

解舒丝长分布的混合分布型解析^{*}

白 伦¹,王建民²,周 韶²

(1. 苏州大学 江苏 苏州 215006; 2 苏州大学材料工程学院, 江苏 苏州 215021)

摘 要:对连续型解舒丝长分布分解为指数分布和正态分布的混合分布型问题进行探讨,根据落绪部位分布和茧丝长分布导出解舒丝长混合分布形式。通过电子计算机模拟试验对理论的结果进行了检验,并就其应用中的混合分布参数推定问题进行了讨论。

关键词:解舒丝长;混合分布;茧丝长分布;落绪部位分布;特性函数

中图分类号:TS143.1

文献标识码:A

在制丝工程管理的理论和实践中占有不可缺少地位的解舒丝长分布的理论结构阐明,对于依托于电子计算机技术的工程管理系统信息化、高速化的展开,其重要性备受关注。特别是在丝绸工程现代质量控制及蚕丝纤维差别化产品开发研究中,解舒丝长分布的地位为人们再认识。对于这个问题^[1,2],根据茧丝长分布及其上的落绪率的分布状态,阐明了解舒丝长分布的理论结构。其结果可以期望在制丝工学及现代的工程管理理论中获得新的展开。但是,已经获得的解舒丝长分布形式比较复杂,故与其相关联的解析及应用诸多不便。为了解决这个问题,使解舒丝长分布理论进一步完善,前一报^[4]中导入解舒丝长分布的特性函数,并且利用特性函数探讨了在落绪率于茧丝上均匀地分布的条件下,假定解舒丝长分布由落绪茧丝的短丝段的指数分布,落绪茧丝的长丝段的正态分布和无落绪茧丝长的正态分布而混合构成,对其进行确认及分布参数的推定。三浦^[5]在实行缫丝模拟试验时,以指数分布和正态分布的混合分布模型表示解舒丝长分布,并讨论了通过实际调查进行参数推定的方法。本报中将利用解舒丝长的特性函数,在落绪率于茧丝段上具有一般的 L, U, J 分布型的条件下,对解舒丝长分布的混合分布表示问题通过理论的分析,导出其混合分布。其结果表明,混合型解舒丝长理论分布与基于实测数据的统计解析及推定而得到的分布型是一致的。据此获得了关于由茧丝长分布、落绪率特性等形成解舒丝长分布的概率论机理的重要知见,特进行报告。

1 理论解析

1.1 落绪率部位分布

在解舒丝长分布理论中,假定落绪率部位为茧丝段上任意形状连续型分布,而在讨论

^{*} 收稿日期:2000-12-08

作者简介:白 伦(1948-),男,教授,主要从事制丝工程管理研究。

基金项目:江苏省教育厅自然科学基金的资助,同时得到东莞新雅制衣有限公司的赞助。

中则假定落绪率部位分布具有二次曲线型^[3]。在本文中, 为了得到可以简单地通过调整参数而使分布与实态调查的落绪率部位分布形态^[7]一致的模型, 假定落绪率部位分布为指数型的。记茧丝长 $L_0 = m$ 时, 茧丝上的 $y (0 < y < m)$ 点处的落绪率密度^[2] 为 $p_m(y)$, 定义其为区间 $(0, m]$ 上的连续光滑函数

$$p_m(y) = p_0 \exp(-\zeta y) + p_1 \exp[-\zeta(m-y)]. \quad (1)$$

在此式中, 参数 ζ, p_0, p_1 按照以下的假定条件进行确定。

(a) 茧丝的单位丝长上的平均落绪率为一定值 β ;

(b) 茧丝上落绪率密度的最小百分率位置为 A , 而最小落绪率密度为 b 。

若记最小落绪率密度 b 与平均落绪率 β 之比为 C ^[1], 并称之为落绪率均一度, 即有

$$C = \frac{b}{\beta}.$$

根据假定(a) 当茧丝长为 m 时, 其上的平均落绪次数为 βm , 故有

$$\int_0^m p_m(y) dy = \frac{1}{\zeta} (p_0 + p_1) [1 - \exp(-\zeta m)] = \beta m. \quad (2)$$

