

零膨胀 Poisson 分布模型回归分析

胡良平^{1,2*}

(1. 军事科学院研究生院 北京 100850;

2. 世界中医药学会联合会临床科研统计学专业委员会 北京 100029

* 通信作者: 胡良平, E-mail: lphu812@sina.com)

【摘要】 本文目的是介绍零膨胀 Poisson 分布模型回归分析。首先,介绍零膨胀计数资料及其零膨胀 Poisson 分布回归模型构建原理,包括“零膨胀 Poisson 分布回归模型的形式”和“零膨胀 Poisson 分布回归模型的求解”;其次,介绍“零膨胀 Poisson 分布回归模型的 SAS 实现”,包括“创建 SAS 数据集”“呈现因变量 Y 的频数分布”“求出因变量 Y 的均值和方差”和“基于全部自变量对因变量 Y 构建多重零膨胀 Poisson 分布回归模型”。本文结果提示,当计数资料为非严重过离散的零膨胀计数资料时,拟合“多重零膨胀 Poisson 分布回归模型”,可获得满意的拟合效果。

【关键词】 零膨胀计数资料;过离散;零膨胀 Poisson 分布回归模型;概率函数;极大似然估计

中图分类号: R195.1

文献标识码: A

doi: 10.11886/j.issn.1007-3256.2018.05.004

The regression analysis of the zero - inflated Poisson distribution model

Hu Liangping^{1,2*}

(1. Graduate School, Academy of Military Sciences PLA China, Beijing 100850, China;

2. Specialty Committee of Clinical Scientific Research Statistics of World Federation of Chinese Medicine Societies, Beijing 100029, China

* Corresponding author: Hu Liangping, E-mail: lphu812@sina.com)

【Abstract】 The purpose of this paper was to introduce the regression analysis of the zero - inflated Poisson distribution model. Firstly, the concepts of the zero - inflated count data and the building principle of the zero - inflated Poisson distribution regression model were given, which included the following two aspects: ①the form of the zero - inflated Poisson distribution regression model; ②the solution for the model mentioned before. Secondly, the SAS realization of this kind of model for the zero - inflated count data was presented. The contents were as follows: ①creating SAS data set; ②displaying the frequency of the count dependent variable Y; ③calculating the arithmetic mean and variance of the count dependent variable Y; ④building a multiple zero - inflated Poisson distribution regression model based on all independent variables. The results of the article showed that the satisfaction of the fitted effects could be gotten by building the zero - inflated Poisson distribution regression model to the zero - inflated count data with the not severe over - dispersion.

【Keywords】 Zero - inflated count data; Over - dispersion; Zero - inflated Poisson distribution regression model; Probability function; Maximum likelihood estimation

1 零膨胀计数资料及其零膨胀 Poisson 分布回归模型构建原理

1.1 零膨胀计数资料 Poisson 分布回归模型的形式

1.1.1 适于零膨胀计数资料 Poisson 分布回归模型的数据结构

适于零膨胀计数资料 Poisson 分布模型的数据结构见表 1。

【对数据结构的分析】因变量 count 为“计数变量”,它是“鱼的条数”。不难发现,没有钓到鱼的人数很多,或者说, count = 0 出现的频数很多,这种现象被称为“零膨胀”或“零堆积”。显然,钓鱼者的“性别”“年龄”可被视为两个自变量。

1.1.2 零膨胀计数资料 Poisson 分布回归模型的表达式

在零膨胀 Poisson (简称 ZIP) 分布回归模型中,早期定义的数据产生过程被称为“过程 2”,即 Poisson 分布概率函数,由下面的式(1)给出:

$$g(y_i) = \frac{\exp(-\mu_i)\mu_i^{y_i}}{y_i!} \quad (1)$$

在式(1)中,令 $\mu_i = e^{x_i\beta}$ 。因此 ZIP 回归模型被定义为下面的式(2)^[1]:

$$\left\{ \begin{array}{l} P(y_i = 0 | x_i, z_i) = F_i + (1 - F_i) \exp(-\mu_i) \quad y_i = 0 \\ P(y_i | x_i, z_i) = (1 - F_i) \frac{\exp(-\mu_i)\mu_i^{y_i}}{y_i!} \quad y_i > 0 \end{array} \right\} \quad (2)$$

在式(2)的第 1 个式子中, F_i 和 $(1 - F_i)$ 分别为 y_i 取值为“0”与“非 0 正整数”的概率。若用“ $e^{x_i\beta}$ ”

