УДК 517.9

ІМОВІРНІСНА ТЕОРІЯ КАМЕРНОГО СУШІННЯ ПИЛОМАТЕРІАЛІВ ТА ЇЇ ЗАСТОСУВАННЯ

М. Н. ФЕЛЛЕР, д-р фіз.-мат. наук,
УкрНДІ «Ресурс»

Побудовано імовірнісну теорію камерного сушіння пиломатеріалів у випадку, коли всі параметри сушіння (коефіцієнти вологопровідності і вологообміну, початкова і рівновісна вологості) випадкові. Показано її застосування для вдосконалення процесу сушіння.

Ключові слова: *вірогідність, математична модель, сушіння, деревина.*

У результаті сушіння деревина перетворюється з природної сировини в промисловий матеріал і стає придатною для виготовлення різноманітної продукції. Тому процес сушіння посідає важливе місце серед технологічних процесів деревообробних виробництв.

Побудова режимів камерного сушіння пиломатеріалів (тобто керування процесом сушіння) ґрунтується на реалізації математичної моделі, яка є третьою крайовою задачею для рівняння дифузії [2]. При цьому параметри процесу, які містяться в задачі, – коефіцієнт вологопровідності, початкова вологість, коефіцієнт вологообміну, рівновісна вологість, покладають рівними середнім значенням, отриманим експериментально. Технологічні режими, які регламентують процес камерного сушіння, наведені, наприклад, у ГОСТі 19773-84.

Але значна мінливість фізико-механічних властивостей деревини приводить до розкиду параметрів пиломатеріалів, які завантажують у камеру. Значний також розкид параметрів середовища камери. Тому сушіння пиломатеріалів у штабелі проходить нерівномірно, що викликає або зміну термінів сушіння однієї частини пиломатеріалів, або призводить до погіршення якості іншої частини.

Тому при сушінні в масі штабеля необхідно, крім середнього значення параметрів деревини та умов у камері, використати характеристики, що визначають мінливість властивостей деревини та умов у камері. Тобто виходити з того, що процес сушіння пиломатеріалів має випадковий характер. Вологість у процесі сушіння потрібно розглядати як випадкову функцію і досліджувати її флуктуації (безладне відхилення від середнього значення) при флуктуаціях параметрів процесу – коефіцієнтів вологопровідності і вологообміну, початкової та рівновісної вологостей, розглядаючи їх як випадкові.

У пропонованій статті продовжується наша робота [3–*5*] та вперше у випадку, коли всі параметри камерного сушіння (коефіцієнти вологопровідності та вологообміну, початкова та рівновісна вологості) випадкові, побудовано імовірнісну теорію сушіння деревини і подано її застосування для вдосконалення процесу сушіння.

Модель процесу. Сформуємо імовірнісну модель, яка відображає процес сушіння пиломатеріалів у камері.

Мінливість властивостей деревини характеризується випадковим характером коефіцієнта вологопровідності $\alpha(t\omega)$ і початкової вологості $w_0(\omega)$. Мінливість параметрів середовища камери характеризується випадковим характером коефіцієнта вологообміну $\alpha(\omega)=\beta+y(\omega)$ і рівновісної вологості $u_p(\omega)$ ($\omega\in\Omega$, Ω – імовірнісний простір).

Математичною моделлю процесу сушіння є рівняння дифузії

$$\frac{\partial w(t,x,\omega)}{\partial t}=a(t,\omega)\frac{\partial^2 w(t,x,\omega)}{\partial x^2}\quad (t>0,\quad -R\le x\le R),\tag{1}$$

при початкових і граничних умовах

$$w(0,x,\omega)=w_0(\omega),$$
$$a(t,\omega)\frac{\partial w(t,R,\omega)}{\partial x}=-\alpha(\omega)[w(t,R,\omega)-u_p(\omega)],$$
$$\frac{\partial w(t,0,\omega)}{\partial x}=0,\tag{2}$$

де $w(t, x, \omega)$ – випадкова функція вологості, t – час ($0\le t<\infty$), R – половина товщини дошки ($-R\le x\le R$), $\omega\in\Omega$.

