

基于二次回归正交设计的注塑件件重预测方法研究

于同敏 褚宝磊

(大连理工大学机械工程学院,大连 116024)

摘要 在深入分析注射成型工艺过程、注塑件缺陷类型及产生原因的基础上,针对注塑件成型过程中的非线性及多因素耦合作用对注塑件质量的影响,提出了一种基于二次回归正交设计的质量预测方法。并以注塑件件重为质量指标,通过对注塑件成型时的模具温度、熔体温度、注塑压力和注射速度及其耦合作用进行回归分析及方差计算,建立了注塑件件重的预测模型。预测模型计算结果显示,注塑件件重与实验测量值最大误差仅为0.05%,表明建立的预测模型能够较为准确地反映注塑工艺参数及其耦合作用与注塑件件重之间的关系。

关键词 注射成型 注塑件件重 回归正交设计 预测模型

注射成型是塑料成型加工领域的重要成型方法之一,注塑件的成型是一个十分复杂的多因素耦合作用的非线性动态加工过程。如何能在多因素作用下的非线性动态加工过程中,稳定可靠地保证注塑件的成型质量,并实现注塑件质量的有效预测与控制,一直是注射成型始终追求的目标之一。

近年来针对注塑件的质量,人们从成型材料、模具设计与制造及注塑工艺参数的优化与控制等方面进行了广泛深入的研究,尤其是在注塑件质量预测方面提出了许多新的方法,如利用遗传算法、神经网络^[1-2]、多元回归分析^[3]、灰色理论等方法与注射成型试验、数值模拟等相结合,对注塑件的件重不均、熔接痕、翘曲、收缩率及飞边等质量指标进行预测。Zhu Jie 等^[4]利用模糊推理和神经网络,结合多元回归方法建立了注塑件飞边的质量预测模型,精度达到96.1%。Yang Yi 等^[5]利用主元回归方法建立了注塑件件重预测模型。谢红梅等^[6]将遗传算法和BP算法结合,建立了以翘曲为目标函数的预测模型,对注塑件的翘曲进行预测,其误差达到0.45%。上述方法虽在注塑件不同质量指标预测中都体现了一定的有效性,但在建立预测模型时均需要大量的试验数据,这给实际质量预测带来了很大的麻烦。

笔者在对注射成型过程和注塑件质量缺陷产生原因的深入分析基础上,采用二次回归正交设计的方法,实现了只需较少的试验次数,便可建立精确的注塑件质量预测模型的目的,为精密注塑件的质量控制提供了技术支持。

1 试验条件与试验方案设计

1.1 试验条件

选用图1所示的注塑件进行注射成型试验。注塑件基本尺寸为80 mm ×36 mm ×4 mm,壁厚为1.8

mm。成型材料采用台湾奇美公司生产的PA757型(丙烯腈/丁二烯/苯乙烯)共聚物(ABS)。由于ABS材料具有吸湿性,试验前在80℃下对其干燥3 h。注塑机选用德国Dr. Boy GmbH & Co. KG公司生产的BOY12A型微型注塑机。模具温度采用MT-6L/6H(油)型模温机和冷水机控制。注塑件件重用BS210S型电子分析天平称量,读数精度为0.1 mg。



图1 试验用注塑件

1.2 试验方案设计

采用4因素二次回归正交设计完成注塑件的件重预测,4个因素分别为模具温度、熔体温度、注塑压力、注射速度,分别用 X_1 、 X_2 、 X_3 、 X_4 表示。模具温度为50~70℃,熔体温度为220~240℃,注塑压力为70~90 MPa,由于BOY12A注塑机是以最大注射速度240 mm/s的百分比来设定注射速度的,因此注射速度设为40%~80%。

二次回归正交设计表由二水平试验、星号试验和零水平试验等3类试验点组成。对于二水平试验,由于试验因素数 $m=4$,选用 $L_{16}(2^{15})$ 正交表,二水平试验次数 $m_e=16$ 。为了解决二次回归方程系数多,而正交试验次数少的矛盾,回归正交组合设计在正交试验的基础上增加了星号试验和零水平试验。星号试验次数 m_γ 为 m 的2倍,即 $m_\gamma=2 \times 4 =$