项目基金:国家高技术研究发展计划课题资助(2015AA020102)

代式(2)中的“ μ_i ”就可获得在给定“ x_i, z_i ”条件下, “模型”的完整公式。
 y_i 依赖自变量向量“ x_i ”的“零膨胀 Poisson 分布回归

表 1 研究者随机调查在某公园钓鱼的 52 人的性别、年龄和过去半年内钓鱼条数

| sex | age | count | sex | age | count | sex | age | count | sex | age | count |
|-----|-----|-------|-----|-----|-------|-----|-----|-------|-----|-----|-------|
| F | 54 | 18 | M | 37 | 0 | F | 48 | 12 | M | 27 | 0 |
| M | 55 | 0 | M | 32 | 0 | F | 49 | 12 | F | 45 | 11 |
| M | 39 | 0 | F | 34 | 1 | F | 50 | 0 | M | 52 | 4 |
| M | 33 | 0 | M | 32 | 0 | F | 23 | 1 | F | 17 | 0 |
| F | 44 | 5 | M | 44 | 0 | F | 26 | 0 | F | 30 | 0 |
| F | 38 | 0 | F | 38 | 0 | F | 52 | 18 | M | 23 | 1 |
| F | 23 | 0 | M | 32 | 0 | F | 33 | 3 | M | 26 | 0 |
| F | 46 | 8 | M | 45 | 5 | M | 51 | 10 | F | 48 | 5 |
| F | 31 | 2 | F | 25 | 1 | M | 22 | 0 | M | 41 | 0 |
| M | 19 | 0 | M | 23 | 0 | M | 31 | 1 | M | 17 | 0 |
| F | 21 | 0 | F | 44 | 7 | M | 28 | 0 | M | 47 | 3 |
| M | 23 | 0 | F | 29 | 3 | F | 24 | 0 | M | 34 | 1 |
| F | 19 | 0 | F | 35 | 2 | M | 39 | 0 | M | 43 | 6 |

注:sex 性别;age 年龄(岁);count 鱼的条数;F 女;M 男;此资料取自 SAS 9.3 的“帮助信息” 具体来说 取自 SAS/STAT 的“FMM 过程”中的“getting started”中的第 2 个例子

y_i 的条件期望(或均值)与条件方差分别见下面的式(3)与式(4):

$$E(y_i | x_i, z_i) = \mu_i (1 - F_i) \tag{3}$$

$$V(y_i | x_i, z_i) = E(y_i | x_i, z_i) (1 + \mu_i F_i) \tag{4}$$

值得注意的是,比较式(4)与式(3)可知,方差大于均值,故 ZIP 回归模型(也包括 ZINB 回归模型,即零膨胀负二项分布回归模型)刻画的是具有“零堆积”且具有“过离散”现象的计数因变量随自变量变化而变化的依赖关系。

1.2 零膨胀计数资料 Poisson 分布回归模型的求解

1.2.1 求解参数的思路

如何求解出式(2)中的概率“ F_i ”和回归系数“ β_i ”呢?与大多数“广义线性模型”^[1-2]求解思路大同小异,其常规做法如下:第 1 步,基于“最大似然原理”并利用“概率函数(对离散型随机变量而言)或概率密度函数(对连续型随机变量而言)”构建“目标函数”,即所谓的“似然函数”;第 2 步,求取似然函数的自然对数 L;第 3 步,求取 L 关于参数的一阶和二阶偏导数;第 4 步,令二阶偏导数为“0”,得到方程组;第 5 步,采用某种迭代计算方法,求出方程组的解,即求得参数的估计值。

1.2.2 零膨胀 Poisson 分布回归模型的自然对数似然函数

概括地说,ZIP 回归模型的自然对数似然函数具有下面的形式,见式(5):

$$L = \sum_{i=1}^N w_i \ln [P(y_i | x_i, z_i)] \tag{5}$$

在一个被指定的连接函数(即 Logistic 分布函数或标准正态分布函数)用于概率 F_i 之后,就可以写出自然对数似然函数与其导数的精确表达式。

1.2.3 用 Logistic 分布函数作为连接函数的 ZIP 回归模型及参数估计

首先,考虑在 ZIP 回归模型中用 Logistic 分布函数作为连接函数来表达概率 F_i ,这个函数就是下面的式(6):

$$F_i = \frac{\exp(z_i \gamma)}{1 + \exp(z_i \gamma)} \tag{6}$$

此时,ZIP 回归模型的自然对数似然函数见下面的式(7):

$$L = \sum_{(i:y_i=0)} w_i \ln [\exp(z_i \gamma) + \exp(-\exp(x_i \beta))] + \sum_{(i:y_i>0)} w_i [y_i x_i \beta - \exp(x_i \beta) - \sum_{k=2}^{y_i} \ln(k)] - \sum_{i=1}^N w_i \ln [1 + \exp(z_i \gamma)] \tag{7}$$

