

小样本多技术状态性能可靠性的仿真评估方法

张志华, 李庆民, 田艳梅

(海军工程大学, 湖北武汉 430033)



摘要: 针对大型产品性能试验的多技术状态、小样本特点, 提出了基于环境因子仿真的性能可靠性评估方法。运用仿真技术获得了环境因子的仿真结果; 利用环境因子将多技术状态下的试验数据折算为产品设计状态下的性能试验数据, 基于折算后的性能试验数据得到了产品性能可靠性估计。最后, 通过一个仿真实例说明了折算模型具有稳健性。

关键词: 可靠性仿真; 性能可靠性评估; 环境因子; 小样本

中图分类号: TB302 **文献标识码:** A **文章编号:** 1004-731X (2007) 02-0417-04

Reliability Evaluating Method of Small-sample in Multi-technical States by Simulation

ZHANG Zhi-hua, LI Qing-min, TIAN Yan-mei

(Naval Univ. of Engineering, Wuhan 430033, China)

Abstract: In view of the situation of small-sample in multi-technical states in the performance trial of equipment system, an evaluating method of performance reliability by simulation was proposed. Technique of simulation was recommended to verify the distribution of performance parameters and then the environment factors were acquired, which was used to convert data in technical state A to B under which the performance test was launched. Finally, an example of applying the method was provided and the stability of the conversion model proposed was confirmed.

Key words: Simulation of reliability; Estimation of performance reliability; Environment factors; Small-sample

引言

在产品的研制过程中, 为了验证其性能指标是否满足技术要求, 需要对产品进行性能试验。利用性能试验数据对产品的性能可靠性进行评估是一项重要工作。对于大型复杂产品, 为了考察产品的适应性, 在产品性能试验中常常选择多种技术状态, 以验证其性能指标的变化规律。同时, 由于大型复杂产品试验的复杂性, 性能试验次数较少, 因此, 大型复杂产品的性能试验数据常常具有多技术状态、小样本等特点, 这为性能可靠性的评估带来很大困难。

对于多技术状态、小样本的性能数据, 人们可以采用多种评估方法(如环境因子^[1,2], 综合因素法^[3], 仿真评估方法^[4,5]等)进行处理, 以获得产品性能可靠性。环境因子法将产品各技术状态作为环境条件, 借助环境因子^[1,2]将不同技术状态下的性能试验数据折算为产品典型设计状态下的性能数据, 进而获得产品性能可靠性评估结果。该方法的优点是充分利用了产品在各技术状态下的性能试验信息, 在试验量较大时, 所达到的评估结果较为客观。但是, 在性能试验次数较少时, 将导致各技术状态之间的环境因子估计精度较低, 从而影响产品性能可靠性评估的精度。为了克服上述方法的不足, 许多学者^[3]提出了基于产品设计理论的影响因素综合

法, 该方法的优点是通过建立产品性能指标与各影响因素之间的物理模型, 在充分利用各种工程经验和试验信息的基础上, 建立产品的效能可靠性模型, 综合因素法部分解决了性能试验数据缺乏的问题。但是, 由于综合因素法涉及到产品物理模型的近似展开, 对于许多复杂产品而言, 该方法的使用受到一定限制。随着计算机技术的发展, 许多文献^[4,5]还提出了基于产品物理模型的性能可靠性仿真评估方法。利用产品的物理模型建立性能指标的仿真模型, 以此生成产品性能模拟试验数据, 用于性能可靠性评估。但是, 由于产品的性能可靠性仿真评估精度依赖于产品各影响因素的分布规律及其相关性的准确描述, 其评估结果客观性较差, 使其在实际可靠性评估中的应用受到一定限制。

针对多技术状态、小样本性能数据的特点, 本文提出了基于环境因子仿真的性能可靠性评估方法。在充分利用产品设计理论及相关影响因素信息的基础上, 建立了环境因子的仿真模型, 利用仿真方法得到了不同技术状态之间的环境因子, 借助该环境因子将不同技术状态下的性能试验数据进行折算, 通过对折算后的性能试验数据进行处理可以获得产品性能可靠性评估。由于在环境因子的仿真过程中充分利用了产品的设计理论和各类工程信息和经验, 提高了环境因子的评估精度; 同时, 由于仿真模型只用于获得环境因子, 降低了产品性能可靠性评估结果对仿真所涉及各影响因素的依赖, 提高了评估结果的稳健性和客观性。最后, 本文还给出了一个简单实例, 以说明该方法的应用过程。