假定茧丝长 m 十分大时, 有 $\exp(-\zeta m) \rightarrow 0$ 。故由上式得

$$p_0 + p_1 = \beta m \zeta \quad (3)$$

又由假定(b), 对(1)式的 $p_m(y)$ 关于 y 求一阶导数, 并令

$$\frac{dp_m(y)}{dy} = 0$$

时, 则可得到使落绪率密度 $p_m(y)$ 取最小值的百分率位置 A 的方程式

$$p_0 = p_1 \exp[-\zeta m(1-2A)] \quad (4)$$

由此式与(1)式可得到关于最小落绪率密度 b 的等式

$$2p_0 \exp(-\zeta mA) = b \quad (5)$$

解由(3)、(4)、(5)式连立的方程式, 则可以根据落绪茧调查方法^[3]获得的 β, A, b 而求解出 ζ, p_0, p_1 。其结果为

$$\zeta = \frac{\nu}{m} \quad (6)$$

$$p_0 = \frac{b}{2} \exp(A\nu) \quad (7)$$

$$p_1 = \beta\nu - p_0 \quad (8)$$

式中, ν 为超越方程式

$$\exp(\nu A) + \exp[\nu(1-A)] = \frac{2\nu}{C} \quad (9)$$

的解。由此方程式可知 ν 与茧丝长 m , 平均落绪率 β 都无关系, 而由 A, C 决定。根据原料茧的实态调查得到的 A, C 之值, 落绪率密度 $p_m(y)$ 可以表示出 L, U, J 型等各种与实态一致的落绪率部位分布形态。

1.2 解舒丝长分布的分解表示

在茧丝长 $L_0 = m$ 的条件下, 解舒丝长分布 L_m 的密度函数由下式给出^[1]。

$$g_m(t) = \frac{1}{1+m\beta} \left[p_m(t) \exp \left(- \int_0^t p_m(y) dy \right) + p_m(m-t) \exp \left(- \int_0^t p_m(m-t+y) dy \right) \right. \\ \left. + \int_0^{m-t} p_m(x) p_m(x+t) \exp \left(- \int_0^t p_m(y+x) dy \right) dx \right]; \quad (0 \leq t < m) \quad (10)$$

$$g_m(m) = \frac{\exp(-m\beta)}{1+m\beta} \quad (11)$$

又因茧丝长 L_0 具有正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, 假定其概率密度函数 $f(m)$ 在区间 $(-\infty, 0)$ 上恒有 $f(m) \equiv 0$ 时, 解舒丝长 L 的概率密度函数为^[4]

$$g(t) = \frac{1}{1+\beta\mu} \int_t^\infty g_m(t)(1+\beta m)f(m)dm + \frac{g_t(1+\beta f)f(t)}{1+\beta\mu} \quad (12)$$

记解舒丝长的特性函数为 $F(\lambda)$,

$$F(\lambda) = \int_0^\infty \exp(j\lambda t) g(t) dt$$

在此, $j = \sqrt{-1}$, λ 为实变数。由 (10)、(11)、(12) 式可以得到^[4]

$$F(\lambda) = \int_0^\infty \left[1 + \frac{j\lambda m}{1+\beta\mu} - \frac{\lambda^2}{1+\beta\mu} \int_0^m \int_0^t \exp \left(j\lambda(t-x) - \int_x^t p_m(y) dy \right) dx dt \right] f(m) dm \quad (13)$$

在这里, 为了整理 $F(\lambda)$, 注意到 (2) 式中 βm 均比较小, 故可以近似地将上式表示为

$$F(\lambda) = \int_0^\infty \left[1 + \frac{j\lambda m}{1+\beta\mu} - \frac{\lambda^2}{1+\beta\mu} \int_0^m \int_0^t \exp(j\lambda(t-x)) \left(1 - \int_x^t p_m(y) dy \right) dx dt \right] f(m) dm. \quad (14)$$