Для керування процесом сушіння достатньо знати два перші параметри – середнє значення (математичне сподівання) $m_w(t, x) = \langle w(t, x)\rangle$ і кореляційну функцію

$$k_w(t,x,y)=\langle [w(t,x,\cdot)-m_w(t,x)][w(t,y,\cdot)-m_w(t,y)]\rangle$$

випадкової функції вологості $w(t, x, \omega)$

При цьому стохастична незалежність $w(t, x, \omega)$ і $a(t, \omega)$, а також стохастична незалежність $w(t, R, \omega)$ та $\gamma(\omega)$ не передбачаються. Ясно, що $w(t, R, \omega)$, $\varepsilon(t, \omega)$, $w_0(\omega)$ і $u_p(\omega)$ стохастично незалежні.

Відомо, що в багатьох випадках, які зустрічаються на практиці, з достатньою підставою можна очікувати нормальні (гаусівські) закони розподілу. Ми побачимо, однак, що обмежуватися нормальним розподілом можна не завжди. Тому розглянемо два випадки: збурення коефіцієнта вологопровідності має нормальний розподіл і збурення коефіцієнта вологопровідності є деякий функціонал від нормального розподілу.

Нормальний розподіл. Нехай в (1)

$$a(t,\omega)=b+\varepsilon(t,\omega),$$

де $\varepsilon(t, \omega)$ – гаусова дельта-корельована випадкова функція з нульовим середнім, тобто $m_\varepsilon(t)=0$, а кореляційна функція

$$k_\varepsilon(t,s) = <\varepsilon(t,\cdot)\varepsilon(s,\cdot)> = r(t)\delta(t-s) \quad (\delta(t-s) -$$

дельта-функція, $r(t)$ її інтенсивність).

Побудуємо рівняння для першого моменту випадкової функції вологості. Якщо ввести функцію

$$v(t,x,\omega) = w(t,x,\omega) - u_p(\omega)$$

і усереднити рівняння (1), то матимемо

$$\frac{\partial m_v(t,x)}{\partial t} = b\frac{\partial^2 m_v(t,x)}{\partial x^2} + \frac{\partial^2}{\partial x^2} <\varepsilon(t,\cdot)v(t,x,\cdot)> \qquad (3)$$

Це рівняння не замкнене. Для того, щоб розщепити кореляцію випадкової функції $\varepsilon(t, \omega)$ і розв'язку $w(t, x, \omega)$, використаємо формулу Новікова-Фурутцу [1], яка для гаусівської випадкової функції $\varepsilon(t, \omega)$ має вигляд

$$<\varepsilon(t,\cdot)F(\varepsilon)> = \int_0^t k_\varepsilon(t,s) < \frac{\delta F(\varepsilon)}{\delta\varepsilon(s,\cdot)} > ds,$$

де $\dfrac{\delta F(\varepsilon)}{\delta\varepsilon(s,\omega)}$

– варіаційна похідна функціоналу $F(\varepsilon)$ по ε в точці s. У випадку, якщо $\varepsilon(t, \omega)$ ще і дельта-корельована, то

$$<\varepsilon(t,\cdot)v(t,x,\cdot)> = \frac{1}{2}r(t) < \frac{\delta v(t,x,\cdot)}{\delta\varepsilon(t,\cdot)} > . \qquad (4)$$