8. 零水平试验为坐标在原点(中心点)的试验。本试验选用零水平试验数 $m_0=2$, 根据正交性的要求, 可以推导出星号臂长 γ 的计算公式^[7] 为:

$$\gamma = \sqrt{(\sqrt{(m_e + 2m + m_0)m_e} - m_e)/2} \quad (1)$$

将 $m_e、m、m_0$ 代入式(1), 得到 $\gamma=1.483$, 然后对因素水平进行编码(见表1)。对因素的各水平进行编码的目的是为了使各因素的每个水平在编码空间是“平等”的, 即规范变量 $Z_j(j=1, 2, 3, 4)$ 的取值范围为 $[-1, 1]$, 不会受到自然变量 $X_j(j=1, 2, 3, 4)$ 的单位和取值大小的影响。

1.3 试验结果

以注塑件的件重为目标函数进行综合分析, 根

据二次回归正交设计表确定的方案, 需进行 26 次试验, 得到注塑件在不同工艺参数下的 26 个件重数据。二次回归正交设计表及试验结果见表 2 [$Z_j'(j=1, 2, 3, 4)$ 为二次项 Z_j^2 中心化处理后的编码。 y 为注塑件件重]。

表 1 因素水平编码表

规范变量 Z_j	因素			
	$X_1/^\circ\text{C}$	$X_2/^\circ\text{C}$	X_3/MPa	$X_4/\%$
上星号臂 γ	70	240	90	80
上水平 1	67	237	87	73.5
零水平 0	60	230	80	60
下水平 -1	53	223	73	46.5
下星号臂 $-\gamma$	50	220	70	40
变化间距 Δj	7	7	7	13.5

表 2 二次回归正交组合设计表及试验结果

编号	Z_1	Z_2	Z_3	Z_4	Z_1Z_2	Z_1Z_3	Z_1Z_4	Z_2Z_3	Z_2Z_4	Z_3Z_4	Z_1'	Z_2'	Z_3'	Z_4'	y/mg
1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0.215	0.215	0.215	0.215	3 232.4
2	1	1	1	-1	1	1	-1	1	-1	-1	0.215	0.215	0.215	0.215	3 232.3
3	1	1	-1	1	1	-1	1	-1	1	-1	0.215	0.215	0.215	0.215	3 202.7
4	1	1	-1	-1	1	-1	-1	-1	-1	1	0.215	0.215	0.215	0.215	3 202.7
5	1	-1	1	1	-1	1	1	-1	-1	1	0.215	0.215	0.215	0.215	3 221.6
6	1	-1	1	-1	-1	1	-1	-1	1	-1	0.215	0.215	0.215	0.215	3 222.8
7	1	-1	-1	1	-1	-1	1	1	-1	-1	0.215	0.215	0.215	0.215	3 195.3
8	1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	1	1	1	0.215	0.215	0.215	0.215	3 195.3
9	-1	1	1	1	-1	-1	-1	1	1	1	0.215	0.215	0.215	0.215	3 232.5
10	-1	1	1	-1	-1	-1	1	1	-1	-1	0.215	0.215	0.215	0.215	3 232.7
11	-1	1	-1	1	-1	1	-1	-1	1	-1	0.215	0.215	0.215	0.215	3 202.9
12	-1	1	-1	-1	-1	1	1	-1	-1	1	0.215	0.215	0.215	0.215	3 203.1
13	-1	-1	1	1	1	-1	-1	-1	-1	1	0.215	0.215	0.215	0.215	3 223.1
14	-1	-1	1	-1	1	-1	1	-1	1	-1	0.215	0.215	0.215	0.215	3 222.6
15	-1	-1	-1	1	1	1	-1	1	-1	-1	0.215	0.215	0.215	0.215	3 195.0
16	-1	-1	-1	-1	1	1	1	1	1	1	0.215	0.215	0.215	0.215	3 194.0
17	1.483	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1.415	-0.785	-0.785	-0.785	3 212.0
18	-1.483	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1.415	-0.785	-0.785	-0.785	3 213.2
19	0	1.483	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.785	1.415	-0.785	-0.785	3 219.4
20	0	-1.483	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.785	1.415	-0.785	-0.785	3 206.9
21	0	0	1.483	0	0	0	0	0	0	0	-0.785	-0.785	1.415	-0.785	3 234.3
22	0	0	-1.483	0	0	0	0	0	0	0	-0.785	-0.785	1.415	-0.785	3 192.9
23	0	0	0	1.483	0	0	0	0	0	0	-0.785	-0.785	-0.785	1.415	3 213.8
24	0	0	0	-1.483	0	0	0	0	0	0	-0.785	-0.785	-0.785	1.415	3 212.9
25	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.785	-0.785	-0.785	-0.785	3 212.6
26	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.785	-0.785	-0.785	-0.785	3 212.5