上式又可以整理为如下的形式

$$F(\lambda) = \int_0^\infty \frac{(1-\beta m) \exp(j\lambda m)}{1+\beta\mu} f(m) dm + \\ + \int_0^\infty \frac{1}{1+\beta\mu} \int_0^m p_m(y) [\exp(j\lambda m) + \exp(j\lambda(m-y))] dy f(m) dm. \quad (15)$$

记此式的第一项积分为 I_1 , 当 βm 很小时, 利用

$$1 - \beta m = \exp(-\beta m) + o[(\beta m)^2]$$

可以得到

$$I_1 \approx \frac{1}{1+\beta\mu} \int_0^\infty \exp[(j\lambda - \beta)m] f(m) dm \\ = \frac{1}{1+\beta\mu} \exp \left(-\beta\mu + \frac{\beta^2\sigma^2}{2} \right) \exp \left[j\lambda(\mu - \beta\sigma^2) - \frac{\lambda^2\sigma^2}{2} \right].$$

在此式中, 利用

$$\exp \left(-\beta\mu + \frac{\beta^2\sigma^2}{2} \right) = 1 - \beta\mu + o[(\beta\mu)^2]$$

得到

$$I_1 \approx \frac{1-\beta\mu}{1+\beta\mu} \exp\left[j\lambda(\mu-\beta\sigma^2) - \frac{\lambda^2\sigma^2}{2}\right] \quad (16)$$

又记(15)式的第2项为 I_2 , 并将(1)式代入其中并整理得到

$$I_2 \approx \frac{p_0+p_1}{(1+\beta\mu)(\zeta_0-j\lambda)} + \frac{p_0+p_1}{1+\beta\mu} \int_0^\infty \frac{\exp(j\lambda m)}{\zeta+j\lambda} f(m) dm. \quad (17)$$

在此式中

$$\zeta_0 = \frac{\nu}{\mu}. \quad (18)$$

故(17)式的前项可写为

$$\frac{p_0+p_1}{(1+\beta\mu)(\zeta_0-j\lambda)} = \frac{\beta\mu}{1+\beta\mu} \left(\frac{\zeta_0}{\zeta_0-j\lambda} \right). \quad (19)$$

其后项当 $\lambda \ll \zeta$ 时, 可得

$$\begin{aligned} & \frac{p_0+p_1}{1+\beta\mu} \int_0^\infty \frac{\exp(j\lambda m)}{\zeta+j\lambda} f(m) dm \\ &= \frac{p_0+p_1}{1+\beta\mu} \int_0^\infty \frac{\exp(j\lambda m)}{\zeta} \left(1 + \frac{j\lambda}{\zeta} \right)^{-1} f(m) dm \\ &\approx \frac{\beta\mu}{1+\beta\mu} \int_0^\infty \exp\left[j\lambda m \left(1 - \frac{1}{\nu} \right)\right] f(m) dm \\ &= \frac{\beta\mu}{1+\beta\mu} \exp\left[j\lambda \left(1 - \frac{1}{\nu} \right) \mu - \frac{\lambda^2}{2} \left(1 - \frac{1}{\nu} \right)^2 \sigma^2\right]. \end{aligned} \quad (20)$$

由(19)、(20)式即有

$$I_2 \approx \frac{\beta\mu}{1+\beta\mu} \left(\frac{\zeta_0}{\zeta_0-j\lambda} \right) + \frac{\beta\mu}{1+\beta\mu} \exp\left[j\lambda \left(1 - \frac{1}{\nu} \right) \mu - \frac{\lambda^2}{2} \left(1 - \frac{1}{\nu} \right)^2 \sigma^2\right]. \quad (21)$$

