社会统计学及SPSS软件应用 STATISTICS WITH SPSS

Instructor:王荣欣

Email: rxwang@qq.com

周一3-4节、单周周四3-4节, 3A106-2

2020年12月7日

CONTENTS

- 模型的估计、评价与比较 1 最大似然估计 (MLE)
- 2 统计检验

- 2 整体模型的评价
 - (1) -2 log likelihood
 - (2) pseudo- R^2
 - (3) 概率预测

CONTENTS

① 模型的估计、评价与比较 1 Wald检验

2 统计检验

2 Likelihood-ratio 检验

- $1 odds = \frac{p}{1-p}$
 - (1) $\frac{p}{1-p}$ 称为几率(odds)或相对风险(relative risk)。
 - (2) 若y=1表示生, y=0表示死, odds为2, 则意味着存活的概率是死亡概率的两倍, 故存活概率为2/3, 死亡概率为1/3。
- 2 取它的自然对数,即log odds。
 - (1) 由此形成Logit模型, 其基本方程为:
 - (2) $log(\frac{p}{1-p}) = \alpha + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 ... + \beta_p x_p$

https://www.bettingodds.com/football/live-scores

解释LOGISTIC回归系数

- 1 按odds来解释logistic回归系数
 - (1) X变化一个单位, 导致log(odds)变化b个单位。
- 2 按odds ratio来解释logistic回归系数
 - (1) X变化一个单位,odds变化 e^b 个单位。
- 3 按概率来解释logistic回归系数
- 4 按边际效应解释

$$\frac{\frac{p^*}{1-p^*}}{\frac{p}{1-p}} = \frac{\exp[\beta_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_j (x_j + 1) + \dots + \beta_K x_K]}{\exp(\beta_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_j x_j + \dots + \beta_K x_K)} = \exp(\beta_j)$$

 $\exp(\hat{\beta}_j)$ 表示变量 x_j 增加一单位引起几率比的变化倍数。

Stata 也称 $\exp(\hat{\beta}_j)$ 为几率比(odds ratio)。

$$logit(\hat{p}) = log(rac{p}{1-p}) = eta_0 + eta_1 * sex$$
 $OR = rac{odds(male)}{odds(female)} = rac{rac{p}{1-p}}{rac{p}{1-q}} = rac{e^{(eta_0+eta_1)}}{e^{eta_0}} = rac{e^{eta_0}e^{eta_1}}{e^{eta_0}} = e^{eta_1}$

- $1 e^{\beta_1}$ 表示关注组的odds与参照组odds之间的倍数关系。
 - (1) $e^{\beta_1} > 1$,意味着男性录取的odds大于女性。
 - (2) $e^{\beta_1} = 1$,意味着男性与女性具有相同的录取odds。
 - (3) $e^{\beta_1} < 1$,意味着男性录取的odds小于女性。
- 2 若自变量为连续变量, e^{β_1} 表示该自变量变化一个单位,带来的odds的倍数变化。

边际效应

- 1 边际效应是指物品的后一单位比前一单位的效用。
- 2 若后一单位的效用比前一单位的效用小,是边际效用递减。
- 3 对于非线性模型而言,边际效应本身不是常数,它随着 自变量X的变化而变化。
- 4 x对Pr(y=1)的边际效应,会随着x的变化而变化。
- 5 当Pr(y=1)=0.5时, logit模型和probit模型取得最大的边际效应。

边际效应

- 1 平均边际效应(average marginal effect)
 - (1) margins, dydx(*) (计算所有自变量的平均边际效应)
- 2 样本均值处的边际效应(marginal effect at mean)
 - (1) $\frac{\text{margins, dydx(*) atmeans}}{\text{处的边际效应)}}$ (计算所有自变量在样本均值
- 3 某个代表值处的边际效应(marginal effect at a representative value)
 - (1) $\frac{\text{margins, dydx(*) at (x1=0)}}{\text{边际效应)}}$ (计算所有自变量在 $x_1 = 0$ 的