收稿日期: 2005-10-01

修回日期: 2006-08-01

基金项目: 总装预研基金(9140A04020206JB11)。

作者简介: 张志华(1965-), 男, 山东省单县人, 教授, 博导, 研究方向为可靠性试验及评估、软件可靠性等。

1 性能试验折算模型

为了验证产品在各种技术状态下性能指标的变化规律,通常选择多个技术状态对其进行性能试验。为了充分利用各种技术状态下的性能试验数据,可以借助环境因子将不同技术状态下的性能试验数据折算为产品典型设计状态下,利用折算后的试验数据对性能可靠性进行评估。

1.1 正态环境因子

对于受到多种随机因素影响的产品性能指标,通常可以认为其服从正态分布。假设产品在技术状态 A 下的性能指标 v_1 的母体分布为 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$, 产品在技术状态 B 下的性能指标 v_2 的母体分布为 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$; 且 v_1 、 v_2 相互独立。定义技术状态 A 和技术状态 B 下的环境因子为 $(k, b)^{[5]}$ 。

$$\begin{aligned} k &= \sigma_1 / \sigma_2 \\ b &= \mu_1 - k\mu_2 \end{aligned} \quad (1)$$

称 k 为伸缩因子, b 为平移因子。当 $k=1$ 时, $b = \mu_1 - \mu_2$ 。

利用正态环境因子可以将不同技术状态下的性能试验数据进行折算。设技术状态 A 为产品的典型设计状态, 技术状态 A 、 B 之间的环境因子为 (k, b) 。若在技术状态 B 下产品进行一次性能试验, 其试验数据为 y , 利用环境因子可得到在技术状态 A 下的性能试验数据为 $x = ky + b$ 。

1.2 正态环境因子的估计

为了估计环境因子 (k, b) , 设产品在技术状态 A 下进行了 n_1 次性能试验, 其试验数据为 $x_1, \dots, x_{n_1}$ 。在技术状态 B 下进行了 n_2 次性能试验, 其试验数据为 $y_1, \dots, y_{n_2}$ 。则伸缩因子和平移因子的点估计分别为

$$\hat{k} = \sqrt{s_1^2 / s_2^2}, \quad \hat{b} = \bar{x} - \hat{k}\bar{y} \quad (2)$$

其中:

$$\bar{x} = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} x_i, \quad s_1^2 = \frac{1}{n_1 - 1} \sum_{i=1}^{n_1} (x_i - \bar{x})^2 \quad (3)$$

$$\bar{y} = \frac{1}{n_2} \sum_{j=1}^{n_2} y_j, \quad s_2^2 = \frac{1}{n_2 - 1} \sum_{j=1}^{n_2} (y_j - \bar{y})^2 \quad (4)$$

对于给定的置信水平, 我们还可以获得伸缩因子和平移因子的区间估计^[5]。

2 性能折算模型的仿真

2.1 环境因子的仿真

由于产品在各种技术状态下性能试验较少, 利用(2)式所得到的环境因子估计精度较差, 特别是在某些技术状态下的性能试验数据仅有一个, 此时, 环境因子的估计无法获得。为了克服上述困难, 根据产品设计理论建立性能指标与影响性能指标的相关因素的物理模型, 利用产品研制过程中的有关信息, 采用仿真技术对环境因子进行仿真。

假设产品的性能指标为 v , 它受 $a_1, \dots, a_k, b_1, \dots, b_l$ 等多种因素的影响, 其中 $a_1, \dots, a_k$ 为随机性因素, $b_1, \dots, b_l$ 为确定性因素。根据产品设计理论建立性能指标 v 与其影响因

素 $a_1, \dots, a_k, b_1, \dots, b_l$ 之间的物理模型为

$$v = f(a_1, a_2, \dots, a_k, b_1, b_2, \dots, b_l) \quad (5)$$

通常情况下, 确定性因素 $b_1, \dots, b_l$ 是受设计人员控制的, 产品的不同技术状态所对应的确定性因素 $b_1, \dots, b_l$ 的取值是不同的。而对于随机性因素 $a_1, \dots, a_k$, 可以根据工程实际经验和有关试验信息确定这些随机性因素的分布规律, 即 $a_1, \dots, a_k$ 的分布函数。在已知各影响因素的取值或分布情况下, 就可以对环境因子进行仿真, 具体仿真步骤如下:

