубіжних країн, та створити широкі можливості для якнайшвидшого впровадження лізингу в економіку нашої держави.

Література

1. З історії розвитку лізингу// Державний інформаційний бюлетень про приватизацію. – 1998, №1.
2. Газман В.Д. Рынок лизинговых услуг. – М.: Фонд "Правовая культура". 1999. –376 с.
3. Сосюрко Ю.В. Мониторинг европейского рынка лизинговых услуг// Welcome. – 1998. – С. 29-31.



Розділ V

ІНФОРМАЦІЙНІ ТЕХНОЛОГІЇ ГАЛУЗІ

УДК 338.45:674

Проф. Д.Л. Дудюк; ст. викл. Л.Д. Загвойська – УкрДЛТУ

НАБЛИЖЕНА ОЦІНКА ВТРАТ У ВИРОБНИЧИХ СИСТЕМАХ

Наближені моделі теоретично підтверджують взаємодію параметрів автоматизованих виробничих систем і допомагають оцінити ефективність цих систем.

D. Dudyuk, L. Zahvoyska – USUFWT

Time Losses in Approximate Production Systems

Approximate models confirm parameters interaction in automated production systems and help to fix the effectiveness of these systems.

Сукупний вплив двох і більше параметрів технологічного обладнання та його компонування у виробничих системах на величину додаткових (або накладених) втрат робочого часу (ВРЧ) буває досить непростий і, на перший погляд, неоднозначний. Отримані раніше емпіричні залежності [1, 2] дають змогу з достатньо високою точністю й достовірністю оцінити конкретні значення ВРЧ та й інших показників ефективності функціонування тих чи інших виробничих систем. Але вони не завжди розкривають природний характер впливу тих чи інших параметрів. З метою заповнення такої прогалини у наших викладах доцільно продовжити аналітичні дослідження окремих варіантів автоматизованих виробничих систем з використанням наближених моделей розподілу інтервалів випуску продукції у них.

Сказане тут має безпосереднє відношення, у першу чергу, до виробничих систем з вимушеним єдиним ритмом роботи (ВЕРР) [2], в яких додаткові ВРЧ є найбільшими. Наближеними моделями розподілу ймовірностей тривалості інтервалів випуску продукції тут можуть бути трикутний розподіл (розподіл Сімпсона), трапецієподібний (рис. 1) або найпростіший з них – рівномірний (прямокутний) розподіл. Правда, останній найменше відповідає реальній картині розподілу інтервалів випуску. Та прослідкувати за його допомогою вплив конкретних параметрів (кількості одиниць обладнання, параметра стабільності інтервалів випуску) на ефективність функціонування виробничих систем можна.

Максимальне використання робочого часу (ρ_{μ}) обладнання у системах ВЕРР і накладання ВРЧ (Н) у них визначається через математичне сподівання ймовірності τ того, що всі технологічні операції у системі будуть закінчені через

час t після їх початку [1, 3]. Математичне сподівання τ визначається інтегралом добутку найтривалішої операції t на її ймовірності $p(t)$ і на ймовірність того, що тривалості оброблення на всіх інших $(a-1)$ операціях не перевищують величини t . Тут ймовірність тривалості технологічної операції або інтервалу випуску продукції t визначається щільністю їх розподілу $p(t)=P\{t=T\}$, а ймовірність того, що ці тривалості T не перевищують величини t – функцією розподілу $F(t)=P\{T \leq t\}$. Між ними існує відома залежність $p(t)=F'(t)$. Тоді математичне сподівання τ можна визначити інтегралом

$$\tau = a \int_0^{\infty} t p(t) [F(t)]^{a-1} dt = a \int_0^{\infty} t F'(t) [F(t)]^{a-1} dt. \quad (1)$$

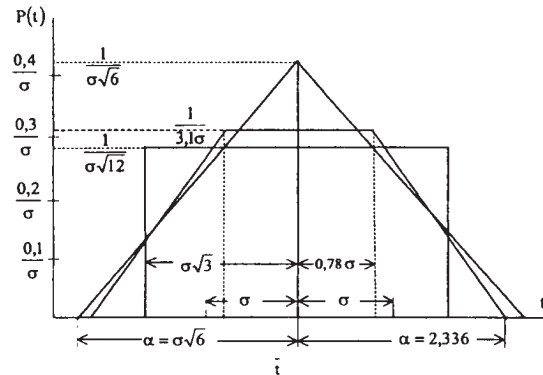


Рис. 1. Наближені моделі розподілу інтервалів випуску продукції

Такі інтеграли беруться по частинах, де: $u=t$, $du=dt$;