Тепер знайдемо вираз для варіаційної похідної

$$\frac{\delta v(t,x,\omega)}{\delta\varepsilon(s,x,\omega)}$$

в точці $s=t$. Інтегруючи рівняння (1) від 0 до t і далі функціонально диференціюючи по $\varepsilon(s, \omega)$, маємо

$$\frac{\delta v(t,x,\omega)}{\delta\varepsilon(s,\omega)} = \int_0^t \frac{\delta v''_{xx}(\tau,x,\omega)}{\delta\varepsilon(s,\omega)}d\tau + \int_0^t \delta(t-s)v''_{xx}(\tau,x.\omega)d\tau +$$
$$+\int_0^t \varepsilon(\tau,\omega)\frac{\delta v''_{xx}(\tau,x,\omega)}{\delta\varepsilon(s,\omega)}d\tau .$$

Оскільки рівняння (1) є рівнянням першого порядку по t і розглядається з початковою умовою $v(0, x, \omega)=v_0(x, \omega)$, то $v(t, x, \omega)$ функціонально залежить лише від попередніх по t значень $\varepsilon(s, \omega)$ з інтервалу $[0, t]$ і не змінюється при варіюванні $\varepsilon(t, \omega)$ зовні цього інтервалу, тобто

$$\frac{\delta v(t,x,\omega)}{\delta\varepsilon(s,\omega)} = 0$$

при $s>0$ і $s>t$. Тому

$$\frac{\delta v(t,x,\omega)}{\delta\varepsilon(s,\omega)} = \int_s^t \frac{\delta v''_{xx}(\tau,x,\omega)}{\delta\varepsilon(s,\omega)}d\tau + \frac{1}{2}v''_{xx}(s,x,\omega) +$$
$$+\int_s^t \varepsilon(\tau,\omega)\frac{\delta v''_{xx}(\tau,x,\omega)}{\delta\varepsilon(s,\omega)}d\tau.$$

Покладаючи $s=t$, дістанемо

$$\frac{\delta v(t,x,\omega)}{\delta\varepsilon(t,\omega)} = \frac{1}{2}v''_{xx}(t,x,\omega). \qquad (5)$$

Нарешті із (4) і (5) знаходимо, що

$$<\varepsilon(t,\cdot)v(t,x,\cdot)> = \frac{1}{4}r(t)\frac{\partial^2 m_v(t,x)}{\partial x^2}. \qquad (6)$$

Підставляючи (6) у (3), дістанемо замкнене рівняння для математичного сподівання

$$\frac{\partial m_v(t,x)}{\partial t} = b\frac{\partial^2 m_v(t,x)}{\partial x^2} + \frac{1}{4}r(t)\frac{\partial^4 m_v(t,x)}{\partial x^4} \qquad (7)$$

Тоді далі $\alpha(\omega)=\beta+\gamma(\omega)$, а $\gamma(\omega)$ – гаусова випадкова величина з нульовим середнім $m_\gamma=0$ і дисперсією d_γ. Інтегруючи частинами, дістанемо, що

$$<\gamma(\cdot)f(\beta+\gamma(\cdot))> = d_\gamma\frac{\partial}{\partial\beta} < f(\beta+\gamma(\cdot))> , \qquad (8)$$

де $f\xi$ – функція на R^1. Усереднюючи умови (2) і скориставшись цією формулою, маємо

$$m_v(0,x) = m_{v_0},$$

$$b\frac{\partial m_v(t,R)}{\partial t} = -\beta m_v(t,R) - d_\gamma\frac{\partial m_v(t,R)}{\partial\beta},$$

$$\frac{\partial m_v(t,0)}{\partial x} = 0. \qquad (9)$$

Розв'язавши задачу (7), (9), дістанемо математичне сподівання випадкової функції вологості $w(t, x, \omega)$

$$m_w(t,x) = \sum_{k=1}^{\infty} c_k \cos\frac{\mu_k}{R}x\, e^{-\frac{\mu_k^2}{R^2}bt + \frac{\mu_k^4}{4R^4}\int_0^t r(s)ds} + m_{u_p}, \qquad (10)$$