2 预测模型的建立

2.1 二次回归模型

运用表 2 中的规范变量和注塑件件重的数据, 依据二次回归分析方法建立注塑件件重与成型工艺参数对应的规范变量之间的数学模型。考虑 4 个因素的一次项和二次项, 以及因素间的耦合作用, 建立的 4 因素二次回归模型为^[7]:

$$y = a + b_1Z_1 + b_2Z_2 + b_3Z_3 + b_4Z_4 + b_{12}Z_1Z_2 + b_{13}Z_1Z_3 + b_{14}Z_1Z_4 + b_{23}Z_2Z_3 + b_{24}Z_2Z_4 +$$

$$b_{34}Z_3Z_4 + b_{11}Z_1' + b_{22}Z_2' + b_{33}Z_3' + b_{44}Z_4' \quad (2)$$

式中: a ——常数项;

$b_1、b_2、b_3、b_4$ ——一次项的回归系数;

$b_{12}、b_{13}、b_{14}、b_{23}、b_{24}、b_{34}$ ——交互项的回归系数;

$b_{11}、b_{22}、b_{33}、b_{44}$ ——二次项的回归系数。

2.2 回归方程的建立

按二次回归正交设计的数据处理方法, 利用试验获得的数据建立注塑件的件重预测模型。运用

Excel 软件进行回归分析, 得到注塑件件重与各规范变量之间的回归方程为:

$$y = 3213.1348 - 0.1265Z_1 + 4.4188Z_2 + 14.2361Z_3 + 0.0654Z_4 - 0.0875Z_1Z_2 - 0.1750Z_1Z_3 - 0.1375Z_1Z_4 + 0.5000Z_2Z_3 - 0.0375Z_2Z_4 - 0.1000Z_3Z_4 - 0.1553Z_1' + 0.0947Z_2' + 0.2992Z_3' + 0.1856Z_4' \quad (3)$$

2.3 回归方程和偏回归系数的显著性检验

计算回归方程式(3)中各项及残差 e 的回归平方和、自由度、均方, 并把各均方与残差均方进行比较, 发现 Z_4 、 Z_1Z_2 、 Z_2Z_4 、 Z_3Z_4 、 Z_1' 、 Z_2' 的均方都小于残差的均方, 表明以上因素对试验结果的影响较小, 可以将其回归平方和并入残差平方和。得到新的残差平方和及自由度, 并进行显著性分析。

显著性分析是通过 F 检验来进行的。将因素 Z_j 和残差 e 的偏回归平方和 SS_j 、 SS_e 分别除以其对应的自由度 df_j 、 df_e , 即可得到因素 Z_j 的均方 MS_j 及残差 e 的均方 MS_e 。 MS_j 与 MS_e 之比 F_j 为一个统计量, 它服从自由度为 (df_j, df_e) 的 F 分布。对于给定的显著性水平 α , 如果 F_j 大于临界值 $F_\alpha(df_j, df_e)$, 则认为因素 Z_j 对试验结果有显著影响, 否则认为因素 Z_j 对试验结果没有显著影响。通常, 若 $F_j > F_{0.05}(df_j, df_e)$, 则称因素 Z_j 对试验结果有非常显著的影响, 用 “**” 表示; 若 $F_{0.05}(df_j, df_e) < F_j < F_{0.01}(df_j, df_e)$, 则称因素 Z_j 对试验结果有显著的影响, 用 “*” 表示; 若 $F_j < F_{0.05}(df_j, df_e)$, 则称因素 Z_j 对试验结果的影响不显著。对试验结果影响不显著的因素或耦合作用, 可将其从回归方程中剔除, 而不会影响到其它回归系数的值, 但应对回归方程再次进行检验, 将被剔除的偏回归平方和、自由度并入到残差平方和与自由度中, 然后进行分析。