最后将 I_1, I_2 代入(15)式中得到解舒丝长的特性函数

$$\begin{aligned} F(\lambda) &\approx \frac{\beta\mu}{1+\beta\mu} \left(\frac{\zeta_0}{\zeta_0-j\lambda} \right) \\ &+ \frac{\beta\mu}{1+\beta\mu} \exp\left[j\lambda \left(1 - \frac{1}{\nu} \right) \mu - \frac{\lambda^2}{2} \left(1 - \frac{1}{\nu} \right)^2 \sigma^2\right] \\ &+ \frac{1-\beta\mu}{1+\beta\mu} \exp\left[j\lambda(\mu-\beta\sigma^2) - \frac{\lambda^2\sigma^2}{2}\right]. \end{aligned} \quad (22)$$

在此式中, 若记

$$\alpha_1 = \frac{\beta\mu}{1+\beta\mu}; \quad \alpha_2 = \frac{\beta\mu}{1+\beta\mu}; \quad \alpha_3 = \frac{1-\beta\mu}{1+\beta\mu}, \quad (23)$$

则(22)式的特性函数正是以上各式作为混合比例,

参数 ζ_0 的指数分布;

正态分布 $N\left[\left(1 - \frac{1}{\nu}\right)\mu, \left(1 - \frac{1}{\nu}\right)^2\sigma^2\right]$ 和

正态分布 $N(\mu - \beta\sigma^2, \sigma^2)$

的特性函数的混合和的形式。根据特性函数与分布函数的相互唯一性, (22)式可以表示为概率密度函数的形式

$$g(t) \approx \alpha_1 \frac{\nu}{\mu} \exp\left(-\frac{\nu}{\mu} t\right) + \alpha_2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma(1-\tau)} \exp\left[-\frac{[t-\frac{\mu(1-\tau)^2]}{2\sigma^2(1-\tau)^2}]^2}{2\sigma^2(1-\tau)^2}\right] + \alpha_3 \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{(t-\mu+\beta\sigma^2)^2}{2\sigma^2}\right] \quad (24)$$

式中

$$\tau = \frac{1}{\nu} \quad (25)$$

此外由(23) 式可知 $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 1$ 成立。

1.3 混合分布的平均值和方差

从解舒丝长分布的混合分布形式, 容易地求得解舒丝长的平均值 $E(L)$ 和方差 $D(L)$ 。其中平均值为

$$E(L) = \alpha_1 \frac{1}{\zeta_0} + \alpha_2 \left(1 - \frac{1}{\nu}\right) \mu + \alpha_3 (\mu - \beta \sigma^2)$$

将(18) 式代入整理可知

$$E(L) = \frac{\mu}{1 + \beta \mu} + \frac{\beta \sigma^2 (1 - \beta \mu)}{1 + \beta \mu} \quad (26)$$

这与正确的解舒丝长平均值^[4]

$$E(L) = \frac{\mu}{1 + \beta \mu}$$

相比, 存在一误差项。一般制丝工程中总可以满足条件 $\mu \gg \beta \sigma^2 (1 - \beta \mu)$, 故误差项在实用上的影响是可以忽略的。

又解舒丝长的方差为

$$D(L) = \alpha_1 \frac{\mu^2}{\nu^2} + \alpha_2 \left(1 - \frac{1}{\nu}\right)^2 \sigma^2 + \alpha_3 \sigma^2 \quad (27)$$

根据解舒丝长理论分布计算其方差一般是不容易的, 但由混合分布则可以根据茧丝长分布及落绪率部位分布的参数, 按(27) 式简单地推算出解舒丝长方差。

2 模拟实验与考察

2.1 落绪率部位分布模型

图 1 为按(1) 式的落绪率部位分布作出的指数模型的若干例子。从图中看到指数模型较之二次曲线模型更易于接近落绪率部分布的现场调查形态^[7]。并且只要调整落绪率部位分布的参数(平均值落绪率 β , 最小落绪率密度 b , 最小落绪率部位 A 等) 则由指数模型可以获得 L, U, J 型等种种落绪率部位分布形态。

2.2 模拟实验及其结果

为了解解舒丝长混合分布形式(22)、(24) 式的适用性及其误差发生状况, 通过电子计算机模拟实验进行连续型解舒丝长的模拟生成, 并求出模拟解舒丝长的统计分布。同时在相同条件下按(24) 式计算出混合分布。

