



统计学原理(Statistic)

胡华平

西北农林科技大学

经济管理学院数量经济教研室

huhuaping01@hotmail.com

2021-05-16

西北农林科技大学

第五章 相关和回归分析

5.1 变量间关系的度量

5.2 回归分析的基本思想

5.3 OLS方法与参数估计

5.4 假设检验

5.5 拟合优度与残差分析

5.6 回归预测分析

5.7 回归报告解读

5.4 假设检验

两种检验方法

回归系数t检验

方差分解 (ANOVA)

模型整体显著性F检验



假设检验：原理和思路

假设检验 (Hypothesis Testing)：某一给定的观测或发现与某声称的假设是否相符？进行统计假设检验，就是要制定一套步骤和规则，以使决定接受或拒绝一个虚拟假设（原假设）。

虚拟假设(null hypothesis) H_0

- 指定或声称的假设，如 $H_0 : \beta_2 = 0$
- 它是一个等待被挑战的“靶子”！
“稻草人”！

备择假设(alter hypothesis) H_1

- 简单备择假设 $H_1 : \beta_2 = 1.5$
- 复合备择假设 $H_1 : \beta_2 \neq 1.5$

假设检验的具体方法：

- 置信区间检验 (confidence interval)
- 显著性检验 (test of significance)

课堂讨论：参数的置信区间检验和显著性检验有什么区别和联系？



假设检验：置信区间检验法（双侧检验）

双侧或双尾检验 (Two-sided or Two-Tail Test)

$$H_0 : \beta_2 = 0; \quad H_1 : \beta_2 \neq 0$$

- 假设检验目的：估计的是否与上述相容？
- 决策规则：
 - 构造一个 β_2 的 $100(1 - \alpha)\%$ 置信区间。
 - 如果 β_2 在 H_0 假设下落入此区间，就不拒绝 H_0 。
 - 如果它落在此区间之外，就要拒绝 H_0 。



(示例) 教育程度与时均工资回归

对于斜率参数 β_2 的置信区间检验法。

- 步骤1：给出模型，并提出假设：

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + u_i$$

$$H_0 : \beta_2 = 0.5; \quad H_1 : \beta_2 \neq 0.5$$

- 步骤2：给定 $\alpha = 0.05, (1 - \alpha)100\% = 95\%$
- 步骤3：根据前述计算结果，计算斜率参数 β_2 的 95% 置信区间为：

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_2 - t_{\alpha/2} \cdot S_{\hat{\beta}_2} &\leq \beta_2 \leq \hat{\beta}_2 + t_{\alpha/2} \cdot S_{\hat{\beta}_2} \\ 0.5709 &\leq \beta_2 \leq 0.8772 \end{aligned}$$

- 步骤4：那么我们可以对斜率参数 β_2 做出如下检验判断：拒绝原假设 H_0 ，接受 H_1 。认为，长期来看很多个区间 $[0.5709, 0.8772]$ 有 95% 的可能性不包含 0.5 ($\beta_2 \neq 0.5$)。



(示例) 教育程度与时均工资回归

对于截距参数 β_1 的置信区间检验法。

- 步骤1：给出模型，并提出假设：

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + u_i$$

$$H_0 : \beta_1 = 0; \quad H_1 : \beta_1 \neq 0$$

- 步骤2：给定 $\alpha = 0.05$, $(1 - \alpha)100\% = 95\%$
- 步骤3：根据前述计算结果，计算截距参数 β_1 的95%置信区间为：

$$\begin{aligned}\hat{\beta}_1 - t_{\alpha/2} \cdot S_{\hat{\beta}_1} &\leq \beta_1 \leq \hat{\beta}_1 + t_{\alpha/2} \cdot S_{\hat{\beta}_1} \\ -1.9395 &\leq \beta_1 \leq 1.9106\end{aligned}$$

- 步骤4：那么我们可以对截距参数 β_1 做出如下检验判断：
 - 不能拒绝原假设 H_0 ，暂时接受 H_0 。认为，长期来看很多个区间 $[-1.9395, 1.9106]$ 有95%的可能性包含0 ($\beta_1 = 0$)。