式(7)中的“ w_i ”为“权重系数”,视具体情形而定,大体可分为以下 6 种情形:

(1) $w_i = 1$

当数据集中没有可作为“权重”变量或“频数”变量及其取值时,就令“ $w_i = 1$ ”。

(2) $w_i = W_i$

当用户在“WEIGHT 语句”中指定了“非正态化”选项,而且在“WEIGHT 语句”中指定了变量及其非正态化取值时,就令“ $w_i = W_i$ ”。

(3) $w_i = \frac{n}{\sum_{i=1}^n w_i} W_i$

在“WEIGHT 语句”中指定了变量及其非正态化取值时,就令“ $w_i = \frac{n}{\sum_{i=1}^n w_i} W_i$ ”。

(4) $w_i = F_i$

在“FREQ 语句”中,指定了变量及其取值 F_i 时,就令“ $w_i = F_i$ ”。

(5) $w_i = W_i F_i$

当用户在“WEIGHT 语句”中没有使用“非正态化”选项,而且,同时使用了“WEIGHT 语句”和“FREQ 语句”,当然, W_i 和 F_i 分别为前面提及的两个语句中变量的取值,就令“ $w_i = W_i F_i$ ”。

(6) $w_i = \frac{\sum_{i=1}^n F_i}{\sum_{i=1}^n F_i W_i} W_i F_i$

当用户同时使用了“WEIGHT 语句”和“FREQ 语句”,当然, W_i 和 F_i 分别为前面提及的两个语句

中变量的取值,就令“ $w_i = \frac{\sum_{i=1}^n F_i}{\sum_{i=1}^n F_i W_i} W_i F_i$ ”。

对于 ZIP 回归模型的偏导数分别见下面的式(8)和式(9):

$$\frac{\partial L}{\partial \gamma} = \sum_{(i:y_i=0)} w_i \left[\frac{\exp(z_i \gamma)}{\exp(z_i \gamma) + \exp(-\exp(x_i \beta))} \right] z_i - \sum_{i=1}^N w_i \left[\frac{\exp(z_i \gamma)}{1 + \exp(z_i \gamma)} \right] z_i \quad (8)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \beta} = \sum_{(i:y_i=0)} w_i \left[\frac{-\exp(x_i \beta) \exp(-\exp(x_i \beta))}{\exp(z_i \gamma) + \exp(-\exp(x_i \beta))} \right] x_i + \sum_{(i:y_i>0)} w_i [y_i - \exp(x_i \beta)] x_i \quad (9)$$

1.2.4 用标准正态分布函数作为连接函数的 ZIP 回归模型及参数估计

首先,考虑在 ZIP 回归模型中用标准正态分布

| | | | | | |
|---|----|----|---|----|---|
| F | 54 | 18 | M | 37 | 0 |
| M | 55 | 0 | M | 32 | 0 |

函数作为连接函数来表达概率,这个函数就是下面的式(10):

$$F_i = \Phi(z_i \gamma) \quad (10)$$

此时,ZIP 回归模型的自然对数似然函数见下面的式(11):

$$L = \sum_{(i:y_i=0)} w_i \ln\{\Phi(z_i \gamma) + [1 - \Phi(z_i \gamma)] \exp(-\exp(x_i \beta))\} + \sum_{(i:y_i=0)} w_i \{ \ln [1 - \Phi(z_i \gamma)] - \exp(x_i \beta) + y_i x_i \beta - \sum_{k=2}^{y_i} \ln(k) \} \quad (11)$$