F 检验结果表明, 对于 Z_1 、 Z_1Z_3 、 Z_1Z_4 、 Z_3' 、 Z_4' , 其 F 值均小于 $F_{0.05}(1, 17) = 4.45$, 即对于显著水平 $\alpha = 0.05$, Z_1 、 Z_1Z_3 、 Z_1Z_4 、 Z_3' 、 Z_4' 对试验结果影响不显著, 将其并入残差平方和, 重新进行显著性分析, 结果见表 3。由表 3 可知, 对于 Z_2 、 Z_3 、 Z_2Z_3 , $F > F_{0.01}(1, 22) = 7.95$, 即对于显著水平 $\alpha = 0.01$, Z_2 、 Z_3 、 Z_2Z_3 对试验结果影响非常显著。而回归模型的 F 值为 5343.2, 大于 $F_{0.01}(3, 22) = 4.82$, 说明笔者建立的数学模型得到的预测值与测量值没有显著差异, 能较好地反映注塑件件重和工艺参数之间的内在联系。将对试验影响较小的因素剔除, 得到注塑件的件重与规范变量 Z_j 之间的回归方程为:

表 3 显著性分析结果

差异源	SS	df	MS	F	显著性
Z_2	398.301	1	398.301	1407.4	**
Z_3	4134.109	1	4134.109	14608.2	**
Z_2Z_3	4.000	1	4.000	14.1	**
回归 R	4536.410	3	1512.137	5343.2	**
残差 e	6.229	22	0.283		

注: $F_{0.05}(1, 22) = 4.30$, $F_{0.01}(1, 22) = 7.95$, $F_{0.05}(3, 22) = 3.05$, $F_{0.01}(3, 22) = 4.82$

$$y = 3213.1348 + 4.4188Z_2 + 14.2361Z_3 + 0.5000Z_2Z_3 \quad (4)$$

2.4 模型的失拟性检验

对回归方程的显著性检验, 仅表明相对于残差平方和而言各因素对试验结果的影响是否显著。若建立的回归方程是显著的, 只能反映回归方程在试验点上与试验结果拟合得较好, 不能反映在整个回归范围内的拟合情况, 为了检验回归方程在整个范围内的拟合情况, 需对回归方程进行失拟性检验。由于 $m_0 = 2$, 即零水平试验重复了 2 次, 则重复试验的平方和为:

$$SS_{e1} = \sum_{i=1}^{m_0} y_{0i}^2 - \frac{1}{m_0} \left(\sum_{i=1}^{m_0} y_{0i} \right)^2 = 3212.6^2 + 3212.5^2 - 0.5 \times (3212.6 + 3212.5)^2 = 0.005$$

其自由度为: $df_{e1} = m_0 - 1 = 1$

失拟平方和表示了回归方程未能拟合的部分, 包括未考虑的其它因素及各 X_j 的高次项等所引起的差异。失拟平方和为残差的平方和减去重复试验的平方和, 即:

$$SS_{L_f} = SS_e - SS_{e1} = 6.229 - 0.005 = 6.224$$

其自由度为: $df_{L_f} = df_e - df_{e1} = 22 - 1 = 21$ 这时 SS_{L_f} / df_{L_f} 与 SS_{e1} / df_{e1} 的比值 F_{L_f} 服从自由度为 (df_{L_f}, df_{e1}) 的 F 分布。对于给定的显著性水平 α (一般取 0.1), 当 $F_{L_f} < F_\alpha(df_{L_f}, df_{e1})$ 时, 则认为回归方程失拟性不显著。将 SS_{L_f} 、 df_{L_f} 、 SS_{e1} 、 df_{e1} 代入 $F_{L_f} = \frac{SS_{L_f} / df_{L_f}}{SS_{e1} / df_{e1}}$, 得到:

$$F_{L_f} = \frac{SS_{L_f} / df_{L_f}}{SS_{e1} / df_{e1}} = \frac{6.224 / 21}{0.005 / 1} = 59.3$$

由 F 分布表可以得到 $F_{0.1}(21, 1) = 61.8$, 所以 $F_{L_f} < F_{0.1}(21, 1) = 61.8$, 则对于显著性水平 $\alpha = 0.1$, 回归方程失拟性不显著, 在整个范围内回归方程拟合得非常好。