概率预测

- 1 logit x1 x2 x3 x4 x5 (logit模型)
- 2 predict prob (计算发生概率的预测值)
- 3 list prob y if x1==0 & x2==0 (列出在给定条件下y=1的概率 预测值)
- 4 predict pmale if sex==1 (男性的概率)
- 5 predict pfmale if sex==0 (女性的概率)
- 6 sum pmale pfemale

Example 1

以数据集 titanic.dta 为例。该数据集包括泰坦尼克号乘客的存活数据。

变量	变量值	变量值
survive	存活=1	死亡=0
child	儿童=1	成年=0
female	女性=1	男性=0
class1	头等舱=1	其他=0
class4	船员=1	其他=0

- 1 sum [fweight=freq] (描述统计)
- 2 sum survive if child==1 [fweight=freq] /*小孩的存活率*/
- 3 sum survive if female==1 [fweight=freq] /*女士的存活率*/
- 4 <u>sum survive if class1==1 [fweight=freq]</u> /*头等舱旅客的存活率*/
- 5 logit survive class1 class2 class3 child female [fweight=freq] /*logit模型, 以重复次数 (freq) 作为权重*/
- 6 logit survive class1 class2 class3 child female [fweight=freq], or /*logit模型,显示odds ratio*/

- 1 margins, dydx(*) (计算所有自变量的平均边际效应)
- 2 margins, dydx(*) atmeans (计算在均值处的边际效应)
- 3 estat classification /* 计算预测准确的百分比*/
- 4 predict prob//*计算发生概率的预测值, 预测每位乘客的存活概率*/
- 5 list prob survive freq if class1==1 & child==0 & female==1 /*头等舱、成年、女士的存活率*/
- 6 list prob survive freq if class3==1 & child==0 & female==0 /*三等舱、成年、男性乘客的存活概率*/

- 1 对广义线性模型的估计,一般采用MLE。
- 2 MLE(Maximum Likelihood Estimation)最早由Ronald Fisher在1912年至1922年间开始使用。
- 3 通过最大似然函数,就可以得出"最大似然估计"。

- 1 该估计方法使用概率模型,其目标是寻找能够以较高的概率产生观察数据的系统发生数。
- 2 当从模型总体随机抽取n组样本观测值后,最合理的参数估计量应该使得从模型中抽取该n组样本观测值的概率最大,而不像OLS旨在得到使模型更好地拟合样本数据的参数估计量。

最大似然估计

给定样本取值后,该样本最有可能来自参数 θ 为何值的总体。

- 1 先确定一个函数来说明未知函数的似然函数(likelihood function)
- 2 再找出此未知参数的观测值,使此似然函数达到最大值。

最大似然估计

- 1 The likelihood function is defined to be the probability density function treated as a function θ .
- 2 Estimate the unknown parameter θ by the value which makes the observed data most likely.
- 3 The value of θ at which the likelihood function achieves its maximum is called the maximum likelihood estimate, or MLE.

- 1 似然度(likelihood)是过去发生的概率,指的是在特定分布下出现的概率,简单来说,就是某件事在在限定的 大背景下发生的概率。
- 2 likelihood (似然性):现实世界在过去发生的概率。

整体模型的评价

- 1 -2 log likelihood
 - (1) 这个指标值越小,说明模型的拟合程度越好。
- 2 方程的拟合优度: pseudo R² by McFadden(1974)

pseudo
$$R^2 = \frac{lnL_0 - lnL_1}{lnL_0}$$

3 正确预测的百分比(percent correctly predicted)

pseudo
$$R^2 = \frac{lnL_0 - lnL_1}{lnL_0} = \frac{lnL_1 - lnL_0}{lnL_{max} - lnL_0}$$

- 1 InL₀是以常数项为唯一解释变量的对数似然函数的最大值。
- 2 InL1是原模型的对数似然函数的最大值。
- 3 由于y为离散的两点分布,似然函数的最大可能值为1, 故对数似然值的最大可能值为0,记为lnL_{max}。
- 4 pseudo R^2 可以视作对数似然函数的实际增加值($lnL_1 lnL_0$)占最大可能增加值($lnL_{max} lnL_0$)的比重。