式(11)中对“ w_i ”的定义同式(7),此处从略。

对 ZIP 回归模型的偏导数分别见下面的式(12)和式(13):

$$\frac{\partial L}{\partial \gamma} = \sum_{(i:y_i=0)} w_i \frac{\varphi(z_i \gamma) [1 - \exp(-\exp(x_i \beta))]}{\Phi(z_i \gamma) + [1 - \Phi(z_i \gamma)] \exp(-\exp(x_i \beta))} z_i - \sum_{(i:y_i>0)} w_i \frac{\varphi(z_i \gamma)}{[1 - \Phi(z_i \gamma)]} z_i \quad (12)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \beta} = \sum_{(i:y_i=0)} w_i \frac{-[1 - \Phi(z_i \gamma)] \exp(x_i \beta) \exp(-\exp(x_i \beta))}{\Phi(z_i \gamma) + [1 - \Phi(z_i \gamma)] \exp(-\exp(x_i \beta))} x_i + \sum_{(i:y_i>0)} w_i [y_i - \exp(x_i \beta)] x_i \quad (13)$$

【说明】以上计算公式来源于 SAS/ETS 模块中“COUNTREG 过程”的“details”部分。

1.2.5 二阶偏导数及迭代计算

通常情况下,需要在一阶偏导数的基础上,求取二阶偏导数;进而,令各参数的二阶偏导数及二阶混合偏导数为“0”,形成方程组。再利用某种迭代计算方法,从而求出各参数的估计值。因篇幅所限,详细做法此处从略。

2 零膨胀 Poisson 分布回归模型的 SAS 实现

2.1 创建 SAS 数据集

利用下面的 SAS 数据步程序,创建名为“catch”的临时 SAS 数据集:

```
data catch;
input gender $ age count @@;
if gender = 'F' then sex = 0;
else if gender = 'M' then sex = 1;
datalines;
```

| | | | | | |
|---|----|----|---|----|----|
| F | 48 | 12 | M | 27 | 0 |
| F | 49 | 12 | F | 45 | 11 |

```

M      39      0      F      34      1      F      50      0      M      52      4
M      33      0      M      32      0      F      23      1      F      17      0
F      44      5      M      44      0      F      26      0      F      30      0
F      38      0      F      38      0      F      52      18     M      23      1
F      23      0      M      32      0      F      33      3      M      26      0
F      46      8      M      45      5      M      51      10     F      48      5
F      31      2      F      25      1      M      22      0      M      41      0
M      19      0      M      23      0      M      31      1      M      17      0
F      21      0      F      44      7      M      28      0      M      47      3
M      23      0      F      29      3      F      24      0      M      34      1
F      19      0      F      35      2      M      39      0      M      43      6
;
run;

```

2.2 编制出因变量 count 的频数分布表并绘制出其频数分布直条图

利用下面的一个 SAS 过程步程序, 编制出因变量 count 的频数分布表, 并绘制出其频数分布直条图(因为 count 是离散型随机变量, 只取“0”和“非 0 正整数”值):

```

proc freq data = catch;
    tables count/out = aaa plots = freqplot;
run;

```

【SAS 输出结果】

| count | 频数 | 百分比 | 累积频数 | 累积百分比 |
|-------|----|-------|------|--------|
| 0 | 28 | 53.85 | 28 | 53.85 |
| 1 | 6 | 11.54 | 34 | 65.38 |
| 2 | 2 | 3.85 | 36 | 69.23 |
| 3 | 3 | 5.77 | 39 | 75.00 |
| 4 | 1 | 1.92 | 40 | 76.92 |
| 5 | 3 | 5.77 | 43 | 82.69 |
| 6 | 1 | 1.92 | 44 | 84.62 |
| 7 | 1 | 1.92 | 45 | 86.54 |
| 8 | 1 | 1.92 | 46 | 88.46 |
| 10 | 1 | 1.92 | 47 | 90.38 |
| 11 | 1 | 1.92 | 48 | 92.31 |
| 12 | 2 | 3.85 | 50 | 96.15 |
| 18 | 2 | 3.85 | 52 | 100.00 |

以上是计数因变量 count 的频数分布表, count = 0 出现的频数为 28, 占总频数 52 的 53.85%。

以下是“计数因变量 count 的频数分布直条图”, 见图 1。

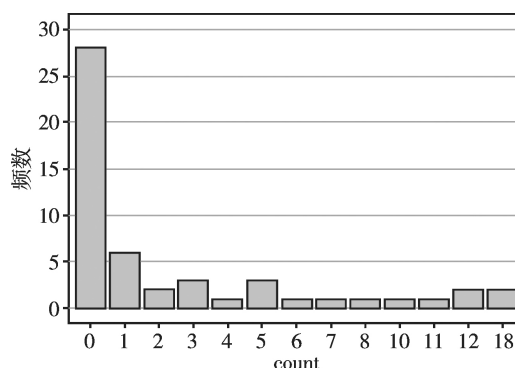


图 1 计数因变量 count 的频数分布直条图

图 1 直观、形象地呈现出计数因变量 count 取“0”的频数非常多, 这种现象被称为“零膨胀”或“零堆积”。

2.3 求出因变量 count 的均值和方差

利用下面的两个 SAS 过程步程序, 求出除“0”之外的其他计数资料的方差和均值:

```

proc univariate data = catch (where = (count ne 0))
    noprint;
    var count;
    output out = aaa mean = mfish var = vfish;
run;
proc print data = aaa;
run;