2.5 因素的主次分析

因偏回归系数已经标准化, 所以模型中回归系

数绝对值大小决定了各因素和耦合作用的重要程度。从回归方程式(3)中的系数可以看出,模具温度、熔体温度、注塑压力、注射速度及熔体温度和注塑压力的交互项对应的规范变量系数分别为-0.126 5、4.418 8、14.236 1、0.065 4、0.500 0,其对注塑件件重的影响顺序依次为:注塑压力>熔体温度>熔体温度和注塑压力的耦合作用>模具温度>注射速度。而模具温度与熔体温度、注塑压力及注射速度的耦合作用、注射速度与熔体温度、注塑压力的耦合作用、各因素的二次项、模具温度及注射速度,通过方差分析表明对试验结果影响都很小,可以忽略不计。

由于注塑压力直接影响注塑件的密度和熔体流动,因此注塑压力对注塑件件重的影响较大。而熔体温度影响着熔体的粘度和压力的传递,对注塑件件重的影响次之。模具温度影响着熔体的粘度和流动性,但和熔体温度相比,其对注塑件件重的影响较小。注射速度决定着充模时间,影响着熔体温度的散失量,但由于试验用注塑件体积较小,充模时间较短,在充模时间内熔体温度损失较小,因此对注塑件件重的影响也很小。因此,模具温度和注射速度在回归方程中忽略不计。

2.6 回归方程的回代

得到注塑件件重与规范变量的关系式后,对式(4)中的编码值进行回代,即可得到自然变量和试验指标(件重)的回归关系式。

将编码公式:

$$Z_2 = (X_2 - 230) / 7, Z_3 = (X_3 - 80) / 7 \quad (5)$$

代入回归方程(4),整理后得到注塑件件重与工艺参数之间的回归方程:

$$y = 3092.997 - 0.185X_2 - 0.313X_3 + 0.0102X_2X_3 \quad (6)$$

3 试验验证

将正交回归设计表中的工艺参数代入预测模型式(6),得到注塑件件重的预测值,预测值与测量值的比较见图2。

为了进一步验证所建立的预测模型的有效性,随机选取4组工艺参数值输入注塑件件重预测模型式(6),计算4组工艺参数对应的注塑件件重,同时对选取的4组工艺参数进行注射成型试验,预测值和测量值如表4所示。由表4可知,基于二次回归正交设计方法建立的数学模型,其预测结果与注射成型试验结果基本一致,最大误差为0.05%。表明笔者建立的注塑件件重预测模型能够较为准确地反

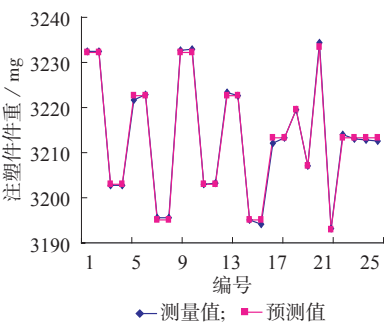


图2 预测值和测量值的比较
表4 预测值和测量值的比较

编号	$X_1 / ^\circ\text{C}$	$X_2 / ^\circ\text{C}$	X_3 / MPa	$X_4 / \%$	测量值 / mg	预测值 / mg	误差 / %
1	50	230	70	50	3 192.3	3 192.8	-0.02
2	55	225	85	75	3 218.7	3 219.8	-0.03
3	65	235	75	45	3 204.2	3 205.8	-0.05
4	55	235	75	55	3 204.2	3 205.8	-0.05

映注射成型工艺参数与注塑件件重之间的关系。

4 结论

(1) 基于对注射成型过程多因素及其耦合作用对注塑件件重的非线性影响关系的分析,提出基于二次回归正交设计建立注塑件件重预测模型的方法。该方法具有试验次数少、运算量小等特点,有利于快速建立注塑件件重预测模型。

(2) 应用建立的件重预测模型计算得到的注塑件件重与测量值之间的最大误差只有0.05%,表明预测模型具有较高的预测精度,能够较为准确地反映工艺参数及其耦合作用与注塑件件重之间的关系。

参考文献

[1] Sadeghi B H M. A BP-neural network predictor model for plastic injection molding process [J]. Journal of Materials Processing Technology, 2000, 103: 411 - 416.