$$dv = a F'(t) [F(t)]^{a-1} dt = a p(t) [F(t)]^{a-1} dt. \quad (2)$$

Звідси $v = [F(t)]^a$. Тому

$$\tau = t [F(t)]^a \Big|_0^{\infty} - \int_0^{\infty} [F(t)]^a dt. \quad (3)$$

Функція $F(t)$ та щільність $p(t)$ для моделі рівномірного розподілу (рис.1) інтервалів випуску мають вигляд [4]

$$F(t) = \begin{cases} 0, & t < t_n, & 0 \\ \frac{1}{2\alpha}(t - t_n), & t_n \leq t \leq t_a, & \frac{1}{2\alpha} \\ 1, & t > t_a, & 0 \end{cases} = p(t) = F'(t). \quad (4)$$

де: t_n , t_a – нижня та відповідно верхня межі тривалостей інтервалів випуску; $\bar{t} = \frac{t_n + t_a}{2}$ – середнє значення; $2\alpha = t_a - t_n$ – розмах варіювання тривалостей.

Середнє квадратичне відхилення $\sigma = \alpha/\sqrt{3}$ і дисперсія $\sigma^2 = \alpha^2/3$. Відповідно параметр стабільності $K = \bar{t}^2/\sigma^2 = 3\bar{t}^2/\alpha^2$ і коефіцієнт варіації інтервалів випуску $v = \alpha/\bar{t}\sqrt{3}$.

На підставі останніх співвідношень отримуємо:

$$\tau = t \left(\frac{t - t_n}{2\alpha} \right)^a \Big|_{t_n}^{t_a} - \int_{t_n}^{t_a} \left(\frac{t - t_n}{2\alpha} \right) dt = t_a - \frac{2\alpha}{a+1} = \bar{t} + \alpha \frac{a-1}{a+1} = \bar{t} \left(1 + \frac{\alpha}{\bar{t}} \cdot \frac{a-1}{a+1} \right), \quad (5)$$

де $\bar{t} = t_a - \alpha$.

Тепер знаходимо добуток параметрів $\mu\tau$

$$\mu\tau = \tau/\bar{t} = \frac{a-1}{a+1} \cdot \frac{\alpha}{\bar{t}} + 1 = \frac{a-1}{a+1} \sqrt{\frac{3}{K}} + 1, \quad (6)$$

де $\mu = 1/\bar{t}$ – інтенсивність обробки предметів праці.

Максимальне значення коефіцієнта використання робочого часу у таких моделях

$$\rho_{\max} = \frac{1}{\mu\tau} = \left(\frac{a-1}{a+1} \sqrt{\frac{3}{K}} + 1 \right)^{-1} = \left(\frac{a-1}{a+1} \sqrt{3v} + 1 \right)^{-1}, \quad (7)$$

де $v = \frac{1}{\sqrt{K}}$ – коефіцієнт варіації інтервалів випуску.

Звідси коефіцієнт додаткових ВРЧ

$$H_n = 1 - \rho_{\max} = \left(\frac{a+1}{a-1} \sqrt{\frac{K}{3}} + 1 \right)^{-1} = \left[\frac{a+1}{(a-1)v\sqrt{3}} + 1 \right]^{-1}. \quad (8)$$

В отриманому тут простому співвідношенні (8) два доданки. Перший з них чітко визначає роль обох задіяних параметрів: кількості одиниць обладнання (a) та параметра стабільності інтервалів випуску продукції на цьому обладнанні (K). Другий доданок фіксований на рівні одиниці. Кожний з аналізованих параметрів має належний вплив на загальний вираз додаткових ВРЧ: перший з них на частку $\frac{a+1}{(a-1)\sqrt{3}}$, другий безпосередньо через квадратний корінь ($\sqrt{K}$). Зі збільшенням кількості одиниць обладнання від 2 до практично необмежених значень ця частка змінюється у невеличкому діапазоні – від $\sqrt{3}$ до $\sqrt{3}/3$. У дослідженні коефіцієнт накладання ВРЧ для $K=1$ зростає від 0,366 до 0,634.