де

$$c_k = \frac{4\sin\mu_k}{2\mu_k + \sin 2\mu_k}(m_{w_0} - m_{u_p}),$$

а μ_k – розв'язок рівняння

$$ctg\mu = \frac{b^2}{(b\beta - d_\gamma R)R}\mu .$$

Зауважимо, що у випадку, коли коефіцієнт вологообміну не випадковий, тобто коли $\gamma(\omega)=0$, то $d_\gamma=0$, а μ_k є відомий розв'язок рівняння

$$ctg\mu = \frac{b}{\beta R}\mu .$$

Побудуємо замкнене рівняння і умови для другого моменту $gv(t, x, y)=<v(t, x)v(t, y)>$. Диференціюючи $g_v(t, x, y)$ по t із урахуванням (1), (2) і формул (6) та (8), маємо

$$\frac{\partial g_v}{\partial t} = b\left[\frac{\partial^2 g_v}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 g_v}{\partial y^2}\right] + \frac{1}{4}r(t)\left[\frac{\partial^4 g_v}{\partial x^4} + 2\frac{\partial^4 g_v}{\partial x^2 \partial y^2} + \frac{\partial^4 g_v}{\partial y^4}\right] \quad (11)$$

$$g_v(0,x,y) = d_{w_0} - 2m_{u_p} m_{w_0} + d_{u_p},$$

$$b\frac{\partial g_v(t,R,R)}{\partial x} = b\frac{\partial g_v(t,R,R)}{\partial y} = -\beta g_v(t,R,R) - d_\gamma \frac{\partial g_v(t,R,R)}{\partial \beta},$$

$$\frac{\partial g_v(t,0,y)}{\partial x} = \frac{\partial g_v(t,x,0)}{\partial y}. \quad (12)$$

Розв'язавши задачу (11), (12), дістанемо кореляційну функцію випадкової функції вологості $w(t, x, \omega)$

$$k_w(t,x,y) = \sum_{j,k=1}^{\infty} \cos\frac{\mu_j}{R}x\cos\frac{\mu_k}{R}ye^{-\frac{(\mu_j^2+\mu_k^2)}{R^2}bt}$$

$$\left[c_{jk}e^{\frac{(\mu_j^2+\mu_k^2)^2}{4R^4}\int_0^t r(s)ds} - c_j c_k e^{\frac{(\mu_j^4+\mu_k^4)}{4R^4}\int_0^t r(s)ds}\right], \quad (13)$$

де $c_{jk} = \dfrac{16\sin\mu_j \sin\mu_k}{(2\mu_j + \sin 2\mu_j)(2\mu_k + \sin 2\mu_k)}$

$$[d_{w_0} + d_{u_p} + (m_{w_0} - m_{u_p})^2] \quad (j,k = 1,2,...).$$

Із формул для математичного сподівання (10) і кореляційної функції (13) бачимо, що у випадку, коли коефіцієнт вологопровідності не випадковий, і тому $\varepsilon(t, \omega)=0$, то $r(t)=0$ і ряди (10) і (13) збіжні. Тобто (10) і (13) є розв'язками задач (7), (9) та (11) , (12).

У противному разі, коли $\varepsilon(t, \omega)\neq 0$, наявність у виразі (10) множника,

$$e^{\frac{\mu_k^4}{4R^4}\int_0^t r(s)ds},$$

а у виразі (13) множників

$$e^{\frac{\mu_j^4+\mu_k^4}{4R^4}\int_0^t r(s)ds} \quad \text{та} \quad e^{\frac{(\mu_j^2+\mu_k^2)^2}{4R^4}\int_0^t r(s)ds}$$

приводить до розбіжності цих рядів. Цього варто було чекати, оскільки для гаусової випадкової величини $\varepsilon(t, \omega)$ імовірність того, що $\varepsilon(t, \omega)<-b$, тобто того, що $a(t, \omega)=b+\varepsilon(t, \omega)<0$, не дорівнює нулю, а тоді рівняння (1) не є рівнянням дифузії. Тому в п. 3 накладено додаткові умови на коефіцієнт вологопровідності рівняння (1).