① 依据在技术状态 A 下随机性因素 $a_1, \dots, a_k$ 的分布函数, 利用 Monte-Carlo 方法分别产生各随机性因素的随机数;

② 将产品在技术状态 A 下随机性因素所产生的随机数和确定性因素的取值代入物理模型(5)式, 计算性能指标 v 的模拟值;

③ 对上述步骤重复 N 次, 得到产品在技术状态 A 下的性能指标 v 的 N 个模拟值 $x_1, \dots, x_N$, 利用(3)式计算 $\bar{x}, s_1^2$ 。

④ 依据在技术状态 B 下随机性因素 $a_1, \dots, a_k$ 的分布函数, 利用 Monte-Carlo 方法分别产生各随机性因素的随机数;

⑤ 将产品在技术状态 B 下随机性因素所产生的随机数和确定性因素的取值代入物理模型(5)式, 计算性能指标 v 的模拟值;

⑥ 对上述步骤重复 M 次, 得到产品在技术状态 B 下性能指标 v 的 M 个模拟值 $y_1, \dots, y_M$, 利用(4)式计算 $\bar{y}, s_2^2$ 。

⑦ 由(2)式计算技术状态 A 与 B 之间的环境因子。

[注]: 1) 在仿真过程中, 模拟次数 N, M 应适当的大, 在实际使用中, 其大小可根据具体问题确定, 但一般应大于 100。

2) 由于模拟性能试验数据较能真实地反映产品的工作状态, 因此, 利用性能模拟试验数据可对性能指标的正态性假设进行检验。正态性检验方法可选用偏度、峰度联合检验方法等方法进行, 具体检验步骤见文[6,7]。

2.2 仿真验证及稳健性分析

在实际仿真过程中, 影响环境因子仿真结果的因素是多方面的。首先, 环境因子仿真模型常常包含着许多合理假定, 而这些合理简化将造成仿真结果与实际之间存在着一定偏差; 其次, 对各影响因素分布函数的确定依赖于工程人员对其了解程度, 各影响因素分布函数的确定也会影响仿真结果。因此, 在正态环境因子仿真时, 必须验证仿真模型的有效性, 定量分析各影响因素的分布函数对环境因子的影响, 以确保仿真结果的稳健性。

环境因子仿真模型的有效性验证实际上是验证性能指标的模拟数据与实际试验数据的一致性, 它是一类假设检验问题。设产品在技术状态 A 下实际进行了 n 次性能试验, 其试验数据为 $x_1(A), \dots, x_n(A)$, 在技术状态 B 下实际进行了 m 次性能试验, 其试验数据为 $y_1(B), \dots, y_m(B)$ 。为了验证环境因子仿真模型的有效性, 利用环境因子仿真模型在技术状态 A 下产生 n 个产品性能模拟数据 $x'_1(A), \dots, x'_n(A)$, 在技术状态 B 下产生 m 个产品性能模拟数据 $y'_1(B), \dots, y'_m(B)$ 。令

$$\begin{aligned} z_i &= x_i(A) - x_i'(A), \quad i = 1, 2, \dots, n \\ z_i &= y_{i-n}(B) - y_{i-n}'(B), \quad i = n+1, \dots, J \end{aligned} \quad (6)$$

其中 $J=m+n$ 。显然, $z_1, z_2, \dots, z_J$ 相互独立且服从正态分布。若仿真模型是有效的, 则 $z_1, z_2, \dots, z_J$ 服从均值为 0 的正态分布, 即 $Ez_i = 0 (i=1, \dots, J)$ 。从而仿真模型有效性验证实际上是检验 $H_0: Ez_i = 0 (i=1, \dots, J)$ 是否成立。