模拟实验方法与前报^[1] 相同。实验中设茧丝长 L_0 为平均值 $\mu = 800m$, 均方差 σ 分别等于 $150m, 200m$ 的正态分布随机变量, 调整茧丝上的平均落绪率和落绪率部位分布的参数,

据此确定茧丝上的落绪点,同时记录解舒丝长。经反复多次实验后,整理出解舒丝长的实验分布。

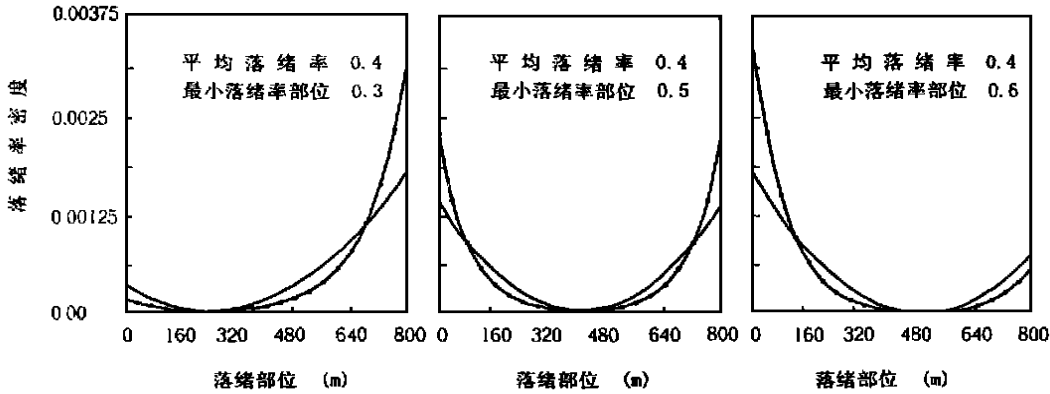


图 1 落绪率部位分布

—●—: 指数曲线型; —: 二次曲线型

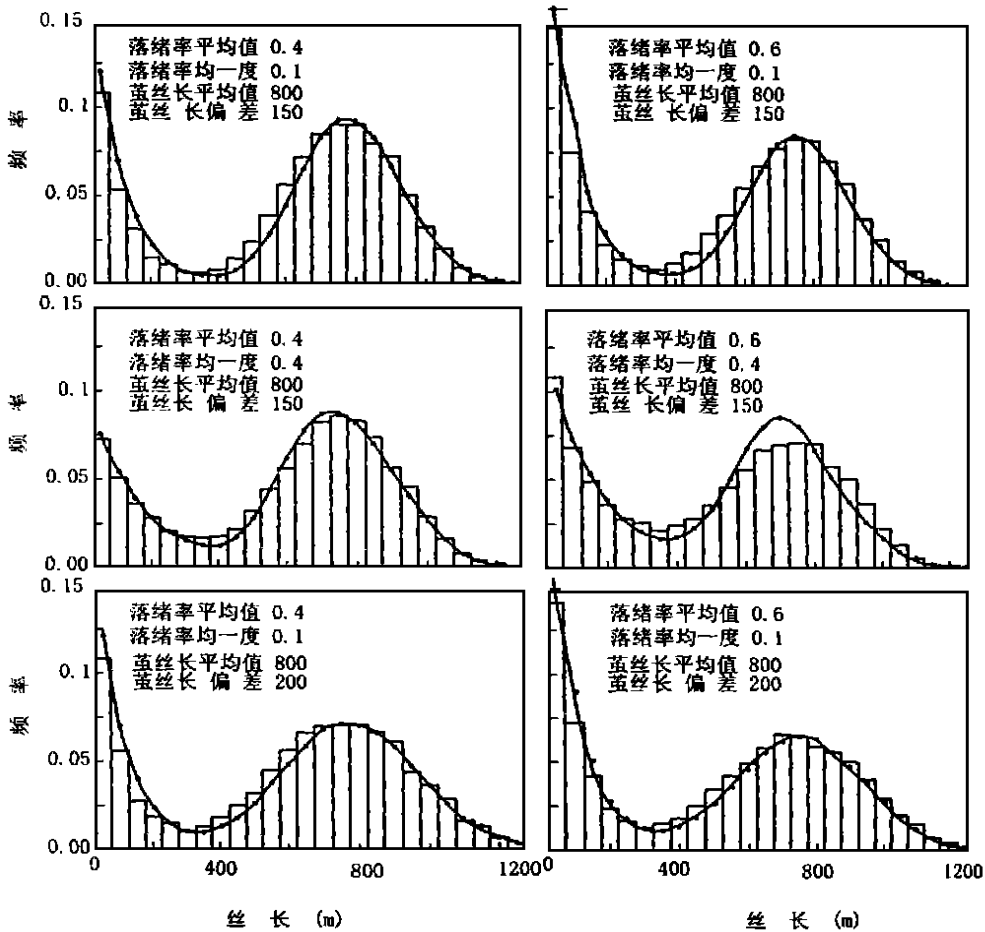


图 2 解舒丝长的混合分布

—●—: 混合分布; —: 直方图, 实验分布

图 2 给出解舒丝长混合分布与模拟实验分布的若干示例。在各条件下的试验中, 生成茧丝 20000 根。图中在平均茧丝长上的平均落绪次数 $\beta \mu$ 为 0.4, 0.6, 茧丝长标准偏差 σ 为 150m, 200m 的假设条件下, 给出相应的结果。又在各种条件下落绪率均一度 C 分别设定为 0.1 和 0.4。

从图中看到, 在各种条件下, 混合分布的理论分布与实验分布都相当一致。混合分布理论式的导出是在茧丝上的平均落绪率 $\beta \mu$ 十分小的条件下进行的, 故根据详细的实验调查结果, 随着茧丝上的平均落绪率增大, 且落绪率均一度 C 接近于 1 时, 混合分布理论式与模拟实验分布之间将出现误差渐变大的状况。制丝工程上落绪率均一度 C 接近于 1 的原料茧是极少的, 故混合分布形式的解舒丝长分布在实用上替代理论的解舒丝长分布是无妨的。