```

【SAS 输出结果】

| Obs | mfish | vfish |
|-----|---------|---------|
| 1 | 5.83333 | 27.0145 |

求得除“0”之外的其他计数因变量的均值为 5.83333、方差为 27.0145, 方差约为均值的 4.63 倍。

| | | |
|-----|---------|---------|
| Obs | mfish | vfish |
| 1 | 2.69231 | 20.8054 |

以上是基于计数因变量 count 的全部 52 个观测值计算所得到的均值和方差,方差约为均值的 7.73 倍。

由此可知 此计数资料属于“过离散计数资料”。

2.4 基于全部自变量对因变量 count 构建多重零膨胀 Poisson 分布回归模型

2.4.1 利用下面的 SAS 过程步程序尝试性构建多重 Poisson 分布回归模型

/* 仅拟合多重 Poisson 分布回归模型* /

| Parameter Estimates for Poisson Model | | | | | |
|---------------------------------------|--------|---------|---------|-------|---------|
| 效应 | gender | 估计值 | 标准误差 | z 值 | Pr > z |
| Intercept | | -3.9811 | 0.5439 | -7.32 | <0.0001 |
| age* gender | F | 0.1278 | 0.01149 | 11.12 | <0.0001 |
| age* gender | M | 0.1044 | 0.01224 | 8.53 | <0.0001 |

关于模型对资料的拟合效果 暂不评价 需要与其他同类模型的拟合结果进行比较,才能得出有说服力的判定。

2.4.2 利用下面的 SAS 过程步程序尝试性构建多重负二项分布回归模型

/* 仅拟合多重负二项分布回归模型* /

```
proc fmm data = catch;
```

```
class gender;
```

```
model count = gender* age/dist = nb;
```

| Parameter Estimates for Negative Binomial Model | | | | | |
|---|--------|---------|---------|-------|---------|
| 效应 | gender | 估计值 | 标准误差 | z 值 | Pr > z |
| Intercept | | -4.3816 | 0.8160 | -5.37 | <0.0001 |
| age* gender | F | 0.1378 | 0.01957 | 7.04 | <0.0001 |
| age* gender | M | 0.1130 | 0.01971 | 5.73 | <0.0001 |
| Scale Parameter | | 0.6688 | 0.3263 | | |

比较以上两个统计模型给出的“拟合统计量”部分结果可知,“多重负二项分布回归模型”好于“多重 Poisson 分布回归模型”,因为 AIC、AICC、BIC 和“Pearson Statistic (皮尔逊卡方统计量)”数值均有所下降。

2.4.3 利用下面的 SAS 过程步程序构建多重零膨胀 Poisson 分布回归模型

(1)按性别分层且基于常数与 Poisson 分布分别拟合零膨胀与非零膨胀两部分的零膨胀 Poisson

```
proc fmm data = catch;
class gender;
model count = gender* age/dist = Poisson;
run;
```

【SAS 输出结果】

| Fit Statistics | |
|--------------------------|---------|
| -2 Log Likelihood | 182.7 |
| AIC (smaller is better) | 188.7 |
| AICC (smaller is better) | 189.2 |
| BIC (smaller is better) | 194.6 |
| Pearson Statistic | 85.9573 |

```
run;
```

【SAS 输出结果】

| Fit Statistics | |
|--------------------------|---------|
| -2 Log Likelihood | 162.1 |
| AIC (smaller is better) | 170.1 |
| AICC (smaller is better) | 171.0 |
| BIC (smaller is better) | 177.9 |
| Pearson Statistic | 38.3597 |

分布回归模型

```
proc fmm data = catch;
class gender;
model count = gender* age / dist = Poisson;
model + / dist = Constant;
run;
```

