УДК 658.7:69.05

Є.Ю. Антипенко, д.т.н., проф., ЗДІА, м. Запоріжжя

ТЕОРЕТИКО-МАТЕМАТИЧНА ФОРМАЛІЗАЦІЯ МОДЕЛЕЙ ПЛАНУВАННЯ СТОХАСТИЧНИХ СИСТЕМ УПРАВЛІННЯ ЛАНЦЮГАМИ ПОСТАВОК ПІДПРИЄМСТВА

АНОТАЦІЯ

У статті досліджено існуючу базу імовірнісного планування та управління діяльністю, формалізована найбільш поширена систему опису та моделювання множини взаємопов'язаних процесів функціонування підприємства та визначено апарат вдосконалення їх взаємоув'язки.

Ключові слова: структура проекту, процеси функціонування, управління ланцюгами поставок, планування діяльності підприємства.

Актуальність. Відмітною особливістю сучасності є різке зростання масштабів і складності наукових досліджень,розробок та інновацій. У цих умовах побудова ефективної системи управління та організації виробництва на підприємствах галузей реального сектора економіки обумовлює вдосконалення моделей і методів управління ланцюгами поставок на основі новітніх досягнень прикладних дисциплін. Враховуючи, що найбільш поширеним апаратом моделювання структури проектів, процесів, діяльності суб'єктів господарювання є апарат сітьових методів і моделей, доцільно використання саме його при описі моделей стохастичного планування управління ланцюгами поставок на різних етапах функціонування підприємства, що досліджується. При цьому особливу увагу потрібно приділити питанням раціонального розподілу ресурсів як між проектами, що реалізуються підприємством, так і всередині окремого проекту, зважаючи на можливість застосування різних типів ієрархічної побудови систем управління на підприємстві (процес, проект, підприємство).

Метою дослідження є вдосконалення процесів функціонування підприємств за рахунок підвищення ефективності управління ланцюгами поставок на базі побудови систем ираціоналізації їх параметрів із урахуванням обмежень за часом і витратами.

Для досягнення поставленої у статті мети потрібно дослідити методи з імовірнісного планування та управління діяльністю, формалізувати систему опису та моделювання множини взаємопов'язаних процесів функціонування підприємства та визначитись із базою апарату їх вдосконалення.

Основний матеріал дослідження. У всіх системах стохастичного сітьового планування та управління враховується, що тривалість робіт сітьової моделі є випадковою величиною. Передбачається, що випадкові величини підпорядковані прийнятому для даної системи закону стохастичного розподілу та тип розподілу приймається однаковим для всіх робіт. Що стосується параметрів розподілення, то останні задаються для кожної роботи на основі або нормативних даних, або апріорних міркувань, або свого виробничого досвіду. Найбільш поширеним розподілом з властивостями, що притаманні операційним процесам функціонування підприємства, є бета-розподіл, який зазвичай постулюється на практиці. Загальний вид бета-розподілу характеризується, крім наявності великої кількості випадкових факторів, кожен з яких окремо робить несуттєвий вплив, наявністю декількох, також випадкових факторів, число яких невелике, а вплив істотний. В результаті впливу суттєвих факторів розподіл ймовірностей зазвичай робиться асиметричним. Саме такого роду обставина має місце при реалізації переважної більшості процесів, які входять до моделі проекту. Звідси випливає можливість вибору бета-розподілу в якості апріорно-базового.

Аналіз масивів статистичних даних операційних процесів підтверджує можливість використання бета-розподілу в якості апріорного.

Формула щільності бета-розподілу має такий вигляд:

$$B(p,q,x)=\begin{cases}\dfrac{1}{B(p,q)}x^{p-1}(1-x)^{q-1} \text{при } 0\le x\le 1\\ 0 \text{ при } x<0,\ x>1,\end{cases} \quad (1)$$

де $B(p, q)$ — бета-функція:

$$B(p,q)=\int_0^1 x^{p-1}(1-x)^{q-1}dx = \frac{\Gamma(p)\Gamma(q)}{\Gamma(p+q)}, \quad (2)$$

