

#### 包占科 後大学 经济与管理学院

School of Management and Economics of UESTC

## 计量经济学

Econometrics



#### 包占科 被大学 经济与管理学院

School of Management and Economics of UESTC

# 第六讲多重共线性(教材第8章)

#### 主要内容

- ❖回顾: 经典线性回归模型的基本假设
- ❖ 多重共线性的定义
- ❖ 多重共线性产生的后果
- ❖ 多重共线性的来源和诊断
- ❖ 多重共线性的补救措施



假设1:回归模型是线性的,模型设定无误且含有误差项

假设2: 误差项总体均值为零  $E(\varepsilon_i)=0$ 

假设3: 所有解释变量与误差项都不相关  $Cov(X_i, \epsilon_i)=0$ 

假设4:误差项观测值互不相关(<u>无序列相关性</u>) $Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j)=0$ 

假设5:误差项具有同方差(不存在异方差性)  $Var(\varepsilon_i)=\sigma^2$ 

假设6: 任何一个解释变量都不是其他解释变量的完

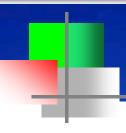
全线性函数 (不存在完全多重共线性)



- ❖回顾收入-消费问题
  - 个人的消费支出不仅受个人收入的影响,也可能受财富、消费习惯的影响
  - >建立消费对收入、财富的回归模型

$$Y_{i} = \beta_{0} + \beta_{1}X_{2i} + \beta_{2}X_{3i} + \varepsilon_{i}$$

其中, $Y_i$ 表示消费, $X_{2i}$ 表示收入, $X_{3i}$ 表示财富。



#### 引例

消费Y	收入X2	财富X3
70	80	810
65	100	1009
90	120	1273
95	140	1425
110	160	1633
115	180	1876
120	200	2052
140	220	2201
155	240	2435
150	260	2686

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C X2 X3	24,77473 0.941537 -0.042435	6.752500 0.822898 0.080664	3.668972 1.144172 -0.526062	0.0080 0.2902 0.6151
R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid Log likelihood F-statistic Prob(F-statistic)	0.963504 0.953077 6.808041 324.4459 -31.58705 92.40196 0.000009	Mean depende S.D. depende Akaike info cr Schwarz crite Hannan-Quin Durbin-Watso	ent var iterion rion in criter.	111.0000 31.42893 6.917411 7.008186 6.817830 2.890614

- 1.F 检验显著,单个系数的t 检验不显著;
- 2. 财富变量X3的系数符号不符合预期。

#### 将财富变量X3对收入变量X2做回归,结果如下:

$$X3 = \alpha + \beta X2 + \varepsilon$$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С Х2	7.545455 10.19091	29.47581 0.164262	0.255988 62.04047	0.8044 0.0000
R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid Log likelihood F-statistic Prob(F-statistic)	0.997926 0.997667 29.83972 7123.273 -47.03207 3849.020 0.000000	Mean depend S.D. depende Akaike info cri Schwarz criter Hannan-Quin Durbin-Watso	nt var terion ion n criter.	1740.000 617.7312 9.806415 9.866932 9.740028 2.077534

# 多重共线性

预示: 财富与收入之间有显著的线性关系



#### 多重共线性的定义

❖ 多重共线性(multi-collinearity)的定义:

回归模型中的一些或全部解释变量之间存在一种完全或不完全的线性关系。

> 完全多重共线性

$$\lambda_1 X_1 + \lambda_2 X_2 + ... \lambda_k X_k = 0$$
 等式成立,  $\lambda$ i  $(i = 1, ... k)$  不全为零

> 不完全多重共线性

$$\lambda_1 X_1 + \lambda_2 X_2 + ... \lambda_k X_k + v_i = 0$$
 等式成立,  $v_i$  为随机误差项  $\lambda$ i  $(i = 1, ... k)$  不全为零

#### 多重共线性产生的后果

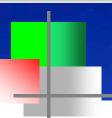
❖为什么要假设无多重共线性?