在假设 H_0 成立的情况下, 即环境因子仿真模型是有效的, 统计量 $\bar{z} = \frac{1}{J} \sum_{i=1}^J z_i$ 应较小, 因此, 对于给定的显著性水平 α , 其接受域 H_0 的区域为

$$\Xi = \{|\bar{z}| \leq c\} \quad (7)$$

其中 c 为临界值。临界值 c 可以分以下三种情况得到:

① 只有单技术状态下的性能试验数据。假设产品仅有技术状态 A 下的性能试验数据, 即 $m=0$ 。在原假设 H_0 成立的情况下, $z_1, z_2, \dots, z_n$ 是来自同一正态母体的独立同分布样本, 此时可以利用单正态母体的均值检验方法确定临界值 c 。对于显著性水平 α , 其临界值

$$c = \frac{s}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2}(n-1) \quad (8)$$

其中 $s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})^2$, $t_{\alpha}(n)$ 是自由度为 n 的 t 分布的 α 分位数。

② 产品在技术状态 A, B 下的性能试验具有相同方差。在原假设 H_0 成立的情况下, 则 $z_1, z_2, \dots, z_J$ 为来自同一正态母体的独立同分布样本, 此时可以利用(8)式确定临界值 c 。

③ 产品在技术状态 A, B 下的性能试验具有不同方差时, 可采用 Bootstrap 方法确定临界值 c 。其具体方法见文献[2]。

3 性能可靠性评估

设产品的典型设计状态为 A , 其性能指标 v 服从正态分布, 即 $v \sim N(\mu, \sigma^2)$ 。产品在典型设计状态 A 下进行了 n_1 次性能试验, 其试验数据为 $x_1, \dots, x_{n_1}$ 。产品在技术状态 B 下进行了 n_2 次性能试验, 其试验数据为 $y_1, \dots, y_{n_2}$ 。在评估产品性能可靠性时, 首先用仿真方法获得技术状态 A 和技术状态 B 下的环境因子 $(\hat{k}, \hat{b})$, 将技术状态 B 下的性能试验数据 $y_1, y_2, \dots, y_{n_2}$ 折算为产品典型设计状态 A 下的性能试验数据 $x_i = \hat{k}y_{i-n_1} + \hat{b} (i = n_1+1, \dots, n)$

其中 $n=n_1+n_2$ 。从而得到产品在典型设计状态 A 下的综合性性能试验数据为:

$$x_1, x_2, \dots, x_n \quad (9)$$

由此可得到参数 μ, σ^2 的极大似然估计为

$$\begin{aligned} \hat{\mu} &= \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \\ \hat{\sigma}^2 &= s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \end{aligned}$$

若产品设计要求规定性能参数不小于某允许值 v_L , 则产品的性能可靠性为 $R = P(v > v_L)$ 。此时, 产品性能可靠性的点估计为

$$\hat{R} = \Phi\left(\frac{\bar{x} - v_L}{s}\right) \quad (10)$$

其中 $\Phi()$ 为标准正态分布的分布函数。

在给定置信水平 α 下, 性能可靠性 $R = P(v > v_L)$ 的置信下限满足

$$F_{t_{n-1}, \sqrt{nu_{RL}}}\left(\frac{\sqrt{n}(\bar{x} - v_L)}{s}\right) = \alpha \quad (11)$$

其中 $F_{t_{n-1}, \sqrt{nu_{RL}}}$ 为非中心 t 分布, 其自由度为 $n-1$, 非中心参数为 $\sqrt{nu_{RL}}$ 。由于从(11)式中无法求出精确解, 因此, 通常采用单侧容许限法求其数值解, 具体步骤为:

$$\textcircled{1} \text{ 计算 } K = \frac{\bar{x} - v_L}{s};$$

② 对于给定的置信水平 α 、样本容量 n 及 K , 反查正态分布单侧容许限系数表, 可得到单侧性能可靠性置信下限 R_L 。

4 实例分析

我们以某弹射装置的性能可靠性评估为例, 说明本文方法的应用过程。

弹射装置的工作环境为大型水池环境, 该产品在水下工作时对一定质量的弹丸施加推力, 以推动弹丸运动, 并保持一定速度。根据设计要求, 弹射装置将弹丸弹出时, 弹丸速度 v 应不低于 3.5m/s。由于弹丸速度受到各种因素的影响, 因此, 可以认为弹丸速度服从正态分布, 即 $v \sim N(\mu, \sigma^2)$ 。此时弹射装置的性能可靠性为 $R = P(v > 3.5) = \Phi((\mu - 3.5)/\sigma)$, 并且规定该弹射装置的性能可靠性应大于 0.95(置信度为 0.75)。