2.3 混合分布成分的考察

解舒丝长的混合分布由短解舒丝长的指数分布和长解舒丝长的 2 个正态分布按各自的混合比例混合构成。其中, 正态分布

$$N(\mu - \beta \sigma^2, \sigma^2)$$

的平均值中, 注意到工程实态上落绪率 β 是十分小的, 故有 $\mu \gg \beta \sigma^2$, 因此可以得到近似式 $\mu - \beta \sigma^2 \approx \mu$ 。这表明该正态分布近似地与无落绪条件下的茧丝长分布是一致的。而其混合比例

$$\alpha_3 = \frac{1 - \beta \mu}{1 + \beta \mu}$$

的分母中, 将 $1 + \beta \mu$ 视为落绪总次数中自然落绪次数和中途落绪次数的权重之和, 其中自然落绪的权重为 1, 中途落绪的权重为 $\beta \mu$ 。而分子 $1 - \beta \mu$ 则为自然落绪的权重中减去中途落绪分量的结果, 因此其正是无落绪茧丝的权重。由此易于得到 α_3 就是无落绪茧丝长的混合比例。又根据茧丝长上的平均中途落绪数与茧丝长按正比例发生的假定 (理论解析中第 1 项的 (a)), 茧丝长越长, 越容易发生落绪, 故余下的无落绪茧丝的长度较之平均茧丝长缩短若干的现象就不难理解。