假设检验：显著性检验法

显著性检验方法(test-of-significance approach)：是一种用样本结果来证实 H_0 真伪的检验程序。

关键思路：

- 找到一个适合的检验统计量(test statistic)。例如t统计量 χ^2 统计量、F统计量等。
- 知道该统计量在 H_0 下的抽样分布(pdf)。往往与待检验参数有关系。
- 计算样本统计量的值。也即能用样本数据快速计算出来，例如 $t_{\hat{\beta}_2}^* = \frac{\hat{\beta}_2}{S_{\hat{\beta}_2}}$ 。
- 查表找出给定显著性水平 α 下的理论统计量的**临界值**。例如
 $t_{1-\alpha/2}(n - 2) = t_{0.975}(11) = 2.2010$
- 比较样本统计量值和该临界值的大小。例如，比较 $t_{\hat{\beta}_2}^*$ 与 $t_{0.975}(11)$
- 做出拒绝还是接受 H_0 的判断。



假设检验：截距参数的t检验

对于截距参数 β_1 的显著性检验（t检验）。

- 步骤1：给出模型，并提出假设：

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + u_i$$

$$H_0 : \beta_1 = 0; \quad H_1 : \beta_1 \neq 0$$

- 步骤2：构造合适的检验统计量

$$T = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{S_{\hat{\beta}_1}} \leftarrow T \sim t(n-2)$$



假设检验：截距参数的t检验

- 步骤3：基于原假设 H_0 计算出样本统计量。

$$T = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{S_{\hat{\beta}_1}} \leftarrow T \sim t(n-2)$$

$$t^*_{\hat{\beta}_1} = \frac{\hat{\beta}_1}{S_{\hat{\beta}_1}} \leftarrow H_0 : \beta_1 = 0$$

$$t^*_{\hat{\beta}_1} = \frac{-0.0145}{0.8746} = -0.0165$$

- 步骤4：给定显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下，查出统计量的理论分布值。

$$t_{1-\alpha/2}(n-2) = t_{1-0.05/2}(13-2) = t_{0.975}(11) = 2.2010$$



假设检验：截距参数的t检验

- 步骤5：得到显著性检验的判断结论。

- 若 $|t_{\hat{\beta}_1}^*| > t_{1-\alpha/2}(n - 2)$, 则 β_1 的 t 检验结果显著。换言之，在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下，应显著地拒绝原假设 H_0 ，接受备择假设 H_1 ，认为截距参数 $\beta_1 \neq 0$ 。
- 若 $|t_{\hat{\beta}_1}^*| < t_{1-\alpha/2}(n - 2)$, 则 β_1 的 t 检验结果不显著。换言之，在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下，不能显著地拒绝原假设 H_0 ，只能暂时接受原假设 H_0 ，认为截距参数 $\beta_1 = 0$ 。

本例中， $|t_{\hat{\beta}_1}^*| = 0.0165$ 小于 $t_{0.975}(11) = 2.2010$ 。因此，认为 β_1 的 t 检验结果不显著。

换言之，在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下，不能显著地拒绝原假设 H_0 ，只能暂时接受原假设 H_0 ，认为截距参数 $\beta_1 = 0$ 。



假设检验：斜率参数的t检验

对于斜率参数 β_2 的显著性检验（t检验）。

- 步骤1：给出模型，并提出假设：

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + u_i$$

$$H_0 : \beta_2 = 0; \quad H_1 : \beta_2 \neq 0$$

- 步骤2：构造合适的检验统计量

$$T = \frac{\hat{\beta}_2 - \beta_2}{S_{\beta_2}} \leftarrow T \sim t(n-2)$$



假设检验：斜率参数的t检验

- 步骤3：基于原假设 H_0 计算出样本统计量。

$$T = \frac{\hat{\beta}_2 - \beta_2}{S_{\hat{\beta}_2}} \leftarrow T \sim t(n-2)$$

$$t^*_{\hat{\beta}_2} = \frac{\hat{\beta}_2}{S_{\hat{\beta}_2}} \leftarrow H_0 : \beta_2 = 0$$

$$t^*_{\hat{\beta}_2} = \frac{0.7241}{0.0696} = 10.4064$$

- 步骤4：给定显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下，查出统计量的理论分布值。

$$t_{1-\alpha/2}(n-2) = t_{1-0.05/2}(13-2) = t_{0.975}(11) = 2.2010$$



假设检验：斜率参数的t检验

- 步骤5：得到显著性检验的判断结论。
 - 若 $|t_{\hat{\beta}_2}^*| > t_{1-\alpha/2}(n - 2)$, 则 β_2 的t检验结果显著。换言之，在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下，应显著地拒绝原假设 H_0 , 接受备择假设 H_1 , 认为斜率参数 $\beta_2 \neq 0$ 。
 - 若 $|t_{\hat{\beta}_2}^*| < t_{1-\alpha/2}(n - 2)$, 则 β_2 的t检验结果不显著。换言之，在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下，不能显著地拒绝原假设 H_0 , 只能暂时接受原假设 H_0 , 认为斜率参数 $\beta_2 = 0$ 。

