

第五章的作业

- 作业:P124:
- 5. 10, 5. 12, 5. 16, 5. 18, 5. 19, 5. 23, 5. 29

【5. 10】根据 11 年的观察值，得到如下回归模型：

模型 A: $\hat{Y}_t = 2.6911 - 0.4795X_t$

se = (0.1216) (0.1140) $r^2 = 0.6628$

模型 B: $\ln \hat{Y}_t = 0.7774 - 0.2530 \ln X_t$

se = (0.0152) (0.0494) $r^2 = 0.7448$

其中, Y 是每人每天消费咖啡的杯数, X 是咖啡的价格 (美元/磅)。

- 解释这两个模型的斜率系数。
- 已知 $\bar{Y} = 2.43$, $\bar{X} = 1.11$ 。根据这些值估计模型 A 的价格弹性。
- 求模型 B 的价格弹性?
- 从估计的弹性看, 是否能说咖啡的需求对价格是缺乏弹性的?
- 如何解释模型 B 的截距? (提示: 取反对数)
- “由于模型 B 的 r^2 值比模型 A 的大, 所以模型 B 比 A 好。”这句话对吗? 为什么?

解答: (a) 模型 A 的斜率估计值为 -0.4795 , 这意味着每磅咖啡的价格上升 1 美元, 平均日咖啡消费量将降低约 0.5 杯。模型 B 中斜率的估计值为 -0.2530 , 这意味着每磅咖啡的价格上升 1%, 平均日消费量将下降约 0.25%。

$$(b) \text{弹性} = -0.4795 \left(\frac{1.11}{2.43} \right) = -0.2190。$$

$$(c) -0.2530$$

(d) 对咖啡的需求是缺乏弹性的, 因为弹性估计值的绝对值小于 1。

(e) $e^{0.7774} = 2.1758$, 对于模型 B 来讲, 当咖啡的价格为 1 美元时, 人均咖啡日消费量的平均值约为 2.2 杯 (注: $\ln(1) = 0$)。

(f) 由于两个模型的被解释变量不同, 因此两个模型的 R^2 不能直接比较。

【5.12】 穆赫森 (Mohsen Bahami-Oskooee) 和玛格丽特 (Margaret Malixi) 在研究 28 个不发达国家 (LDC) 对国际储备 (即外汇储备, 例如美元或国际货币基金组织的特别提款权) 的需求时, 得到下面的回归结果:

$$\ln(R/P) = 0.1223 + 0.4079 \ln(Y/P) + 0.5040 \ln \sigma_{BP} - 0.0918 \ln \sigma_{EX}$$

$$t = (2.5128) \quad (17.6377) \quad (15.2437) \quad (-2.7449)$$

$$R^2 = 0.8268$$

$$F = 1151$$

$$n = 1120$$

其中, R ——美元的名义储备水平; P ——美国 GNP 价格平减指数; Y ——名义 GNP (美元); σ_{BP} ——收支平衡的变化; σ_{EX} ——汇率的变化。

(注: 括号内是 t 值。回归分析采用了 28 个国家从 1976 ~ 1985 年 40 个季度的数据, 总样本容量为 1120。)

- 先验地, 各个系数的符号如何? 预期与结果一致吗?
- 解释各个偏斜率系数的意义?
- 检验各个偏回归系数的统计显著性。
- 如何检验假设: 所有的偏斜率系数同时为零?

解答: (a) 根据先验经验, $\ln(Y/P)$, $\ln \sigma_{BP}$ 的系数应为正, 而 $\ln \sigma_{EX}$ 的系数应为负。回归结果也符合先验预期。

(b) 因为本例中所运用的是双对数模型, 所以每一个偏斜率系数均表示偏弹性系数。

(c) 本例中样本量为 1120, 在如此大样本下我们可以用正态分布来近似 t 分布。显著性水平为 5% 时, 正态分布临界值为 1.96, 从回归结果可知, 每一个变量的 t 统计量均大于 1.96, 因此每一个回归系数都显著的不为 0。