Для простої моделі виробничої системи з двох одиниць обладнання ($a=2$) з рівномірним розподілом ймовірностей інтервалів випуску коефіцієнт накладання ВРЧ

$$H_{2n} = (\sqrt{3K} + 1)^{-1} = \left(\frac{\sqrt{3}}{v} + 1 \right)^{-1}. \quad (9)$$

Цей вираз досить близький до отриманого раніше [2] за допомогою формули Стірлінга. Тому він заслуговує на особливу увагу.

Для моделі трикутного (Сімпсона) розподілу ймовірностей тривалостей технологічних операцій (або інтервалів випуску) (рис. 1) функція $F(t)$ та щільність $p(t)$ визначається такими співвідношеннями [4]

$$F(t) = \begin{cases} 0, & t < t_n, & 0 \\ \frac{1}{2\alpha^2}(t-t_n)^2, & t_n \leq t \leq \bar{t}, & \frac{1}{\alpha^2}(t-t_n) \\ 1 - \frac{1}{2\alpha^2}(t_n-t)^2, & \bar{t} \leq t \leq t_s, & \frac{1}{\alpha^2}(t_n-t) \\ 1, & t > t_s, & 0 \end{cases} = p(t) = F'(t). \quad (10)$$

де: t_n , t_s – відповідно нижня та верхня межі тривалостей інтервалів випуску; $\bar{t} = \frac{t_n + t_s}{2}$ – середнє значення; $2\alpha = t_s - t_n$ – розмах варіювання тривалостей.

Середнє квадратичне відхилення $\sigma_t = \alpha/\sqrt{6}$ і дисперсія $\sigma^2 = \alpha^2/6$. Тут дисперсія у два рази менша, ніж у моделі прямокутного розподілу. Стандартний параметр стабільності $K = 6\bar{t}^2/\alpha^2$. Він відповідно у два рази більший, ніж для моделі рівномірного розподілу.

На підставі попередніх міркувань (1-3) та (10) визначасмо математичне сподівання τ

$$\begin{aligned} \tau &= t[F(t)]^a \Big|_0^\infty - \int_0^\infty [F(t)]^a dt = t \left[\frac{1}{2\alpha^2}(t-t_n)^2 \right]_{t_n}^{\bar{t}} - \int_{t_n}^{\bar{t}} \left[\frac{1}{2\alpha^2}(t-t_n)^2 \right]^a dt + \\ &+ t \left[1 - \frac{1}{2\alpha^2}(t_n-t)^2 \right]^a \Big|_{\bar{t}}^{t_s} - \int_{\bar{t}}^{t_s} \left[1 - \frac{1}{2\alpha^2}(t_n-t)^2 \right]^a dt = \\ &= \frac{\bar{t}}{2^a} - \frac{1}{(2\alpha^2)^a} \frac{(t-t_n)^{2a+1}}{2a+1} \Big|_{t_n}^{\bar{t}} + \bar{t} + \alpha - \frac{\bar{t}}{2^a} - \int_{\bar{t}}^{t_s} \left[1 + \sum_{j=1}^a (-1)^j \binom{a}{j} \left[\frac{(t_n-t)^2}{2\alpha^2} \right]^j \right] dt = \\ &= \alpha \left[\sum_{j=1}^a (-1)^{j+1} \binom{a}{j} \frac{1}{2^j(2j+1)} - \frac{2^{-a}}{2a+1} \right] + \bar{t}. \end{aligned} \quad (11)$$

Тепер визначасмо добуток параметрів $\mu\tau$

$$\mu\tau = \tau/\bar{t} = \frac{\alpha}{\bar{t}} \left[\sum_{j=1}^a \frac{(-1)^{j+1} \binom{a}{j}}{2^j(2j+1)} - \frac{2^{-a}}{2a+1} \right] + 1 = \sqrt{\frac{6}{K}} \left[\sum_{j=1}^a \frac{(-1)^{j+1} \binom{a}{j}}{2^j(2j+1)} - \frac{2^{-a}}{2a+1} \right] + 1. \quad (12)$$

З останнього виразу можемо знайти і максимально можливе використання робочого часу $\rho_{\text{макс}}$, і коефіцієнт накладання ВРЧ за співвідношеннями (7) і (8).