另一方面对于发生落绪的茧丝, 当假定平均落绪率 β 十分小时, 不妨可以认为茧丝上的落绪次数不会超过 1 次。这时发生落绪的 1 根茧丝, 被区分为短解舒丝长和长解舒丝长, 将落绪茧丝全体分别按短解舒丝长和长解舒丝长分为两个集合。发生落绪的茧丝在解舒丝长全体中的权重为 $\beta \mu$, 故可知短解舒丝长集和长解舒丝长集都同样地具有权重 $\beta \mu$ 。因此各集合的茧丝对于解舒丝长全体的混合比例也是相同的, 即有

$$\alpha_1 = \alpha_2 = \frac{\beta \mu}{1 + \beta \mu}$$

又因短解舒丝长集具有指数分布, 其平均值

$$E(L_1) = \frac{1}{\zeta_0} = \frac{\mu}{\nu} \quad (28)$$

长解舒丝长集具有正态分布, 其平均值

$$E(L_2) = \mu - \frac{\mu}{\nu} \quad (29)$$

由此得知

$$E(L_1) + E(L_2) = \mu$$

成立。式中, ν 为超越方程式 (9) 的解, 其物理意义并非显然的。但从 (28) 式得知, ν 可以视为

是茧丝长平均值对于短解舒丝长平均值的倍率。关于 ν 及与其相互关连的因子的讨论, 将在后面进行。

由以上所述可知, 解舒丝长的混合分布分解表示, 其物理的意义也是十分明确的。极有意思的是, 关于解舒丝长分布可以表示指数分布和 2 个正态分布的混合分布的形式, 山崎^[5]根据缂丝实验方法进行解舒丝长分布调查所获得的结论与本文的结果完全相同。可以说当时依据实验结果作出的判断, 在这里得到理论的证明; 另一方面, 本文的理论结果也由此得到了实证。

2.4 ν 与落绪率部位分布的关系

作为超越方程式之解的 ν 与 m, β 等无关系, 而只与落绪率部位分布参数 A, C , 即确定 $p_m(y)$ 的分布形态的因子有关系。在这里, 将 ν 视为茧丝长平均值对短解舒丝长平均值的倍率, 根据方程式(6) 讨论其与参数 A, C 之间的关系。

图3表示了根据倍率 ν 与落绪率均一度 C 之间关系的数值计算结果作出的曲线。图中曲线 I, II, III 的最小落绪率部位 A 分别设为 0.1, 0.3, 0.5。从图3可以看到随着落绪率均一度 C 的增大, 倍率 ν 渐次变小。这是由于各部位的落绪率越接近于均匀分布, 落绪茧丝中短解舒丝长分布逐渐变得与长解舒丝长分布一致, 因此短丝长平均值变长, 茧丝长平均值对于短解舒丝长平均值的倍率就要减少。

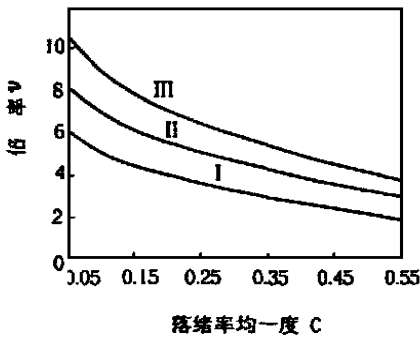


图 3 ν 与落绪率均一度的关系

I : $A = 0.1$; II : $A = 0.3$; III: $A = 0.5$

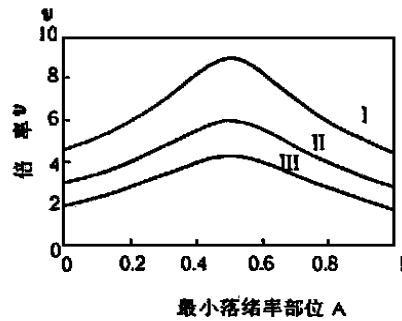


图 4 ν 与最小落绪率部位的关系

I : $C = 0.1$; II : $C = 0.3$; III: $C = 0.5$

另一方面, 短解舒丝段的长度增大后, 其分布与指数分布之间的误差渐变, 故混合分布表示的精度下降。这种情况在第 2 项的模拟实验中已经指出过了。而若茧丝上不同部位的落绪率之差十分显著, 即 C 很小时, 倍率 ν 变大, 短解舒丝长分布与指数分布的一致程度就很高。