Квадратичний функціонал від нормального розподілу. Нехай тепер

$$a(t,\omega) = b + \varepsilon(t,\omega) + \varepsilon(t,\omega)\varepsilon(2t,\omega) - r(t)\Theta'(t),$$

де $\varepsilon(t, \omega)$ – гаусова дельта-корельована випадкова функція з нульовим середнім, $\Theta(t)$ – тета-функція.

Побудуємо рівняння для першого моменту випадкової функції вологості. Якщо ввести функцію $v(t, x, \omega)= w(t, x, \omega)-u_p(\omega)$ і усереднити рівняння (1), то матимемо

$$\frac{\partial m_v(t,x)}{\partial t} = b\frac{\partial^2 m_v(t,x)}{\partial x^2} + \langle \varepsilon(t,\cdot)v''_{xx}(t,x,\cdot)\rangle +$$

$$+ \langle \varepsilon(t,\cdot)\varepsilon(2t,\cdot)v''_{xx}(t,x,\cdot)\rangle - r(t)\Theta'(t)\frac{\partial^2 m_v(t,x)}{\partial x^2}. \quad (14)$$

Це рівняння не замкнене. Скориставшись формулою Новікова-Фурутцу, враховуючи, що $k_\varepsilon(t, s)=r(t)\delta(t-s)$,

$$\frac{\delta\varepsilon(2t,\cdot)}{\delta\varepsilon(t,\cdot)} = \delta(t)$$

і згідно з формулами (5) та (6), матимемо

$$\langle \varepsilon(t,\cdot)\varepsilon(2t,\cdot)v''_{xx}(t,x,\cdot)\rangle =$$

$$= \int_0^t k_\varepsilon(t,s)\left\langle \frac{\delta[\varepsilon(2t,\cdot)v''_{xx}(t,x,\cdot)]}{\delta\varepsilon(s,\cdot)}\right\rangle ds =$$

$$= r(t)\delta(t)\langle v''_{xx}(t,x,\cdot)\rangle + \frac{1}{8}r(t)r(2t)\langle v^{(6)}_{xxxxxx}(t,x,\cdot)\rangle.$$

Підставляючи цей вираз у (14), враховуючи, що $\Theta'(t)=\delta(t)$, дістаємо замкнене рівняння для математичного сподівання

$$\frac{\partial m_v(t,x)}{\partial t} = b\frac{\partial^2 m_v(t,x)}{\partial x^2} + \frac{1}{4}r(t)\frac{\partial^4 m_v(t,x)}{\partial x^4} +$$

$$+ \frac{1}{8}r(t)r(2t)\frac{\partial^6 m_v(t,x)}{\partial x^6}. \quad (15)$$

Початкові і граничні умови тут такі ж, як і в задачі (7), (9).

Розв'язавши задачу (15), (9), дістаємо математичне сподівання випадкової функції вологості $w(t, x, \omega)$

$$m_w(t,x) = \sum_{k=1}^{\infty} c_k \cos\frac{\mu_k}{R}xG_k(t) + m_{u_p}, \quad (16)$$

$$G_k(t) = \exp\left\{-\frac{\mu_k^2}{R^2}bt + \frac{\mu_k^4}{4R^4}\int_0^t r(s)ds - \frac{\mu_k^6}{8R^6}\int_0^t r(s)r(2s)ds\right\}$$

$$(k = 1,2,...).$$

Тут значення $c_к$ і $\mu_к$ такі ж, як і в (10).

Аналогічно дістаємо кореляційну функцію випадкової функції вологості $w(t, x, \omega)$

$$k_w(t,x) = \sum_{k=1}^{\infty} \cos\frac{\mu_j}{R}x\cos\frac{\mu_k}{R}y\left[c_{jk}G_{jk}(t) - c_j c_k G_j(t)G_k(t)\right], \quad (17)$$

де

$$G_{jk}(t)=\exp\left\{-\frac{\mu_j^2+\mu_k^2}{R^2}bt+\frac{(\mu_j^2+\mu_k^2)^2}{4R^4}\int_0^t r(s)ds-\right.$$

$$\left.-\frac{(\mu_j^2+\mu_k^2)^3}{8R^6}\int_0^t r(s)r(2s)ds\right\} \quad (j,k=1,2,...).$$

Тут значення $c_к$ і $c_{jк}$ такі ж, як і в (10) та (13).