а гамма-функція Γ(z) визначається за формулою:

$$\Gamma(z) = \int_0^\infty e^{-t} t^{z-1} dt, \qquad (3)$$

при цьому для цілих z функція G(z) = 1x 2 x ...x (z – 1) = (z – 1). Початковий момент
r -го порядку визначається формулою

$$\frac{1}{B(p.q)} \int_0^1 x^{r+p-1} (1-x)^{q-1} dx = \frac{B(p+r.q)}{B(p.q)} \quad .(4)$$

При r = 1 отримуємо математичне очікування:

$$Mx = \frac{B(p+1.q)}{B(p.q)} = \frac{\Gamma(p+1)\Gamma(q)\Gamma(p+q)}{\Gamma(p+q+1)\Gamma(p)\Gamma(q)} =$$

$$= \frac{p}{p+q}. \qquad (5)$$

Для дисперсії (r = 2) маємо:

$$Dx = \frac{B(p+2,q)}{B(p,q)} - \left(\frac{p}{p+q}\right)^2 =$$

$$= \frac{p(p+1)}{(p+q)(p+q+1)} - \frac{p^2}{(p+q)^2} =$$

$$= \frac{pq}{(p+q)^2(p+q+1)}. \qquad (6)$$

Вид функції (1) залежить від показників p і q, для p>2 (і, відповідно, для q>2) функція розподілу близька до 0 в лівій (або правій) кінцевій точці разом з її першою похідною.

Для 1<p<2 (і, відповідно, 1<q<2) крива має вертикальну дотичну в лівій (правій) кінцевій точці. Для 0<p<1 (і,відповідно,0<q<1) функція йде в нескінченність, якщо значення x відповідають лівій (правій) кінцевій точці, причому вертикальна пряма, проведена з лівої крайньої точки, буде її асимптотою. Для p Є 0 (і, відповідно, q Є 0) інтеграл дорівнює нескінченності, так що функція розподілу перестає існувати. Розглянемо одне з обґрунтувань доцільності прийняття закону бета-розподілу, засноване на побудові моделі випадкової величини часу закінчення роботи в мережевому проекті. Нехай початок виконання роботи відноситься до моменту Т0, а її закінчення являє собою випадкову величину, що змінюється в інтервалі (Т1, Т2).

Величина Т1 являє собою час закінчення роботи, яка визначається причинами, що лежать в суті даної роботи, і називається 1-м технологічним часом для даної роботи. Аналогічно, величина Т2 носить назву 2-го технологічного часу для роботи. Щільність розподілу випадкової величини закінчення роботи визначається, виходячи з таких припущень:

1.Весь інтервал часу виконання роботи (Т0, ?) складається з інтервалів, що відносяться, до роботи, і інтервалів, що відносяться до затримок.

2.Тривалість часу, Т1-Т0, відноситься, до роботи, а тривалість τ — Т1відноситьсядо затримок.

3. Відтинок часу Т1-Т0 поділений на n однакових частин тривалістю (Т1— Т0)/n . Якщо на першому інтервалі (Т0, Т0 + (Т1-Т0)/n) виникає затримка, то після моменту t1= Т0 + (Т1-Т0)/n робота зупиняється і в наступний інтервал часу від t1 до t1'= t1 + Δ, де Δ=(Т2-Т1)/n відбувається усунення затримки, яка виникла, і робота знову поновлюється тільки з моменту t1. Якщо на інтервалі (Т0, t1)не виникає затримок, то після t1 робота продовжується. Потім враховується можливість ускладнень на наступному етапі роботи (t1', t1' + (Т1-Т0)/n) в першому випадку і (t1, t2), де t2=t1 +(Т1-+Т0)/n в другому випадку і т.д. Якщо на кожному етапі затримок не виникне, то робота закінчиться в момент Т1, а якщо затримки виникнуть на кожному етапі, то робота закінчиться в момент Т2. Якщо в загальній складності виникне m ускладнень, то робота закінчиться в момент τ =Т1+mΔ= Т1+m(Т2-Т1)/n.

4. Подія, що полягає в тому, що на і-му етапі виникло ускладнення, визначається і вибіркою з деякої генеральної сукупності.

5. Одиничний елемент генеральної сукупності містить частку "сприяє ускладненням".