本例中， $|t_{\hat{\beta}_2}^*| = 10.4064$ 大于 $t_{0.975}(11) = 2.2010$ 。因此，认为 β_2 的t检验结果显著。

换言之，在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下，应显著地拒绝原假设 H_0 , 接受备择假设 H_1 , 认为斜率参数 $\beta_2 \neq 0$ 。



假设检验：显著性水平VS显著性概率

我们可以回顾犯错误类型：

- 第I类错误：弃真错误 $\alpha = P(Z > Z_0 | H_0 = \text{True})$
- 第II类错误：取伪错误 $\beta = P(Z \leq Z_0 | H_1 = \text{True})$
- [给定样本容量时]如果我们要减少犯第I类错误，第II类错误就要增加；反之亦然。

为什么选择显著性水平 α 通常固定在0.01、0.05、0.1水平上？

- 约定而已，并非神圣不可改变！
- 如何改变？？



假设检验：显著性水平VS显著性概率

精确的显著性概率水平p值：

- 对给定的样本算出一个检验统计量(如t统计量)，查到与之对应的概率：p值(p value)或概率值(probability value)
- 不约定 α ，而是直接求出犯错误概率p值，由读者自己去评判犯错误的可能性和代价！！因人而异！！



假设检验：实际操作中的若干问题

关于统计显著性与实际显著性。

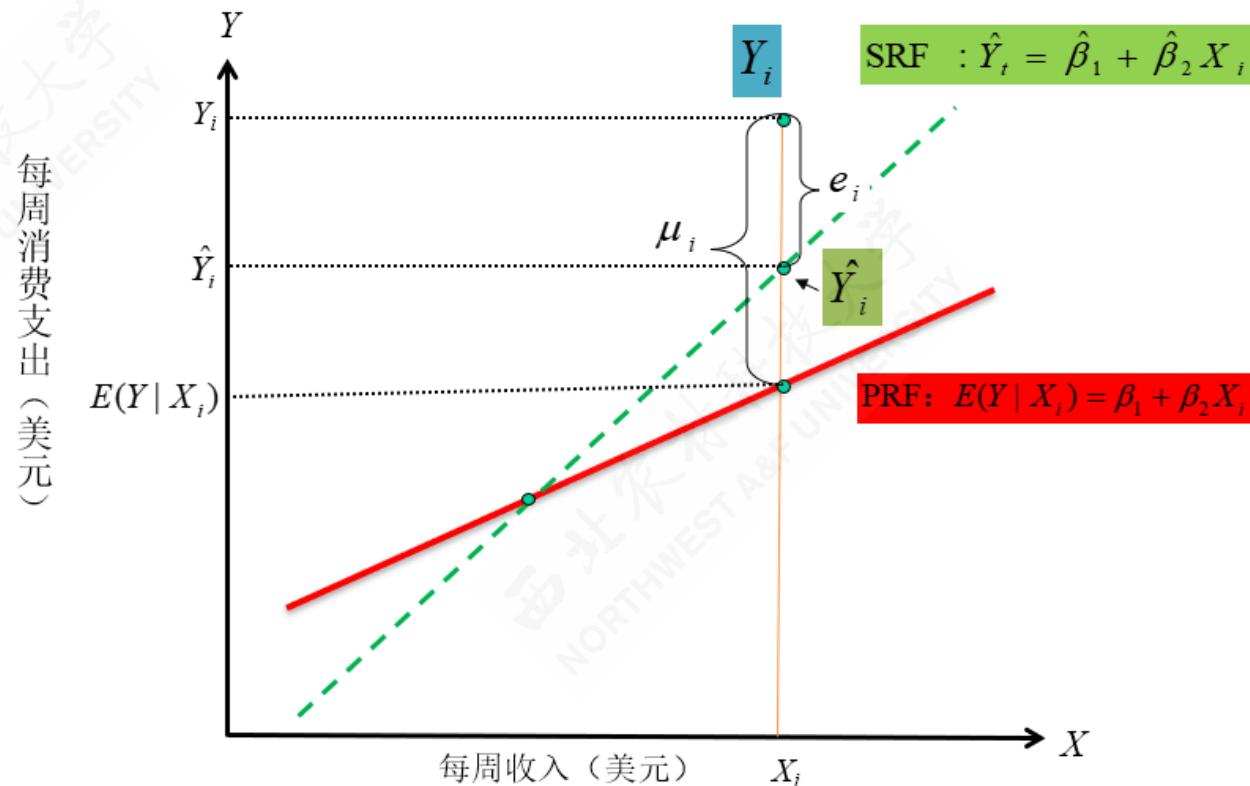
- 不能一味追求统计显著性，有时候还需要考虑“实际显著性”的现实意义。
- 举例说明：
 - 边际消费倾向(MPC)是指GDP每增加1美元带来消费的增加数；宏观理论表明收入乘数为： $1/(1-MPC)$ 。
 - 若MPC的95%置信区间为(0.7129, 0.7306)，当样本表明MPC的估计值为 $\widehat{MPC} = 0.74$ （此时，即乘数为3.84），你怎样抉择！！！