Множник $e^{-\frac{\mu_k^6}{8R^6}\int_0^t r(s)r(2s)ds}$

в (16) і множники $e^{-\frac{(\mu_j^2+\mu_k^2)^3}{8R^6}\int_0^t r(s)r(2s)ds}$

та $e^{-\frac{\mu_j^6+\mu_k^6}{8R^6}\int_0^t r(s)r(2s)ds}$

в (17) гарантують збіжність рядів (16) та (17).
Із розв'язку (16) видно, що його складова

$$e^{-\frac{\mu_k^2}{R^2}bt}$$

«сприяє» процесу сушіння, а складова

$$e^{\frac{\mu_k^4}{4R^4}\int_0^t r(s)ds}$$

«перешкоджає» процесу. Проте ще одна складова розв'язку

$$e^{-\frac{\mu_k^6}{8R^6}\int_0^t r(s)r(2s)ds}$$

все ставить на місце: при зростанні t функція $G_k(t)$ спадає, середнє значення вологості $m_w(t, x)$ зменшується – іде процес сушіння.

Алгоритм розрахунку мінливості кінцевої вологості. Керування процесом сушіння пиломатеріалів проводиться шляхом переходу зі ступеня на ступінь режиму при досягненні деревиною так званої перехідної вологості. Перехідна вологість визначається як середнє значення, яке отримали експериментально за деякими контрольними зразками.

За часом, що відповідає тривалості сушіння на кожному із ступенів режиму, вирази (16), (17) є швидкозбіжними рядами, які достатньо точно описуються першими членами. Тому в стадії регулярного режиму із (16), (17) маємо, що

$$\overline{m}_w(t)=\frac{1}{2R}\int_{-R}^{R}m_w(t,\xi)d\xi=\frac{4\sin\mu_1}{2\mu_1+\sin 2\mu_1}\left(m_{w_0}-m_{u_p}\right)G_1(t)+m_{u_p}. \tag{18}$$

$$\overline{d}_w(t)=\overline{\sigma}_w^2(t)=\frac{1}{4R^2}\int_{-R}^{R}\int_{-R}^{R}k_w(t,\xi,\eta)d\xi d\eta=$$

$$\left(=\frac{\overline{m}_w(t)-m_{u_p}}{m_{w_0}-m_{u_p}}\right)^2\left[d_{w_0}+d_{u_p}+\left(m_{w_0}-m_{u_p}\right)^2\right]\frac{G_{11}(t)}{G_1^2(t)}-\left(\overline{m}_w(t)-m_{u_p}\right)^2, \tag{19}$$

де $$\frac{G_{11}(t)}{G_1^2(t)}=\exp\left\{\frac{\mu_1^4}{2R^4}\int_0^t r(s)ds-\frac{3\mu_1^6}{4R^6}\int_0^t r(s)r(2s)ds\right\}.$$

Отримані нами формули (18), (19) дають можливість розрахувати не тільки сподівані середні значення перехідної і кінцевої вологості, але й розрахувати також розсіяння перехідної і кінцевої вологості навколо середнього значення. І тим самим одержати алгоритм керування процесом сушіння.

Для прикладу наведемо алгоритм розрахунку при триступінчастій зміні режиму, при якому перехідна вологість становить 30 і 20 відсотків.

Вибираємо режим сушіння залежно від породи деревини і товщини пиломатеріалів. Режим сушіння визначається номером (від 2 до 10), який визначає показник температури τ, та індексом (від А до Д), який визначає φ рівень насичення на кожному ступені.