6. З кожним етапом генеральна сукупність збільшується на величину ∂, причому, якщо на попередньому етапі виникли затримки, то ∂ сприяла затримкам і не сприяла в протилежному випадку. Якщо через A^k_i позначити подію, що полягає в тому, що на (і+1) етапі виникла затримка за умови, що на попередніх етапах виникло k затримок, то ймовірність події A^k_i буде мати вигляд

$$P\left(A_i^k\right)=\frac{p+k\vartheta}{1+i\vartheta}\quad\left(1\le k\le i\le n\right). \qquad (7)$$

7. Складається різниця ймовірностей затримок на i-му етапі за наявності k +1 і k затримок на попередніх етапах і відноситься до ймовірності затримок на i-му етапі при повній відсутності затримок на попередніх етапах. У результаті виходить співвідношення

$$\frac{P\left(A_i^{k+1}\right)-P\left(A_i^k\right)}{P\left(A_i^0\right)}=\frac{\vartheta}{p}. \qquad (8)$$

З цієї формули видно, що розглядається закон затримок, для якого відносна величина затримок постійна. При цьому можна показати, що розподіл ймовірностей для випадкової величини *m* має вигляд:

$$P_{m,n}=C_n^m\frac{\prod_{i=0}^{m-1}(p+iv)\prod_{i=0}^{n-m-1}(1-p+iv)}{\prod_{i=1}^{n-1}(1+iv)}. \qquad (9)$$

Дійсно, число послідовностей з *n* етапів, на яких виникло *m* затримок, дорівнює числу сполучень C^m_n Кожна послідовність має одну і ту ж імовірність

$$\frac{\prod_{i=0}^{m-1}(p+iv)\prod_{i=0}^{n-m-1}(1-p+iv)}{\prod_{i=1}^{n-1}(1+iv)}. \qquad (10)$$

Після того, як на *h* етапах труднощі виникли, а на *k* етапах не виникли, ймовірність затримок та ймовірність відсутності затримок на наступному етапі виражаються відповідно числами:

$$\frac{p+hv}{1+(k+h)v}\ \text{и}\ \frac{1-p+kv}{1+(k+h)v}. \qquad (11)$$

Відзначимо, що відсутність залежності ймовірності затримок від попереднього етапу є приватним випадком (ν =0) написаного виразу для $p_{m,n}$, і являє собою відомий біноміальний розподіл. Надалі знаходиться допустиме значення для ймовірності $p_{m,n}$ за умови, що n необмежено зростає. З формули (11) маємо

$$\frac{p_{m+1,n}}{p_{m,n}}=\frac{n-m}{m+1}\cdot\frac{p+mv}{1-p+(n-m-1)}. \qquad (12)$$

Звідки, позначивши

$\frac{p}{v}=\alpha$, $\frac{p}{v}\left(\frac{1}{p}-1\right)=\beta$ будемо мати:

$$\frac{p_{m+1,n}-p_{m,n}}{p_{m,n}}=$$

$$=\frac{(\alpha-1)n+(2-\alpha-\beta)m-\beta+1}{(m+1)(\beta+n-m-1)}=$$

$$=\frac{(\alpha-1)+(2-\alpha-\beta)\frac{m}{n}+\frac{1-\beta}{n}}{n\frac{m}{n}\left(1+\frac{m+1}{n}+\frac{\beta}{n}\right)}. \qquad (13)$$

Припускаючи :

$m/n=x,\ (m+1)/n=x+\Delta x.\ p_{m/n}=y,\ p_{m+1,n}=y+\Delta y$ (14)

Спрямовуючи $n\to\infty$ чи $\Delta x\to 0$, після інтегрування отримаємо:

$$y = C\,x^{n-1}(1-x)^{\beta-1}. \qquad (15)$$

Звідки видно, що щільність ймовірності випадкової величини виражається формулою:

$$p_\xi(x)=\frac{1}{B(\alpha,\beta)}x^{n-1}(1-x)^{\beta-1}. \qquad (16)$$

в якій В (α, β) є функцією Ейлера і яка збігається з формулою (1).

Таким чином, ξ є x випадковою величиною, розподіленою за законом бета-розподілу (1).