(d) 运用 F 检验, 作者给出的 F 统计量的值为 1151, 在统计上是显著的, 因此拒绝零假设。

【5.16】比较应变变量不同时的 r^2 值。假定要比较增长模型式 (5-19) 与线性趋势模型式 (5-23) 的 r^2 值。具体过程如下：

- 求 $\ln Y_t$ ，即从模型式 (5-19) 中求出每个观察值的对数。
- 求步骤 (a) 得到的值的反对数。
- 根据步骤 (b) 得到 r^2 值，并与习题 3.5 定义的 r^2 值相比较。
- 这个 r^2 值就可以与线性模型式 (3-23) 的 r^2 值相比较。

解答：线性模型的 $R^2 = 0.998\ 79$ ，对数线性模型 $R^2 = 0.999\ 65$ 。根据题目中所提供的方法有 $R^2 = 0.999\ 68$ ，变换后的 R^2 可以同之前的 $R^2 = 0.998\ 79$ 相比较。

【5.18】参考表 5-3 给出的能源需求数据。用线性模型而不是双对数模型拟合模型：

$$Y_t = B_1 + B_2 X_{2t} + B_3 X_{3t} + u_t$$

- 估计回归系数及其标准误， R^2 以及校正的 R^2 。
- 解释各个回归系数。
- 估计的各个偏回归系数是统计显著的吗？用 p 值回答这个问题。
- 建立 ANOVA 表，并检验假设： $B_2 = B_3 = 0$ 。
- 计算收入弹性和价格弹性（用 Y ， X_2 ， X_3 的均值）。这些弹性如何才能与回归模型式 (5-12) 给出的收入和价格弹性相比较？
- 按照习题 5.16 的步骤，比较线性模型和双对数模型的 R^2 值。
- 做 LIV 模型残差的正态概率图。得出什么结论？
- 做双对数模型残差的正态概率图，判断残差是否近似正态分布。
- 如果 (g) 和 (h) 的结论不同，你将选择哪个回归模型，为什么？

解答：(a) 回归结果如下：

$$\hat{Y}_t = 28.340\ 7 + 0.981\ 7 X_{2t} - 0.259\ 5 X_{3t}$$

$$se = (1.412\ 7) \quad (0.019\ 3) \quad (0.015\ 2)$$

$$t = (20.061\ 7) \quad (50.775\ 4) \quad (-17.086\ 4) \quad R^2 = 0.994\ 0$$

$$p \text{ 值} = (0.000\ 0)^* \quad (0.000\ 0)^* \quad (0.000\ 0)^* \quad \bar{R}^2 = 0.993\ 4$$

* 代表数值非常小。



- (b) 在其他条件保持不变的前提下, 实际 GDP 每增长 1 单位, 能源需求量上升 0.98 个单位; 能源价格每上升 1 单位, 能源需求量下降 0.26 个单位。
- (c) 从回归结果中的 p 值可以看出, 所有变量的偏回归系数在统计上都是显著的。
- (d) 方差分析表中所需要的统计量数值如下: $TSS = 6\,746.988\,7$, $ESS = 6\,706.286\,3$, $RSS = 40.702\,4$ 。 F 统计量为 $1\,647.638$, 其所对应的 p 值几乎为零。因此, 拒绝能源需求量同实际 GDP、能源价格无关的零假设 (注: 方差分析表中所需数据可以从 Excel 软件中的回归选项中得到)。
- (e) 需求量的平均值为 84.370 , 实际 GDP 的均值为 89.626 , 能源价格的均值为 123.135 , 上述 3 个变量都以指数形式表示。所以, 能源需求量同实际 GDP 的均值弹性为 $1.042\,8$, 同能源价格的均值弹性为 $-0.378\,7$ 。
- (f) 略。
- (g) 正态概率图显示, 模型的残差大致形成一条直线, 这意味着误差项可能是服从正态分布的。Anderson-Darling 正态检验的 A^2 值为 0.502 , 其相应的 p 值为 0.188 , 检验结果也支持了残差服从正态分布的结论。
- (h) 正态概率图显示, 残差并不呈直线状, 这意味着该双对数模型的残差可能不服从正态分布的假设。Anderson-Darling 正态检验的 A^2 值为 1.020 , 相应的 p 值为 0.009 , 可见 p 值是相当低的。