概率预测

- 1 estat classification (计算预测准确的百分比)
 - (1) 若发生概率的预测值 $\hat{y} \geq 0.5$, 则认为其预测y=1;
 - (2) 反之, 认为其预测y=0。
 - (3) 再将预测值与实际值(样本数据)进行比较,就能计算出 准确预测的百分比。
- 2 ROC curve (Receiver Operating Characteristic Curve) and AUC (Area Under Curve)
 - (1) 1-FPR(False Positive Rate): specificity
 - (2) TPR (True Positive Rate): sensitivity

模型检验

- 1 嵌套模型(likelihood ratio test):看两模型是否有显著统计差异。若p < 0.05,则选择大模型。
 - (1) logit x1 x2 x3 x4 x5
 - (2) estimates store m1 /*将第一次回归结果储存到m1*/
 - (3) logit x1 x2 x3 x4
 - (4) est store m2 /*将第二次回归结果储存到m2*/
 - (5) <u>Irtest m1 m2</u>
- 2 非嵌套模型:比较AIC和BIC
 - (1) estat ic

统计检验

- 1 Wald检验:对模型中自变量参数估计值的统计检验
 - (1) 模型全局检验(global test)。如果 $Wald\chi^2$ 检验所对应的P值小于0.05,说明模型的设定有一定的意义,其结果可以推断到总体,且模型中至少有一个自变量呈现显著统计学差异。
- 2 Likelihood-ratio 检验
 - (1) $\chi^2 = -2(logL_0 logL_a)$
 - (2) In0.0001=-0.921, In0.5=-0.69, In0.9999=-0.0001, 乘以-2以后都变成了正数。-2 loglikelihood的分布与卡方值的分布相似。
 - (3) 卡方值分布表说明,任意一个卡方值在某个自由度下发生的概率。

- 1 检验零假设的指标: -2 loglikehood (负二倍)
- 2 用-2 loglikehood作为指标,参考卡方值的分布,可以算出一个概率,即当初始模型为真时,现实世界发生的概率。
- 3 如果这概率极小,就可以放弃关于初始模型的零假设。
- 4 不断修改模型,逐渐减小-2 loglikelihood,直到不能"显著"减少,找到最合适的模型,达到最大似然。

最大似然估计的逻辑

- 1 初始模型。
 - (1) 零假设:不管自变量怎么变,因变量发生的概率都不受影响。
- 2 如果初始模型与现实世界有显著差异,就放弃初始模型。
 - (1) 判断两者是否有显著差距,借助于类似卡方检验的检验。

最大似然估计涉及两种零假设。

- 1 变量之间关系的零假设。
- 2 模型与数据之间差距的零假设。
 - (1) 预测与观察差距越大,-2 loglikelihood越大,模型越不准确。
 - (2) 对应于一个概率。若概率很小,我们放弃零假设(零假设是指初始估计与数据完美契合),提出非零的假设。
 - (3) 继续改进模型。

PREDICTING PREVALENCE OF ARMED THREATS

Example 2

以数据集 gunx.dta 为例。

```
. svy:logit gun male educ year black if good==1 (running logit on estimation sample)
```

Survey: Logistic regression

Number	of	strata	=	15	Number o	f obs	=	19,260
Number	of	PSUs	=	1,404	Populati	on size	=	19,272.123
					Design d	£	=	1,389
					F(4,	1386)	=	246.21
					Prob > F		=	0.0000

		Linearized				
gun	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf.	Interval]
male	1.423456	.0465642	30.57	0.000	1.332112	1.5148
educ	0185324	.0065632	-2.82	0.005	0314073	0056575
year	.0101219	.0038004	2.66	0.008	.0026667	.017577
black	.4463046	.0687437	6.49	0.000	.311452	.5811573
_cons	-2.894143	.3178486	-9.11	0.000	-3.517658	-2.270628