Заміна змінних $x=(t-\alpha)^{\alpha-1}(b-\alpha)$ приводить до добре відомої формули бета-розподілу з щільністю:

$$f(t)=\begin{cases}\frac{1}{(b-a)^{\alpha+\beta-1}B(\alpha,\beta)}(t-a)^{\alpha-1}(b-t)^{\beta-1}\\ 0\end{cases}$$

$$\text{при}\ a\le t\le b \qquad (17)$$

Оскільки розподіл $p_i(x)$ має, в деякому розумінні, оптимально апроксимувати задану числову інформацію

$a_i,\ b_i,\ i\ m_i 1\le i\le N$ (18)

необхідно встановити критерії цієї оптимальності, на основі яких можна оцінити статичні показники α і γ. Зрозуміло, такого роду критерії будуть встановлені апріорно. По-перше, розподіл $p_i(x)$ для кожної з робіт R_i формує відповідну моду L_i. Необхідно таким чином оцінити параметри розподілу $p_i(x)$, щоб множина $\{L_i\}$ відповідала множині заданих значень $\{m_i\}$, отриманих від відповідних виконавців. Такого роду апроксимація може бути побудована аналітичним шляхом, зокрема, за допомогою відомого методу найменших квадратів. Необхідно підібрати такі значення показників α і γ, щоб сума квадратів відхилень

$$V=\sum_{i=1}^{N}(L_i-m_i)^2=\sum_{i=1}^{N}\left(\frac{\alpha b_1+\gamma a_1}{\alpha+\gamma}-m_i\right)^2 \quad (19)$$

була мінімальною. Таким чином,

$$\sum_{i=1}^{N}\left[(1-\frac{\alpha}{\alpha+\gamma})a_1+\frac{\alpha}{\alpha+\gamma}b_i-m_i\right]^2=\min . \quad (20)$$

Відобразимо відношення $\alpha/(\alpha+\gamma)$ через k. Тоді

$$\sum_{i=1}^{N}\left[kb_i+(1-k)a_i-m_i\right]^2=\min \quad (21)$$

Значення k може бути отримано із відношення $(\partial V/\partial k)=0$. Отримаємо

$$2\sum_{i=1}^{N}\left[kb_i+(1-k)a_i-m_i\right](b_i-a_i)=0 \quad (22)$$

Звідси

$$k=\frac{\sum_{i=1}^{N}(b_i-a_i)(m_i-a_i)}{\sum_{i=1}^{N}(b_i-a_i)^2}. \quad (23)$$

Співвідношення (23) не визначає однозначно ступеневі показники a і y. Необхідно ввести другий критерій відповідності розподілу pi(x) емпіричним значенням.

Задаємо другу умову:

$$W=\sum_{i=1}^{N}\left[\frac{b_i(\alpha+1)+a_i(\gamma+1)}{\alpha+\gamma+2}-\frac{a_i+b_i+4m_i}{6}\right]^2=\min . \quad (24)$$

звідки отримуємо

$$W=\sum_{i=1}^{N}\left[\frac{\alpha+1}{\alpha+\gamma+2}b_i+(1-\frac{\alpha+1}{\alpha+\gamma+2})a_i-\right.$$

$$\left.-\frac{a_i+b_i+4m_i}{6}\right]^2=\min . \quad (25)$$

Позначимо

(α+1) / (α + γ+2)=q, тоді

$$W=\sum_{i=1}^{N}\left[qb_i+(1-q)a_i-\frac{a_i}{6}-\frac{b_i}{6}-\frac{2}{3}m_i\right]^2=\min \quad (27)$$

Із відношення $(\partial W/\partial q)=0$ значення q можна легко визначити:

$$\frac{\partial W}{\partial q}=2\sum_{i=1}^{N}\left[qb_i+(1-q)a_i-\frac{a_i}{6}-\frac{b_i}{6}-\frac{2}{3}m_i\right](b_i-a_i)=0 \quad (28)$$

Отримані співвідношення однозначно визначають значення α і γ, тим самим, однозначно формують закон розподілення $p_i(x)$ для будь-якого операційного процесу підприємства. Таким чином, у формулі $p_i(x)$ параметрами є області визначення часових характеристик a_i і b_i, що задаються відповідними обмеженнями і обчислюються на підставі співвідношень (23) і (28), та ступеневі показники α і γ. На відміну від параметрів a_i і b_i, значення α і γ незмінні для всіх процесів, що досліджуються у межах окремого циклу.