Ближчий аналіз шойно отриманої залежності (12) показує, що тут, як і у попередньому випадку прямокутного розподілу інтервалів випуску, маємо два доданки. Лише один із них залежить як від параметра кількості одиниць обладнання a , так і від параметра стабільності K . Останній, як і у попередньому випадку, знаходиться під квадратним коренем. У випадку виробничої системи з двох послідовних одиниць обладнання коефіцієнт максимально допустимого використання робочого часу

$$\rho_{\text{макс}} = \left(\frac{7}{30} \sqrt{\frac{6}{K}} + 1 \right)^{-1} \quad (13)$$

і коефіцієнт накладання ВРЧ

$$H_A = (\sqrt{3.061K} + 1)^{-1} = (1.750/\nu + 1)^{-1}. \quad (14)$$

Цей вираз ще ближчий до отриманого раніше за допомогою формули Стірлінга. Точність його необмежено зростає зі збільшенням параметра K , особливо після $K \geq 10$.

Щодо впливу параметра кількості обладнання у моделях з трикутним розподілом інтервалів випуску слід відзначити, що тут він не подібний за своєю формою до його впливу у моделях з прямокутним розподілом. Тут цей вплив виражається $(a+1)$ -им доданком з біноміальними коефіцієнтами та зі змінним знаком. Це вже подібне до повного аналітичного розв'язку [1, 2]. Числовий аналіз розв'язків (6) і (12) показує, що вони досить близькі між собою і дають задовільні результати лише для $2 \leq a \leq 4$ одиниць обладнання. У цьому легко пересвідчитись, порівнявши між собою основи аналізованих розв'язків для випадку $K=1$:

- з експоненціальним розподілом

$$W_e = \mu\tau_e - 1 = \sum_{j=2}^a j^{-1}, \quad (15)$$

- з трикутним розподілом (12)

$$W_A = \sqrt{6} \left[\sum_{j=1}^a \frac{(-1)^{j+1} \binom{a}{j}}{2^j(2j+1)} - \frac{2^{-a}}{2a+1} \right], \quad (16)$$

- з прямокутним розподілом (6)

$$W_n = \frac{a-1}{a+1} \sqrt{3}. \quad (17)$$

Числові значення величин W для $a=2, 3, 5, 7, 10$ зведені до табл. Характер їх зміни залежно від кількості одиниць обладнання a показаний на рис. 2.

Табл. Основа $W = \mu\tau - 1$ для різних моделей інтервалів випуску

№ п/п	Модель	a				
		2	3	5	7	10
1	Експонента	0,500	0,833	1,283	1,593	1,929
2	Трикутна	0,572	0,857	1,169	1,347	1,510
3	Прямокутна	0,577	0,866	1,154	1,299	1,417

Значне відхилення аналізованих параметрів від дійсної картини в експоненціальних моделях (рис. 2) вже починаючи з $a=5$ не дає змоги взяти ці параметри з трикутного чи прямокутного розподілу за основу тих чи інших емпіричних залежностей. Тому за основу слід взяти вплив параметра a в експоненціальній моделі (15). А з моделей трикутного і прямокутного розподілу доцільно взяти вплив параметра стабільності, що проявляється через ділення на квадратний корінь. Тоді на підставі (15) отримаємо вираз

$$\mu\tau_e \approx W_e / \sqrt{K} + I = \sum_{j=2}^a j^{-1} / \sqrt{K} + I. \quad (18)$$

Звідси максимальне завантаження у часі

$$\rho_{e\max} = \left(\sum_{j=2}^a j^{-1} / \sqrt{K} + I \right)^{-1} \quad (19)$$

і коефіцієнт накладання ВРЧ

$$H_e \approx \left(\sqrt{K} / \sum_{2 \leq j \leq a} j^{-1} + I \right)^{-1} = \left(\frac{I}{\sum_{2 \leq j \leq a} j^{-1}} + 1 \right)^{-1}. \quad (20)$$

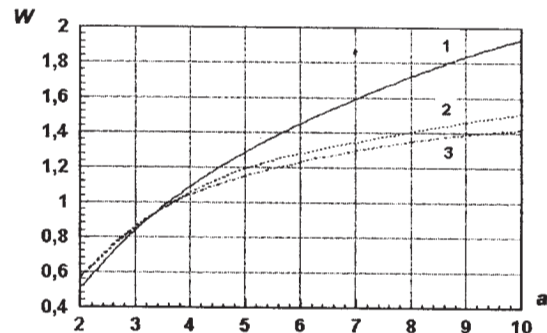


Рис. 2. Характер залежності параметра W від кількості одиниць обладнання для: 1 – експоненціальної, 2 – трикутної, 3 – прямокутної моделей розподілу

Отримане таким чином просте і компактне співвідношення досить добре узгоджується з результатами імітаційного моделювання та аналітичною залежністю [1,2]. Середнє квадратичне відхилення розрахунків у межах $2 \leq a \leq 10$ та $1 \leq K \leq 120$ становить $\sigma = 0,013$. Найменші відхилення спостерігаються для 3...5 одиниць обладнання.