根据弹射装置的工程设计理论及其结构, 影响性能参数(弹射速度)的因素来自弹射装置的结构、弹射推力和弹丸体等三方面, 共有 9 个因素影响其弹射速度; 如弹丸重量、弹丸气密摩擦系数、弹径公差、弹丸底部空气初温等因素均对性能参数产生影响。根据工程热力学理论可建立性能参数 v 与诸影响因素之间的动力学方程

$$v = F(u_0, T_r, T_l, l, f, z, t, H, M) \quad (12)$$

其中 $u_0, T_r, T_l, l, f, z, M$ 分别为动力推力、弹丸底部温度、水池温度、初始容积当量长度、适配器摩擦系数、弹丸摩擦系数和弹丸重量等, 这些因素均为随机性变量, 可以通过其工程经验确定这些随机性因素的分布情况。 t, H 分别为弹丸在弹射装置中的储存时间和弹射深度, 是二个确定性因素。

为了分析其不同技术状态下性能参数的变化规律, 考察其各种影响因素对其性能参数的影响, 该弹射装置分别在典型设计状态 A 和可能工作状态 B 下进行了 6 次性能试验。其试验数据为:

A: 3.60, 3.70, 3.56, 3.64

B: 4.28, 4.33。

由于性能试验数据较少, 且上述性能参数模型(12)式是一个十分复杂的微分方程组, 因此可以之间利用本文方法对其性能可靠性进行评估, 具体过程如下:

1) 环境因子的仿真。利用上述动力学模型(12)式, 对其

技术状态 A, B 之间的环境因子进行仿真, 取 $N=M=300$, 得到其环境因子的仿真结果为 $\hat{k} = 0.981$, $\hat{b} = -0.545$ 。

2) 验证仿真模型的有效性。由于弹射装置在两种技术状态下的方差估计较为接近, 因此, 我们可认为两技术状态下的方差是相等的, 此时, 可以利用 t 分布确定其检验临界值 c 。对于给定的显著性水平 $\alpha = 0.1$, 当 $|\bar{z}| \leq \frac{s}{\sqrt{3}} t_{0.05}$ (5)

时, 认为仿真模型是有效的。利用 2.2 节的方法随机产生六个仿真数据与产品试验数据进行比较检验, 发现仿真模型是有效的。对上述过程进行重复 20 次, 均得到相同的结论, 从而说明仿真模型的正确性。

3) 仿真模型的稳健性分析。为了分析各影响因素的分布函数对环境因子仿真结果的影响, 分别改变各影响因素分布函数中的参数, 分析环境因子 (k, b) 的仿真结果变化情况, 部分结果见表 1。结果显示, 环境因子的仿真结果具有稳健性。

表 1 动力推力 u_0 对环境因子的敏感性

(μ_i, σ_i)	k	b
(4.21, 10.7)	0.9885	-0.545
(4.23, 10.7)	0.9913	-0.533
(4.26, 10.7)	0.9763	-0.524
(4.21, 11.5)	0.9354	-0.593
(4.21, 8.5)	0.9381	-0.535

4) 性能试验数据的折算。利用仿真所获得的环境因子 $(\hat{k}, \hat{b}) = (0.981, -0.545)$ 将在技术状态 B 下的二个性能试验数据 4.28, 4.33 折算为典型设计状态 A 下的性能数据: 3.654, 3.703, 从而可得弹射装置在典型设计状态下的性能试验数据为 3.60, 3.70, 3.56, 3.64, 3.654, 3.703

5) 弹射装置的性能可靠性评估。利用上述折算得到的性能试验数据, 可得到正态分布参数 (μ, σ) 的点估计为 $\hat{\mu} = 3.6428$, $\hat{\sigma}^2 = 3.14336 \times 10^{-3}$ 。由此可得到弹射装置的性能可靠性点估计为 $\hat{R} = \Phi(2.547) = 0.9945$ 。