【SAS 主要输出结果】

| Fit Statistics | |
|-------------------|-------|
| -2 Log Likelihood | 145.6 |

| | | | |
|--------------------------|-------|----------------------|---------|
| AIC (smaller is better) | 153.6 | Pearson Statistic | 43.4467 |
| AICC (smaller is better) | 154.5 | Effective Parameters | 4 |
| BIC (smaller is better) | 161.4 | Effective Components | 2 |

Parameter Estimates for Poisson Model

| 成分 | 效应 | gender | 估计值 | 标准误差 | z 值 | Pr > z |
|----|-------------|--------|---------|---------|-------|---------|
| 1 | Intercept | | -3.5215 | 0.6448 | -5.46 | <0.0001 |
| 1 | age* gender | F | 0.1216 | 0.01344 | 9.04 | <0.0001 |
| 1 | age* gender | M | 0.1056 | 0.01394 | 7.58 | <0.0001 |

Parameter Estimates for Mixing Probabilities

| 效应 | 链接尺度 | | | z 值 | Pr > z | 概率 |
|-----------|--------|--------|------|--------|---------|----|
| | 估计值 | 标准误差 | z 值 | | | |
| Intercept | 0.8342 | 0.4768 | 1.75 | 0.0802 | 0.6972 | |

关于模型对资料的拟合效果,暂不评价,需要与其他同类模型的拟合结果进行比较,才能得出有理由的判定。若仅依据“AIC、AICC、BIC”的数值来判断,要好于前面的“多重负二项分布回归模型”的拟合效果。

(2)不按性别分层且基于常数与 Poisson 分布分别拟合零膨胀与非零膨胀两部分的零膨胀 Poisson 分布回归模型

```
proc fmm data = catch;
class gender;
model count = gender age / dist = Poisson;
```

Parameter Estimates for Poisson Model

| 成分 | 效应 | gender | 估计值 | 标准误差 | z 值 | Pr > z |
|----|-----------|--------|---------|--------|-------|---------|
| 1 | Intercept | | -4.1261 | 0.6624 | -6.23 | <0.0001 |
| 1 | gender | F | 0.7922 | 0.2193 | 3.61 | 0.0003 |
| 1 | gender | M | 0 | | | |
| 1 | age | | 0.1178 | 0.0133 | 8.86 | <0.0001 |

Parameter Estimates for Mixing Probabilities

| 效应 | 链接尺度 | | | z 值 | Pr > z | 概率 |
|-----------|--------|--------|------|--------|---------|----|
| | 估计值 | 标准误差 | z 值 | | | |
| Intercept | 0.9190 | 0.4934 | 1.86 | 0.0625 | 0.7148 | |

若仅依据“AIC、AICC、BIC”的数值来判断,要好于前面“按性别分层”的拟合效果,但二者无差异。

2.5 最终的回归模型与专业结论

2.5.1 最终的回归模型

依据上面最后一次选定的回归模型拟合资料所得到的计算结果写出“多重零膨胀 Poisson 分布回归模型”此模型由两个表达式组成,一个对应于“ $y_i = 0$ ”;另一个对应于“ $y_i > 0$ ”。模型表达式见前面的式(2),其中 $F_i = 0.7148, \mu_i = e^{-4.1261 + 0.7922(\text{sex} = F) + 0.1178\text{age}}$ 。将这两个参数的估计结果代入式(2),就可获得与表 1 资料对应的“零膨胀 Poisson 分布回归模型”。

```
model + / dist = Constant;
run;
```

【SAS 主要输出结果】

Fit Statistics

| | |
|--------------------------|---------|
| - 2 Log Likelihood | 144.4 |
| AIC (smaller is better) | 152.4 |
| AICC (smaller is better) | 153.3 |
| BIC (smaller is better) | 160.2 |
| Pearson Statistic | 43.7210 |
| Effective Parameters | 4 |
| Effective Components | 2 |

2.5.2 专业结论

任何一人钓不到鱼的概率约为 71.5% (因上面第一式“加号”后面与钓鱼者性别、年龄有关,但其数值并不大);女性较男性、年龄长者较年龄小者钓鱼数目多。

参考文献

[1] SAS Institute Inc. STAT SAS 9.3 User's Guide[M]. Cary, NC: SAS Institute Inc, 2011: 2437-2548, 2605-2804.
[2] 胡良平. 有限混合模型回归分析[J]. 四川精神卫生, 2018, 31(4): 307-312.

(收稿日期:2018-10-10)
(本文编辑:唐雪莉)