За формулою (18), покладаючи спочатку
$\overline{m}_w=30, m_{w_0}=m_{w_н}$ ($w_н$ – початкова вологість),

потім $\overline{m}_w=20, m_{w_0}=30$,
а далі $\overline{m}_w=m_{w_к}$ (w_k – кінцева вологість),

$m_{w_0}=20$, знаходимо наближене значення тривалості сушіння t_0, t_1, t_2 на кожному із трьох ступенів режиму. За формулою (19), покладаючи спочатку $t=t_0$, $d_{w0}=d_{wн}$, підраховуємо d_{wI}; покладаючи $t=t_1$, $d_{w0}=d_{wI}$, підраховуємо d_{wII}; далі, покладаючи $t=t_2$, $d_{w0}=d_{wII}$, підраховуємо $d_{wIII}=d_{wк}$.

Нормативними матеріалами передбачено три категорії якості сушіння залежно від припустимого значення середньоквадратичного відхилення від середнього значення кінцевої вологості.

Позначимо $\sigma_{wд}$ припустиме середньоквадратичне відхилення кінцевої вологості. При розрахунку $\sigma_{wк}$ можливі два випадки:

1) $\overline{\sigma}_{w_к}^2>\sigma_{w_д}^2$, тобто вибраний режим може призвести до браку. Вибираємо режим сушіння з тим самим номером, але попереднього індексу. І знову підраховуємо $\sigma_{wк}$;

2) $\overline{\sigma}_{w_к}^2<\sigma_{w_д}^2$, тобто відхилення кінцевої вологості менше припустимого значення і тому вибраний режим забезпечує потрібну категорію якості.

Після зробленого розрахунку можна приступати до сушіння штабеля пиломатеріалів за наведеним алгоритмом.

СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1. **Новиков Е. А.** Функционалы и метод случайных сил в теории турбулентности // ЖЭТФ, – 1964, – Т. 47, № 5 (11). – С. 1919–1926.

2. **Серговский П .С.** Гидротермическая обработка и консервирование древесины. – М.: Лесная промышленность, 1975. – 400 с.

3. Феллер М. Н. Влияние случайной начальной влажности на процесс тепло- и массообмена при сушке штабеля пиломатериалов // В кн.: Научно-технический прогресс в деревообрабатывающей промышленности. – Киев, 1978. – С. 147–148.

4. Феллер М. Н. Учет изменчивости свойств древесины при управлении процессом камерной сушки пиломатериалов твердых лиственных пород // В кн.: Состояние и перспективы развития сушки древесины. – Архангельск, 1985. – С. 201–203.

5. Феллер М. Н. О вероятностном методе в управлении процессом камерной сушки пиломатериалов // В кн.: Научно-технический прогресс в деревообрабатывающей промышленности. – Киев, 1989. – С. 97–98.

APROBABILISTIC THEORY OF CHAMBER DRYING OF BOARD LUMBER AND ITS APPLICATION

M. N. FELER, Dr. habil, UkrSU «Resource»

We develop a probabilistic theory of the chamber drying of board lumber for the case where all the drying parameters (hydraulic conductivity and moisture exchange coefficients, initial and equilibrium humidities) are random. It is shown how to use it to improve the process of drying.

Key words: *probability, mathematical model, drying, wood.*

ВЕРОЯТНОСТНАЯ ТЕОРИЯ КАМЕРНОЙ СУШКИ ПИЛОМАТЕРИАЛОВ И ЕЕ ПРИМЕНЕНИЕ

М. Н. ФЕЛЛЕР, д-р. ф.-м. наук,
УкрНИИ «Ресурс»

Построена вероятностная теория камерной сушки пиломатериалов в случае, когда все параметры сушки (коэффициенты влагопроводности и влагообмена, начальная и равновесная влажности) случайны. Показано ее применение для совершенствования процесса сушки.

Ключевые слова: *вероятность, математическая модель, сушка, древесина.*