如果是完全多重共线性

若矩阵XX的逆不存在,下面的方程没有唯一解

$$X'X\beta = X'y$$

完全多重共线性只是一种极端的隐患,更常见的是出现不完全多重共线性。



#### 多重共线性产生的后果

如果是不完全多重共线性

矩阵 XX的逆存在,下面的方程有唯一解  $XX\beta = XY$ 

且解为:

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y$$

只要不是完全多重共线性,用OLS仍可得到参数的估计量及其标准误,并且仍是无偏;尽管无偏,但估计量的标准误非常大,即估计的精度很小。



#### ❖思考题

> 为什么不完全多重共线性下估计量的标准误非常大?

$$\operatorname{var}[\hat{\beta}] = \sigma^2 (XX)^{-1}$$

- ▶ 多重共线性可能导致参数估计值的符号与预期符号不一致吗?
- ▶ 若总体中各解释变量X之间没有线性关系,样本中各解释变量X之间可能存在线性关系吗?

#### 多重共线性本质上是一种样本现象

#### >以二元线性模型 $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \mu$ 为例:

$$\operatorname{var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{2}) = \frac{(\sum X_{3i}^{2})}{(\sum X_{2i}^{2})(\sum X_{3i}^{2}) - (\sum X_{2i}X_{3i})^{2}} \sigma^{2}$$

$$= \frac{\sigma^{2}}{(\sum X_{2i}^{2})(1 - r^{2})} = \frac{\sigma^{2}}{(\sum X_{2i}^{2})} * \frac{1}{(1 - r^{2})}$$

$$\operatorname{var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{3}) = \frac{(\sum X_{2i}^{2})}{(\sum X_{2i}^{2})(\sum X_{3i}^{2}) - (\sum X_{2i}X_{3i})^{2}} \sigma^{2}$$

$$= \frac{\sigma^{2}}{(\sum X_{2i}^{2})(1 - r^{2})} = \frac{\sigma^{2}}{(\sum X_{2i}^{2})} * \frac{1}{(1 - r^{2})}$$

r是变量X2与 X3之间的相 关系数。

- → 由于 r<sup>2</sup> ≤1, 故 1/(1-r<sup>2</sup>)≥1
  - → 当|r|≈1时, 1/(1- r²)很大 导致方差很大。



▶例:对离差形式的二元回归模型10-

24下次课

$$y = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \mu$$

》如果两个解释变量完全相关,如 $x_2 = \lambda x_1$ ,则  $y = (\beta_1 + \lambda \beta_2)x_1 + \mu$ 

 $\triangleright$ 这时,只能确定综合参数 $\beta_1+\lambda\beta_2$ 的估计值:

$$\widehat{\beta_1 + \lambda \beta_2} = \sum x_{1i} y_i / \sum x_{1i}^2$$

16

#### 多重共线性产生的后果

- ❖ 不完全多重共线性的特征
  - ▶偏回归系数的 t 值会降低, 倾向于统计上不显著;

  - > 虽然系数不显著, 但总的.
  - ▶可能出现每个偏回归系数程的F值却很显著。

$$t_k = \frac{\hat{\beta}_k - \beta_k}{se(\hat{\beta}_k)}$$

#### 多重共线性产生的后果

- ❖ 不完全多重共线性对预测的影响
  - 》如果回归分析的唯一目的是预测,并且如果不完全共 线性的结构在样本和未来都保持一致,那么不完全多 重共线性不是一个严重的问题。
  - ▶如果不完全共线性的结构在未来发生变化,则预测是冒险的。

#### 一个不完全多重共线性的例子 ——消费对收入和财富的回归方程

				( 不显著
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	/ob.
符号	24 77473 0.941537 -0.042435	6.752500 0.822898 0.080664	3.668972 1.144172 -0.526062	0.0080 0.2902 0.6151
R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid Log likelihood F-statistic Prob(F-statistic)	0.963504 0.953077 6.808041 324.4459 -31.58705 92.40196 0.000009	Mean depend S.D. depende Akaike info cri Schwarz criter Hannan-Quini Durbin-Watso	nt var terion ion n criter.	111.0000 31.42893 6.917411 7.008186 6.817830 2.890614

高度显著

#### 多重共线性的来源

❖ 经济变量之间具有共同变化趋势

时间序列样本:经济繁荣时期,各基本经济变量(收入、消费、投资、价格)都趋于增长;衰退时期,又同时趋于下降。

❖模型中包含滞后变量 在经济计量模型中,往往需要引入; 济关系。

滞后变量: 前期收入

映真实的经

例如,消费=f(当期收入,前期收入)