Висновки. У підсумку можливо зазначити, що викладений апарат моделювання структури діяльності підприємства з урахуванням стохастичності процесів його функціонування дозволяє підвищити рівень управління ланцюгами поставок підприємства та таким чином покращити провідні показники діяльності і економіко-фінансове становище. Подальше вдосконалення зазначеного теоретико-математичного апарата, безумовно, є однією з провідних задач покращення якості моделювання та планування виробництва.

ЛІТЕРАТУРА

1. Афанасьев Н.В. Управление развитием предприятия / Н.В.Афанасьев, В.Д.Рогожин, В.И.Рудыка. – Харьков: Изд. Дом "ИНЖЭК", 2003. – 184 с.

2. Афонин И.В. Управление развитием предприятия: стратегический менеджмент, инновации, *инвестиции, цены / И.В.Афонин. — М.: Изд.-торг. корпорация "Дашков и Ко", 2002. — 380 с.*

3. Василенко В.А. Организационно-циклическая и структурно-функциональная модель развития организации / В.А. Василенко // В Культура народов Причерноморья, — 2004. — №56, Т.1. — С.100-107.

4. Ляшенко В.И. Регулирование развития экономических систем: теория, режимы, институты / В.И.Ляшенко — Донецк: ДонНТУ, 2006. — 668 с.

5. Момот Т.В. Вартісно-орієнтоване корпоративне управління: від теорії до практичного впровадження / Т.В.Момот. — Харків: ХНАМГ, 2006. — 380 с.

6. Пономаренко В.С., Тридід О.М., Кизим М.О. Стратегія розвитку підприємства в умовах кризи / В.С. Пономаренко, О.М. Тридід, М.О. Кизим. — Харків: Вид. Дім "ІНЖЕК", 2003. — 328 с.

АННОТАЦИЯ

В статье исследована существуюая база вероятностного планирования и управления деятельностью, формализованная наиболее распространенная система описания и моделирования множества взаимосвязанных процес сов функционирования предприятия и определен апарат совершенствования их взаимосвязи.

Ключевые слова: структура проекта, процессы функционирования, управление цепочками поставок, планирование деятельности предприятия.

ANNOTATION

Thepaperinvestigatestheexistingframeworkofprobabilisticplanningandmanagementactivities, formalizedmostcommonsystemdescriptionandsimulationofmultipleinterrelatedprocessesanddefinestheoperationofthebusinessunittoimprovelinkagebetweenthem.

Keywords: project structure, functioning processes, management of chains of deliveries, planning of activity of the enterprise.

УДК 504:69

Г.В. Шпакова, к.т.н., доцент, КНУБА, м. Київ

ШЛЯХИ І МОЖЛИВІСТЬ ПЕРЕРОБКИ БУДІВЕЛЬНИХ ВІДХОДІВ В УКРАЇНІ

АНОТАЦІЯ

У статті розглянуто основні види будівельних відходів, проаналізовано досвід утилізації і переробки відходів будівництва в країнах світу, а також досліджено стан проблеми з переробкою будівельного сміття в Україні, запропоновані деякі кроки до вирішення.

Ключові слова: переробка будівельного сміття, утилізація відходів, екологічна безпека, новітні технології, рециклінг, вторинна сировина.

Сучасна промисловість, будівництво зокрема, сьогодні вирізняється проблемою переробки та утилізації відходів. Причиною її виникнення стали не тільки збільшення обсягів будівництва, але й недоброякісний видобуток сировини, нераціональне використання сировинних ресурсів, накопичення та утилізація залишків будівництва, де зберігаються мільйони тонн небезпечних матеріалів. Поряд з цим набула поширення практика "самовивозу" на несанкціоновані звалища, що спричиняє забруднення навколишнього середовища.

Щорічно в сучасному світі кількість будівельних відходів збільшується на 2,5 мільярди тонн.

Таблиця. **Статистичні дані відділу з використання відходів Європейської комісії**

Країна ЄС	% повторного використання	% відвалу або спалювання
Німеччина	*17*	*83*
Франція	*15*	*85*
Англія	*45*	*66*
Італія	*9*	*91*
Іспанія	*5*	*95*
Нідерланди	***90***	***10***
Бельгія	***87***	***13***
Австрія	*41*	*59*
Португалія	*5*	*95*
Данія	***81***	***18***
Греція	*5*	*95*
Швеція	*21*	*79*
Фінляндія	*45*	*55*
Ірландія	*5*	*95*
Усього	***28***	***72***