[2] Chen Wenchin, Tai Peihao, Wang Minwen. A neural network-based approach for dynamic quality prediction in a plastic injection molding process[J]. Expert Systems with Applications, 2008, 35: 843 - 849.

[3] 张玲利, 吴大鸣, 张丽蕾. 注射成型过程中的多元回归分析 [J]. 塑料, 2007, 36(3): 76 - 79.

[4] Zhu Jie, Chen Joseph C. Fuzzy neural network-based in-process mixed material-caused flash prediction (FNN-IPMFP) in injection molding operations[J]. Int J Adv Manuf Technol, 2006, 29: 308 - 316.

[5] Yang Yi, Gao Furong. Injection molding product weight: Online prediction and control based on a nonlinear principal component regression model[J]. Polymer Engineering and Science, 2006, 46: 540 - 548.

[6] 谢红梅, 廖小平, 卢煜海. 遗传神经网络及其在制品质量预测中的应用[J]. 中国机械工程, 2008, 19(22): 2 711 - 2 714.

[7] 李云雁,胡传荣.试验设计与数据处理[M].北京:化学工业出版社,2005.

QUALITY PREDICTION METHOD OF PLASTIC PART WEIGHT USING
QUADRATIC REGRESSION ORTHOGONAL DESIGN

Yu Tongmin, Chu Baolei

(School of Mechanical Engineering, Dalian University of Technology, Dalian 116024, China)

ABSTRACT Based on the deep analysis of injection molding process and the type and cause of plastic part defects, a quality prediction method is proposed using quadratic regression orthogonal design, according to the effect of nonlinearity and coupling effect on the part quality. Moreover, a forecasting model is set up, taking the part weight as quality index, through regression analysis and variance calculation of mold temperature, melt temperature, injection pressure, injection velocity and their coupling effects. The calculated results of forecasting model show that the maximum error of part weight and measured value is only 0.05% . This indicates the forecasting model can comprehensively reflect the influence relation of the injection molding parameters and their coupling effect on plastic part weight.

KEYWORDS injection molding, plastic part weight, regression orthogonal design, forecasting model

福建省二轻工业研究所

福建省二轻工业研究所、福建省高新技术开发中心最新研发成功再生塑料管材增韧、增强改性剂。该改性剂内含高分子材料调节剂、表面分散剂、功能树脂、热稳定剂、弹性体、补强剂等材料。经塑料管材厂家试用,相同配方下,添加少量(5 - 8 份) 改性剂可使塑料管材的伸长率提高 4 - 6 倍,拉伸强度提升 10%, 效果明显。该改性剂可增加再生塑料在塑料管材的使用比例,具有较好的实际应用效果。

联系人: 李伟光 13805065107	陈侃 15259128657
电话: 0591 - 83702347 83702346	传真: 0591 - 83702321
地址: 福州市杨桥中路 50 号西城公寓 2 座	邮编: 350001
网址: www.fjerqing.com	Email: cyz233@ sina.com

鞍山君利工程塑料有限公司

鞍山君利工程塑料有限公司是股份制企业,生产以工程塑料为主的改性材料。由教授级高级工程师、中国塑料加工工业协会专家委员会专家赵文聘负责生产技术。可为用户提供增强、增韧、复合、阻燃、环保阻燃、抗静电、耐磨、塑料合金类系列改性工程塑料。公司竭诚为用户“量身订做个性化需求的产品,为客户创造价值”。公司通过 ISO9001: 2000 国际质量管理体系认证。公司宗旨: 信誉第一; 质量第一。

欢迎新老客户前来指导、合作!

- 改性品种: PA66、PA6、PP、PE、ABS、AS、HIPS、POM、PC、PC /ABS、PBT、PET、PVC 等系列改性塑料。
- 适用行业: 家电、汽车、机械、铁路、纺织、石油化工、煤矿、农业等。

经 理: 徐长旭 13604228259, xuchangxu315@ 163.com
总工: 赵文聘 13804910274, zhaowenpin315@ 163.com
地址: 辽宁省鞍山市腾鳌镇黄县 邮编: 114225
电话: 0412 - 8935903 传真: 0412 - 8935803