◆ 横截面数据之间存在相关性

生产函数中资本投入与劳动力投入往往出现高度相关情况,大企 业二者都大,小企业都小

#### 多重共线性的诊断

- ❖ 多重共线性是一个程度问题而不是有无的问题
- ❖以(经济)理论为基础,以经验(指标)为参考
  - 目前还没有一个被普遍接受的真正意义的检验多重共 线性的统计量

#### 多重共线性的诊断

❖方法1:解释变量之间的相关系数

	X2	X3
X2	1.000000	0.998962
X3	0.998962	1.000000

- ▶相关系数多大才算大呢?
- >相关系数可以检验吗?
- > 若解释变量多于两个,简单相关系数还合适吗?



- ❖ 方法2: 方差膨胀因子(VIF)
  - a) 把 $X_i$ 对其他解释变量进行OLS回归,得到拟合系数 $R_i^2$
  - **b**) 计算**VIF**:  $VIF[\hat{\beta}_i] = (1 R_i^2)^{-1}$
  - c) 根据VIF判断,通常VIF>5被认为存在多重共线性

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
С	45.59625	9.837502	NA
X2	0.677162	4704.396	482.1275
X3	0.006507	4732.421	482.1275

#### 多重共线性的补救措施

- ❖剔除支配变量
  - > 支配变量(dominant variable):与被解释变量高度相关, 以致于完全掩盖了方程中其他解释变量的影响(如销售量与销售额)
- ❖增加样本容量
  - >样本越大,估计越精确

方差降低, t检验的显 著性增加

- ❖剔除多余的变量
  - >潜在的理论假设作为剔除的主要依据



#### 多重共线性的补救措施

#### 可支配收入

 $\hat{C}O = -367.83 + 0.51113Y_d + 0.0427LA$ 

 $r_{Yd,LA} = 0.986$ 

学生的消费

(1.0307) (0.0942)

$$t = 0.496$$
 0.453

 $\bar{R}^2 = 0.835$ 

流动性资产

$$\hat{C}O = -471.43 + 0.9714Y_d$$

(0.157)

 $\hat{C}O = -199.44 + 0.088LA$ 

(0.01443)

$$t = 6.187 \ \overline{R}^2 = 0.861$$

$$t = 6.153 \quad \overline{R}^2 = 0.860$$

#### 多重共线性的补救措施

- ❖变换解释变量
  - >一阶差分(时间序列分析)
  - > 两个变量相除
  - ▶构造一个多重共线性的组合
    - ✓主成分分析法(principal components)
    - ✓因子分析法 (factor analysis)
  - **>** .....
  - > 参考: 古扎拉蒂的计量经济学教材。



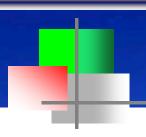
针对时间序列数据、线性模型,

将原模型变换为差分模型:

 $\Delta Y_i = \beta_1 \Delta X_{1i} + \beta_2 \Delta X_{2i} + ... + \beta_k \Delta X_{ki} + \Delta \mu_i$ 可以有效地消除原模型中的多重共线性。

一般讲,增量之间的线性关系远比总量之间的线性关系弱得多。

不好之处: 可能出现误差项的自相关



#### 比率变换法

针对时间序列数据、线性模型,将原模型变换为比率模型:

 $Y_i/x_{3i} = \beta_1 X_{1i}/x_{3i} + \beta_2 X_{2i}/x_{3i} + \beta_3 X_{3i}/x_{3i} + \mu_i/X_{3i}$ 

不好之处: 可能出现误差项的异方差性

#### 多重共线性的补救措施

- ❖无为而治: 什么也不做
  - 》剔除本应包含的解释变量会导致设定偏误;与遗漏变量造成的有偏估计相比较,较低的t统计值(显著性)似乎只是一个次要的问题
  - ▶ 只有当后果很严重(参数估计值出现非预期的符号), 才 应该采取其他补救措施。