图4中给出倍率 ν 与最小落绪率部位 A 之间的关系曲线。图中曲线 I, II, III 各自的落绪率均一度 C 分别设为 0.1, 0.3, 0.5。从图4中可以看到, 倍率曲线以 $A = 0.5$ 为中心而对称, 在中心处的倍率取最大值, A 越接近于 1 或 0, 倍率越小。落绪率部位分布当 $A = 0.5$ 时为 U 型, $A < 0.5$ 时为 J 型而 $A > 0.5$ 时为 L 型。故在 U 型的情况下倍率 ν 最大, 解舒丝长分布中的短丝长成分平均值比较小, 而混合比例则比其他型高。

由以上的讨论可知以往根据实际数据的统计推断, 虽然得知解舒丝长分布的形态, 但其分布形态如何受到原料茧特性、落绪率等因子的影响问题, 在理论上仍是未得到说明的。从理论上导出解舒丝长分布, 并将其分解表示为若干个单纯概率分布的混合形式, 这使得解舒

丝长分布呈现一般寿命分布形状的概率论的机理得到阐明。此外, 茧丝长平均值及方差, 平均落绪率, 最小落绪部位等参数, 都是在制丝工程中可以通过调查获得^[3] 的数据, 由此即可以简单地推定出解舒丝长分布。这里获得的解舒丝长分布的理论不仅在制丝管理工学中是重要的, 作为一种典型的寿命分布, 在信赖性工学领域中的应用也是可以期待的。

3 结语

对于具有一般寿命分布形态的解舒丝长分布, 通过导入特性函数的方法, 将其表示为若干个简单的概率分布的混合分布, 证明了解舒丝长分布可以用无落绪茧丝长的正态分布, 落绪茧丝短丝长部分的指数分布和长丝长部分的正态分布的混合分布形态表示。利用电子计算机模拟实验确认了理论解析结果正确性及适用性。根据解舒丝长混合分布的理论, 由茧丝长分布和落绪部位分布的信息即可以简单地推定混合分布各种成分的分布形态及混合比例。这使得形式复杂的解舒丝长分布理论得到物理意义明确的解释, 其分布形成的概率论的机理亦获得阐明。

参 考 文 献

[1] 白 伦, 王建民, 周 韶. 连续型解舒丝长分布の解析[J]. 日蚕杂, 1998, 68(3): 209—215.
[2] 白 伦, 王建民, 周 韶. 解舒丝长分布に关する研究[J]. 日蚕杂, 1998, 68(48): 301—307.
[3] 白 伦, 王建民, 周 韶. 解舒丝长分布とその应用[J]. 制丝绢研 7 号: 11—18.
[4] 白 伦, 王建民, 周 韶. 解舒丝长分布の特性函数とその应用[J]. 日蚕杂.
[5] 三浦 彦. 缫丝过程モンテカルロシミュレーション[J]. 日蚕杂, 1982 51(3): 228—233.
[6] 山崎昭典. 落绪の分布特性について(III)[J]. 日蚕杂 1956, 25(1): 65—70.
[7] 山崎昭典. 落绪の分布特性について(IV)[J]. 日蚕杂 1956, 25(5): 352—356.

ON THE DIVISION OF DISTRIBUTION OF NON—BROKEN FILAMENT LENGTH OF COCOON

BAI Lun¹, WANG Jian—min², ZHOU Zhao²

(1. Suzhou University, Suzhou 215006 China; 2. College of Material Eng. of Suzhou Univ., Suzhou 215021, China)

Abstract: In this paper, we discussed on the problem of the distribution of non—broken filament length of cocoon separate into a mixed form of several distributions, basis on the distribution of filament length of cocoon and the distribution of position of dropped end cocoons, we gave the mixed form of distribution of non—broken filament length of cocoon which indicated by an exponential distribution and two normal distributions. The theoretical results are tested and verified by computer simulation, and discussed on estimation of distribution parameters.

Key words: non—broken filament length of cocoon; mixed distribution; charactersitic function; distribution of filament length of cocoon; distribution of position of dropped end cocoons