在给定置信度为 0.75 的情况下, 性能可靠性置信下限为 $\hat{R}_{LC0.75} = 0.9626$, 由此可见, 弹射产品的性能可靠性达到了设计要求。具体结果列于表 2 的第一列。

为了说明本文评估方法的可行性, 我们仅用典型设计状态 A 下的性能试验数据(3.60, 3.70, 3.56, 3.64)对弹射装置的性能可靠性进行评估, 同样可得到弹射装置的性能可靠性评估结果, 具体结果列于表 2 的第二列。

表 2 性能可靠性评估结果

参数估计	μ	σ	R	$R_{LC0.75}$
利用折算数据的评估	3.6428	0.05606	0.9945	0.9626
状态 A 的试验数据评估	3.625	0.05972	0.982	0.892

由表 2 结果可以看出: 仅利用弹射装置在典型设计状态 A 下的性能试验数据对其性能可靠性进行评估所得到的结果较低, 其主要原因在于仅利用典型设计状态 A 下的性能试验数据所得到的均值较小, 标准差较大所致。由此说明本文提出的评估方法能够综合产品在不同技术状态下的性能试验信息。

5 结论

由于本文提出的可靠性仿真评估方法实际上是对环境因子进行仿真, 因而降低了仿真模型对性能可靠性评估结果的影响, 使评估结果更具有客观性。该方法已应用于实际产品的可靠性评估, 所得到的评估结果与实际吻合。

参考文献:

- [1] 周源泉, 翁朝曦. 可靠性评定[M]. 北京: 科学出版社, 1991: 219-242.
- [2] 胡昌寿等. 航天可靠性设计手册[M]. 北京: 机械工业出版社, 1995: 409-429.
- [3] 张峻华. 结构可靠性设计与分析[M]. 北京: 宇航出版社, 1989: 242-252.
- [4] 孙宇峰. 功能可靠性仿真技术研究[D]. 北京: 北京航空航天大学博士论文, 2000.
- [5] 刘龙. 某发射筒内弹道参数可靠性评估方法研究[D]. 郑州: 郑州机电工程研究所硕士论文, 2003.
- [6] 王维平, 朱一凡, 华雪清等. 仿真模型有效性确认与验证[M]. 长沙: 国防科技大学出版社, 1998.
- [7] 茆诗松, 王静龙. 数理统计[M]. 上海: 华东师范大学出版社, 1990.
- [4] Tanaka K, Hori T, Wang H O. A Multiple Lyapunov Function Approach to Stabilization of Fuzzy Control Systems [J]. IEEE Trans. Fuzzy Systems (S1063-6706), 2003, 11(4): 582-589.
- [5] 修智宏, 任光. T-S 模糊控制系统的稳定性分析及系统化设计[J]. 自动化学报, 2004, 30(5): 731-741. (Xiu Z H, Ren G. Stability Analysis and Systematic Design of T-S Fuzzy Control Systems [J]. Acta Automatica Sinica (S0254-4156), 2004, 30(5): 731-741.)
- [6] 王岩. 离散模糊系统分析与设计的模糊 Lyapunov 方法[J]. 自动化学报, 2004, 30(2): 255-260. (Wang Y. Analysis and Design of Discrete Fuzzy System with Fuzzy Lyapunov Approach [J]. Acta Automatica Sinica (S0254-4156), 2004, 30(2): 255-260.)
- [7] Henon M. A Two Dimensional Map with a Strange Attractor [J]. Communications in Mathematical Physics (S0010-3616), 1976, 50(1): 69-77.

(上接第 354 页)

方法在模糊系统稳定性判定上的保守性和难度。

参考文献:

- [1] Tanaka K, Sugeno M. Stability Analysis and Design of Fuzzy Control System [J]. Fuzzy Sets and Systems (S0165-0114), 1992, 45(2): 135-156.
- [2] Wang H O, Tanaka K, Griffin M F. An Approach to Fuzzy Control of Nonlinear Systems: Stability and Design Issues [J]. IEEE Trans. Fuzzy Systems (S1063-6706), 1996, 4(1): 14-23.
- [3] Daafouz J, Riedinger P, Iung C. Stability Analysis and Control Synthesis for Switched Systems: A Switched Lyapunov Function Approach [J]. IEEE Trans. Automatic Control (S0018-9286), 2002, 47(11): 1883-1887.