#### 多重共线性的补救措施

饮料的平均价格

广告投入

$$\hat{S} = 3080 - 75000P_t + 4.23A_t - 1.04B_t$$

 $r_{At,Bt} = 0.974$ 

$$t = -3.00$$
 3.99

饮料的销售额

$$\overline{R}^2 = 0.825 \quad N = 28$$

竞争者的广告投入

$$\hat{S} = 2586 - 78000P_t + 0.52A_t$$

$$t = -3.25 \quad 0.12$$

$$\overline{R}^2 = 0.531 \quad N = 28$$

不用 处理

#### 本讲小结

- ❖ 多重共线性是违背了什么经典假设?
- ❖ 多重共线性的后果是什么?
- ❖怎样诊断多重共线性?
- ❖怎样补救多重共线性?
- ❖为什么"什么都不做"是对多重共线性最好的补 救方法?



❖ 第8章作业: P148: 习题2、6

#### 鱼肉/教皇案例

#### ❖案例背景:

- 》据推算,耶稣在星期五为人类受难钉死。为纪念耶稣苦难,天主教会规定,每星期五,凡年满十四岁之教友,该守小斋,即禁食热血动物的肉,但鱼、蛋及乳品不限(法典1251)。
- ▶1966年,教皇做出开戒决定,允许天主教徒在星期五 斋戒日可吃猪肉。
- >教皇的决定会影响鱼的消费量吗?

#### 鱼肉/教皇案例

- ❖ 收集1966年前后的数据: 1946-1970
  - ▶ 人均鱼肉消费量F
  - > 鱼肉价格(指数)PF
  - >牛肉价格(指数)PB
  - ▶ 人均可支配收入YD
  - ▶虚拟变量P, 教皇公布 决定后取1, 其他取0
  - > 美国天主教人数N

	表8	-2 鱼肉	/教皇	案例的数	数据	
年份	F	Ν	Р	РВ	PF	YD
1946	12.8	24 402	O	50.1	56	1 606
1947	12.3	25 268	O	71.3	64.3	1 513
1948	13.1	26 076	O	81	74.1	1 567
1949	12.9	26 718	O	76.2	74.5	1 547
1950	13.8	27 766	O	80.3	73.1	1 646
1951	13.2	28 635	O	91	83.4	1 657
1952	13.3	29 408	O	90.2	81.3	1 678
1953	13.6	30 425	O	84.2	78.2	1 726
1954	13.5	31 648	O	83.7	78.7	1714
1955	12.9	32 576	O	77.1	77.1	1 795
1956	12.9	33 574	O	74.5	77	1 839
1957	12.8	34 564	O	82.8	78	1 844
1958	13.3	36 024	O	92.2	83.4	1 831
1959	13.7	39 505	0	88.8	84.9	1 881
1960	13.2	40 871	O	87.2	85	1 883
1961	13.7	42 105	O	88.3	86.9	1 909
1962	13.6	42 882	0	90.1	90.5	1 969
1963	13.7	43847	O	88.7	90.3	2 0 1 5
1964	13.5	44 874	O	87.3	88.2	2 126
1965	13.9	45 640	O	93.9	90.8	2 239
1966	13.9	46 246	O	102.6	96.7	2 3 3 5
1967	13.6	46 864	1	100	100	2 403
1968	14	47 468	1	102.3	101.6	2 486
1969	14.2	47 873	1	111.4	107.2	2 534
1970	14.8	47 872	1	117.6	118	2 610

注: 表格数据文件名为FISH8。

资料来源: Historical Statistics of the U.S., Colonial Times to 1970(Washington, D.C.:U.S. Bureau of the Census, 1975).

#### 鱼肉/教皇案例

❖假定初步建立的方程为:

第t年鱼的人 均消费量 第t年鱼的价格指数

第t年牛肉的 价格指数 第t年人均 可支配收入

$$F_t = \beta_0 + \beta_1 P F_t + \beta_2 P B_t + \beta_3 \ln Y d_t + \beta_4 P_t + \varepsilon_t$$

虚拟变量: 1966年以后取1,之前取0。

哪个是主要关心的解释变量?哪些是控制变量?

$$F_t = \beta_0 + \beta_1 P F_t + \beta_2 P B_t + \beta_3 \ln Y d_t + \beta_4 P_t + \varepsilon_t$$