关于置信区间方法和显著性检验方法的选择。

- 一般来说，置信区间方法优于显著性检验方法！
- 例如：假设MPC $H_0 : \beta_2 = 0$ 显然荒谬的！



方差分解 (ANOVA) : Y 变异的分解



$$(Y_i - \bar{Y}) = (\hat{Y}_i - \bar{Y}) + (Y_i - \hat{Y}_i)$$

$$y_i = \hat{y}_i + e_i$$



方差分解 (ANOVA)：平方和分解

$$(Y_i - \bar{Y}) = (\hat{Y}_i - \bar{Y}) + (Y_i - \hat{Y}_i)$$

$$y_i = \hat{y}_i + e_i$$

$$\sum y_i^2 = \sum \hat{y}_i^2 + \sum e_i^2$$

$$TSS = ESS + RSS$$

- 其中： TSS 表示总离差平方和； ESS 表示回归平方和； RSS 表示残差差平方和



(附录)：平方和分解证明过程

$$\begin{aligned}\sum y_i^2 &= \sum (\hat{y}_i e_i)^2 \\&= \sum (\hat{y}_i^2 + 2\hat{y}_i e_i + e_i^2) \\&= \sum \hat{y}_i^2 + 2 \sum \hat{y}_i e_i + \sum e_i^2 \\&= \sum \hat{y}_i^2 + 2 \sum ((\hat{\beta}_2 x_i) e_i) + \sum e_i^2 \\&= \sum \hat{y}_i^2 + 2\hat{\beta}_2 \sum (x_i e_i) + \sum e_i^2 \quad \leftarrow [\sum x_i e_i = 0] \\&= \sum \hat{y}_i^2 + \sum e_i^2\end{aligned}$$



方差分解 (ANOVA)：双变量分解表

对于一元线性回归（双变量），方差分解的理论值如下：

变异来源	平方和符号SS	平方和计算公式	自由度 df	均方和符号MSS	均方和计算公式
回归平方和	ESS	$\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y}_i)^2 = \sum \hat{y}_i^2$	1	MSS_{ESS}	$ESS/df_{ESS} = \hat{\beta}_2^2 \sum x_i^2$
残差平方和	RSS	$\sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2 = \sum e_i^2$	n-2	MSS_{RSS}	$RSS/df_{RSS} = \frac{\sum e_i^2}{n-2}$
总平方和	TSS	$\sum (Y_i - \bar{Y}_i)^2 = \sum y_i^2$	n-1	MSS_{TSS}	$TSS/df_{TSS} = \frac{\sum y_i^2}{n-1}$



模型整体显著性检验： F 检验

- 步骤1：给出模型，并提出假设：

一元回归模型下：

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + u_i$$

$$H_0 : \beta_2 = 0; \quad H_1 : \beta_2 \neq 0$$

多元回归模型下：

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \cdots + \beta_k X_{ki} + u_i$$

$$H_0 : \beta_2 = \beta_3 = \cdots = \beta_k = 0; \quad H_1 : \text{not all } \beta_j = 0, \quad j \in 2, 3, \dots, k$$



模型整体显著性检验： F 检验

- 步骤2：构造合适的检验统计量

$$\chi_1^2 = \left(\frac{\hat{\beta}_2 - \beta_2}{\sigma_{\hat{\beta}_2}} \right)^2 = \left(\frac{\hat{\beta}_2 - \beta_2}{\sqrt{\sigma^2 / \sum x_i^2}} \right)^2 = \frac{(\hat{\beta}_2 - \beta_2)^2 \sum x_i^2}{\sigma^2} \leftarrow \chi_1^2 \sim \chi^2(1)$$

$$\chi_2^2 = (n - 2) \frac{\hat{\sigma}^2}{\sigma^2} = \frac{\sum e_i^2}{\sigma^2} \leftarrow \chi_2^2 \sim \chi^2(n - 2)$$