Figure 5.1: 教材表13-3

```
. svy:logit gun male educ year black if good==1, or
(running logit on estimation sample)
```

Survey: Logistic regression

Number	of	strata	-	15	Number of	obs =	19,260
Number	of	PSUs	= 0	1,404	Population	size =	= 19,272.123
					Design df		1,389
					F(4, 1	1386)	246.21
					Prob > F		0.0000

gun	Odds Ratio	Linearized Std. Err.	t	P> t	[95% Conf.	Interval]
male	4.151443	.1933085	30.57	0.000	3.789039	4.54851
educ	.9816383	.0064427	-2.82	0.005	.9690808	.9943585
year	1.010173	.003839	2.66	0.008	1.00267	1.017732
black	1.562527	.1074139	6.49	0.000	1.365406	1.788107
cons	.0553464	.0175918	-9.11	0.000	.0296688	.1032473

Note: _cons estimates baseline odds.

Figure 5.2: 教材表13-3

- 1 In model 2, the expected odds of males being threatened by a gun are 4.15 (= $e^{1.4235}$) times greater than the odds of females being threatened, holding constant race, education, and the year of the survey.
- 2 The odds of having been threatened increase by 1.0102 each year, net of sex, race, and education.
- 3 The expected net odds of having being threatened in 1994 are about 25 percent larger than in 1973 (= $e^{0.0102(1994-1973)}$ 1.2363).

- 1 Net of other factors, the expected odds of males ever having being threatened are four times greater than for females.
- 2 The odds of having been threatened decline slightly with increasing education.
- 3 The odds of Blacks having been threatened in any given year are more than 1.5 times as great as for non-Blacks of the same sex with the same amount of education $(=e^{0.4463}=1.56)$.

. svy:logit gun male educ year black blkmale if good==1 (running logit on estimation sample)

Survey: Logistic regression

Number	of	strata	=	15	Number	of obs	=	19,260
Number	of	PSUs	=	1,404	Popula	tion size	= 19	,272.123
					Design	df	= 0	1,389
					F(5	, 1385	=	194.10
					Prob >	F	=	n nnnn

		Linearized				
gun	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf.	Interval]
male	1.454341	.0507311	28.67	0.000	1.354823	1.553859
educ	0191231	.006547	-2.92	0.004	0319661	0062801
year	.0100748	.0037996	2.65	0.008	.0026212	.0175284
black	.5689946	.1007161	5.65	0.000	.3714225	.7665667
blkmale	2125267	.125905	-1.69	0.092	4595112	.0344577
_cons	-2.903652	.3178482	-9.14	0.000	-3.527167	-2.280138

Figure 5.3: 教材表13-3

. svy:logit gun male educ year black blkmale if good==1, or (running logit on estimation sample)

Survey: Logistic regression

		Linearized				
gun	Odds Ratio	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf.	Interval]
male	4.281661	.2172133	28.67	0.000	3.876076	4.729686
educ	.9810586	.006423	-2.92	0.004	.9685394	.9937396
year	1.010126	.0038381	2.65	0.008	1.002625	1.017683
black	1.76649	.177914	5.65	0.000	1.449796	2.152364
blkmale	.8085387	.1017991	-1.69	0.092	.6315923	1.035058
_cons	.0548226	.0174253	-9.14	0.000	.0293881	.1022701

Note: cons estimates baseline odds.

Figure 5.4: 教材表13-3

- 1 In model 4, the odds of non-Black males having being threatened are 4.3 times as large as the odds of non-Black females having been threatened.
- 2 The odds of Black males having been threatened are about 3.5 times as large as the odds of females having been threatened.

参考文献

- 1 陈强, 2014, 《高级计量经济学及Stata应用(第二版)》, 北京: 高等教育出版社。
- 2 李连江, 2017, 《戏说统计: 文科生的量化方法》, 北京: 中国政法大学出版社。
- 3 王存同,2017,《进阶回归分析》,北京:高等教育出版社。