У випадку двох послідовних дільниць чи верстатів коефіцієнт накладання ВРЧ тепер можна визначити за співвідношенням

$$H_{2e} \approx (2\sqrt{K} + I)^{-1} = (2/v + I)^{-1}. \quad (21)$$

Воно досить близьке до отриманих раніше, у тім числі й до теоретичних розв'язків.

Встановлені у цьому розділі аналітичні й емпіричні залежності розкривають основні закономірності функціонування виробничих систем, взаємодію у часі технологічного обладнання між собою та з допоміжними механізмами, вплив структури, параметрів і способу організації роботи окремих верстатів, дільниць, ліній і технологічних потоків на неминучі додаткові ВРЧ та інші показники ефективності виробничих систем. Ці залежності дають змогу не тільки оцінити вплив різних факторів і параметрів на ефективність виробничих систем, але й знайти шляхи й методи оптимізації цих систем.

Література

1. Д. Дудюк, Л. Загвойська, В. Максимів та ін. Елементи теорії автоматичних ліній. – Львів – Київ: ІЗМН, 1998. – 192 с.
2. Дудюк Д.Л., Загвойська Д.Д., Максимів В.М. Проблеми активності структури складних систем// Церква і соціальні проблеми. Екологія, економіка і християнська мораль: українська дійсність і перспективи. – Львів: Місіонер, 2000. – С. 245-253.
3. Максимів В.М. Моделювання процесів функціонування автоматизованих ліній деревообробки. – Львів. – К.: ІСДО, 1997. – 185 с.
4. Справочник по математике (для научных работников и инженеров). Г. Корн. – М.: Наука, 1974. – 832 с.

УДК 630.323

Т.В. Іванишин – УкрДЛТУ

ІДЕНТИФІКАЦІЯ РОБОТИ ТРИВЕРСТАТНИХ ВИРОБНИЧИХ СИСТЕМ МЕХАНІЧНОЇ ОБРОБКИ БРУСКОВИХ ЗАГОТОВОК З ГНУЧКИМ АГРЕГАТУВАННЯМ ОБЛАДНАННЯ

Синтезовані аналітичні залежності показників функціонування триверстатних автоматизованих ліній з гнучким агрегуванням обладнання.

T.V. Ivanyshyn – USUFWT

The production lines and technology flows mathematic models of windows and doors blocks

The production three machinery systems mathematic models with flexible bounds for mechanical processing the details.

Як показує практика, з огляду на специфіку технологічного процесу механічної обробки брускових заготовок віконних і дверних блоків, експлуатація у ньому синхронних автоматизованих і поточних ліній з фіксованим ритмом T їх роботи (з жорстким агрегуванням обладнання) є неефективною, бо залежно від номенклатури, типу і характеристик обладнання, сировини та продукції, що комплектує готовий виріб, величина тривалості t_i технологічних операцій на дільницях має стохастичний характер [4]. Тобто значення t_i завжди є різним, як у межах однієї дільниці, так і на суміжних операціях і постійно змінюється на деякому випадковому проміжку його варіювання: $t_{imin} \leq t_i \leq t_{imax}$. Через таку мінливість інтервалів випуску t_i у виробничих системах з жорстким міжверстатним зв'язком посилюється взаємний вплив дільниць одна на одну і веде до їх додаткових позациклових втрат. У цьому разі продуктивність таких ліній порівняно з іншими варіантами компонування систем є найменшою [1-3].

Очевидно, що кращим варіантом на дільницях механічної обробки брускових заготовок є експлуатація несинхронних виробничих систем зі змінним ритмом T роботи обладнання – $T = var$, де момент закінчення обробки деталі на попередньому верстаті, як правило, не співпадає з початком її обробки на наступному агрегаті. У цьому випадку негативний вплив на якісні показники роботи системи різниці величини продуктивностей кожної пари машин, що компонують лінію, можна нівелювати за рахунок встановлення у структурі потоку між всіма його робочими позиціями міжопераційних накопичувачів місткістю M_k ($k = 1...2$) заготовок, які забезпечують незалежність роботи суміжних верстатів у випадку змінного ритму їх роботи і дозволяють локалізувати вплив випадкових відмов