Sample: 1946 1970 Included observations: 25

Variable	Variable Coefficient		t-Statistic	Prob.
C PF PB LOG(YD) P	7.961108 0.027993 0.004692 0.360363 -0.124462	7.773354 0.028533 0.019336 1.154974 0.257573	1.024154 0.981075 0.242675 0.312010 -0.483211	0.3180 0.3383 0.8107 0.7583 0.6342
R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid Log likelihood F-statistic Prob(F-statistic)	0.722869 0.667443 0.307916 1.896243 -3.235945 13.04200 0.000022	Mean deper S.D. depend Akaike info Schwarz cri Hannan-Qui Durbin-Wats	dent var criterion terion nn criter.	13.44800 0.533948 0.658876 0.902651 0.726488 2.236966

#### 是否存在多重共线性呢?

#### 各变量的相关系数表

	F	PF	PB	LOG(YD)	Р
F	1.000000	0.847590	0.818532	0.780012	0.585630
PF	0.847590	1.000000	0.958096	0.915320	0.734643
PB	0.818532	0.958096	1.000000	0.814890	0.663162
LOG(YD)	0.780012	0.915320	0.814890	1.000000	0.744500
P	0.585630	0.734643	0.663162	0.744500	1.000000

可以剔除变量log(YD)吗?

可以剔除变量PF或PB吗?

变量转换: 相对价格RP=PF/PB

### 根据实证检验结果:教皇的决定影响鱼的消费了吗?

Sample: 1946 1970

Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C PF/PB LOG(YD) P	-5.168676 -1.930897 2.711743 0.005197	4.832730 1.430728 0.656781 0.280080	-1.069515 -1.349591 4.128838 0.018554	0.2970 0.1915 0.0005 0.9854
R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid Log likelihood F-statistic Prob(F-statistic)	0.639721 0.588252 0.342621 2.465174 -6.515793 12.42938 0.000069	Mean depend S.D. depend Akaike info Schwarz cri Hannan-Qui Durbin-Wats	dent var criterion terion nn criter.	13.44800 0.533948 0.841263 1.036284 0.895354 1.597750

尽管仍然存在多重共线性, 但似乎不太严重了!

	F	N	Р	РВ	PF	YD
1946	12.80000	24402.00	0.000000	50.10000	56.00000	1606.000
1947	12.30000	25268.00	0.000000	71.30000	64.30000	1513.000
1948	13.10000	26076.00	0.000000	81.00000	74.10000	1567.000
1949	12.90000	26718.00	0.000000	76.20000	74.50000	1547.000
1950	13.80000	27766.00	0.000000	80.30000	73.10000	1646.000
1951	13.20000	28635.00	0.000000	91.00000	83.40000	1657.000
1952	13.30000	29408.00	0.000000	90.20000	81.30000	1678.000
1953	13.60000 📶				78.20000	1726.000
1954	13.50000	STAR TH	<b>→ ト</b> ト	<b>&gt;</b>	78.70000	1714.000
1955	12.90000	***	シロケン	<b>E</b>	77.10000	1795.000
1956	12.90000	<b>☆∨</b> ∢┌	БИV.		77.00000	1839.000
1957	12.80000	<i>&gt;</i> >\\ \\	<b>-                                     </b>		78.00000	1844.000
1958	13.30000				83.40000	1831.000
1959	13.70000	万力			84.90000	1881.000
1960	13.20000	ノード・バー	<b>→</b>   □   5		85.00000	1883.000
1961	13.70000	<b>│</b>	→ J' → <i>J</i>		86.90000	1909.000
1962	13.60000	72002.00	0.000000	00.10000	90.50000	1969.000
1963	13.70000	43847.00	0.000000	88.70000	90.30000	2015.000
1964	13.50000	44874.00	0.000000	87.30000	88.20000	2126.000
1965	13.90000	45640.00	0.000000	93.90000	90.80000	2239.000
1 <u>966</u>	13.90000	46246.00	0.000000	102.6000	96.70000	2335.000
1967	13.60000	46864.00	1.000000	100.0000	100.0000	2403.000
1968	14.00000	47468.00	1.000000	102.3000	101.6000	2486.000
1969	14.20000	47873.00	1.000000	111.4000	107.2000	2534.000
1970	14.80000	47872.00	1.000000	117.6000	118.0000	2610.000