$$F = \frac{\chi_1^2/1}{\chi_2^2/(n-2)} = \left(\frac{(\hat{\beta}_2 - \beta_2)^2 \sum x_i^2}{\sigma^2} \right) / \left(\frac{\sum e_i^2}{(n-2)\sigma^2} \right) = \frac{(\hat{\beta}_2 - \beta_2)^2 \sum x_i^2}{\sum e_i^2/(n-2)}$$

$$F \sim F(1, n - 2)$$



模型整体显著性检验： F 检验

- 步骤3：基于原假设 H_0 计算出样本统计量。

$$\begin{aligned} F^* &= \frac{\left(\hat{\beta}_2 - \beta_2\right)^2 \sum x_i^2}{\sum e_i^2 / (n-2)} && \leftarrow H_0 : \beta_2 = 0 \\ &= \frac{\hat{\beta}_2^2 \sum x_i^2}{\sum e_i^2 / (n-2)} \\ &= \frac{ESS/df_{ESS}}{RSS/df_{RSS}} = \frac{MSS_{ESS}}{MSS_{RSS}} = \frac{\hat{\beta}_2^2 \sum x_i^2}{\hat{\sigma}^2} \end{aligned}$$



模型整体显著性检验：F检验

- 步骤4：给定显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下，查出统计量的理论分布值。 $F_{1-\alpha}(1, n - 2)$
- 步骤5：得到显著性检验的判断结论。
 - 若 $F^* > F_{1-\alpha}(1, n - 2)$ ，则 模型整体显著性的F检验结果显著。换言之，在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下，应显著地拒绝原假设 H_0 ，接受备择假设 H_1 ，认为斜率参数 $\beta_2 \neq 0$ 。
 - 若 $F^* < F_{1-\alpha}(1, n - 2)$ ，则 模型整体显著性的F检验结果不显著。换言之，在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下，不能显著地拒绝原假设 H_0 ，只能暂时接受原假设 H_0 ，认为斜率参数 $\beta_2 = 0$ 。



模型整体显著性检验：比较

F检验与t检验的联系：

- 在一元回归模型中， t检验与F检验的结论总是一致的。
- 对于检验斜率参数 β_2 的显著性，两者可相互替代！在一元回归分析中，若假设 $H_0 : \beta_2 = 0$ ，则 $F^* \simeq (t^*)^2$

F检验与t检验的不同：

- 检验目的不同。F检验是检验模型的整体显著性； t检验是检验各个回归参数的显著性。
- 假设的提出不同：
 - F检验：斜率系数联合假设 $H_0 : \beta_2 = 0$; $H_1 : \beta_2 \neq 0$
 - t检验：回归系数分别假设 $H_0 : \beta_i = 0$; $H_1 : \beta_i \neq 0$; $i \in 1, 2$
- 检验原理的不同：F检验需要构造F统计量； t检验需要构造t统计量



(案例) 教育程度与时均工资 : 计算ANOVA表

根据前述理论计算公式，可以算出具体的ANOVA分析表：

教育程度与时均工资案例的ANOVA分析表

变异来源	平方和SS	自由度df	均方和MSS
回归平方和ESS	95.4	1	95.42
残差平方和RSS	9.7	11	0.88
总平方和TSS	105.1	12	7.09



(案例) 教育程度与时均工资 : F检验

- 步骤1: 给出模型 $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + u_i$, 提出假设: $H_0: \beta_2 = 0$; $H_1: \beta_2 \neq 0$
- 步骤2: 构造合适检验的分布:

$$F = \frac{\left(\hat{\beta}_2 - \beta_2\right)^2 \sum x_i^2}{\sum e_i^2 / (n - 2)} \leftarrow F \sim F(1, n - 2)$$

- 步骤3: 基于原假设 $H_0: \beta_2 = 0$, 可以计算出样本统计量。

$$F^* = \frac{\hat{\beta}_2^2 \sum x_i^2}{\sum e_i^2 / (n - 2)} = \frac{ESS/df_{ESS}}{RSS/df_{RSS}} = \frac{MSS_{ESS}}{MSS_{RSS}} = \frac{95.4253}{0.8812} = 108.2924$$



(案例) 教育程度与时均工资 : F检验

- 步骤4: 给定 $\alpha = 0.05$ 下, 查出F理论值 $F_{1-\alpha}(1, n - 2) = F_{0.95}(1, 11) = 4.8443$
- 步骤5: 得到显著性检验的判断结论。因为 $F^* = 108.2924$ 大于 $F_{0.95}(1, 11) = 4.8443$, 所以模型整体显著性的F检验结果显著。换言之, 在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下, 应显著地拒绝原假设 H_0 , 接受备择假设 H_1 , 认为斜率参数 $\beta_2 \neq 0$ 。

本节结束