注: 由于留存误差的缘故, 这里所呈现的结果可能与 (5.12) 呈现的结果有所差别, MINITAB 软件就可以计算 Anderson-Darling 检验的统计量那个, 但如果你没有熟练地掌握 MINITAB 软件或手边没有 MINITAB 软件的话, 也可以通过 EViews 和 Excel 所绘制的正态概率图来进行直观的检验。EViews 还给出了 JB 正态检验的结果, 但是这里运用 JB 检验是不合适的, 因为这种检验方法只适用于大样本, 它是一个渐近性检验, 而本例只包含了 23 个样本。事实上, 本例中, JB 检验会得出线性模型和双对数模型的残差都符合正态假设的结论, 这与 Anderson-Darling 检验和正态概率图所得出的结论是不同的。

- (i) 因为线性模型的残差符合正态假设, 所以它比双对数模型更为适合。

【5.19】为了解释商业银行的商业贷款行为, 布鲁斯 (Bruce J. Summers) 运用下面的模型:

$$Y_t = \frac{1}{A + Bt} \quad (A)$$

其中, Y 表示商业或工业贷款 (C&I), 单位为百万美元, t 表示时间 (月)。数据是从 1966 ~ 1967 年的月度数据, 共有 24 个观察值。

但是为了估计, 布鲁斯使用了下面模型:

$$\frac{1}{Y_t} = A + Bt \quad (B)$$

分别对包括纽约城市银行和不包括纽约城市银行的样本进行了回归, 回归结果如下:

$$\frac{1}{Y_t} = 52.00 - 0.20t$$

$$t = (96.13)(-24.52) \quad \bar{R}^2 = 0.84 \quad (1)$$

$$\frac{\hat{1}}{Y_t} = 26.79 - 0.14t \quad DW = 0.04^*$$

$$t = (196.70)(-66.52) \quad \bar{R}^2 = 0.97 \quad (2)$$

$$DW = 0.03^*$$

*表示杜宾-沃森 (D-W) 统计量 (参见第 10 章)。

- 为什么用模型 (B) 而不用模型 (A)?
- 这两个模型有什么性质?
- 解释模型 (1) 和模型 (2) 斜率的含义。它们是统计显著的吗?
- 如何求这两个回归方程截距和斜率的标准误?
- 纽约城市银行和非纽约城市银行的商业贷款行为有所不同吗? 如何检验这种差别, 如果可以的话, 写出正规的检验步骤。

解答: (a) 这样可以使模型变为线性模型 (参数线性)。

(b) 两模型的斜率系数分别为:

$$\frac{dY}{dt} = -\frac{B}{(A+Bt)^2}, \quad -\frac{1}{Y^2} \frac{dY}{dt} = B$$

(c) 模型 1 和模型 2 中的斜率为负, 且其在统计上都是显著的, 因为 t 统计量的值已经足够高了。在两个模型中贷款额都逐年下降, 根据题目中所给的斜率系数, 可以计算贷款额随时间的变化率。

(d) 将系数的估计值除以 t 统计量就可以得到相应估计量的标准误。

(e) 对于模型 1, 假设 B 的真实值为 -0.14 , 通过 t 检验, 有

$$t = \frac{-0.20 - (-0.14)}{0.0082} = -7.3171$$

其在 1% 显著性水平上显著。所以可知, 纽约城市银行和非纽约银行在放贷方面是存在差异的。(注: $s.e. = (-0.20)/(-24.52) = 0.0082$)

【5.23】过原点回归的原始 R^2 。前面曾指出, 对于过原点的回归模型, 常用的 R^2 可能没有意义。计算这类模型的另一种方法称为“原始”的 R^2 , 定义如下 (双变量情形),

$$\text{原始的 } r^2 = \frac{(\sum X_i Y_i)^2}{\sum X_i^2 \sum Y_i^2}$$

如果与式 (3-43) 计算的传统的 r^2 相比较, 则可以看出, 原始 r^2 的平方和以及交叉乘积项未经过均值校正。

计算习题 5.22 的模型 (2) 的原始 r^2 。与习题 5.22 的模型 (1) 的 r^2 比较。你得出什么结论?

解答: 通过“原始” R^2 的计算公式有:

$$\text{“原始” } R^2 = \frac{(\sum X_i Y_i)^2}{\sum X_i^2 \sum Y_i^2} = \frac{(11\,344.28)^2}{(10\,408.44)(15\,801.41)} = 0.7825$$

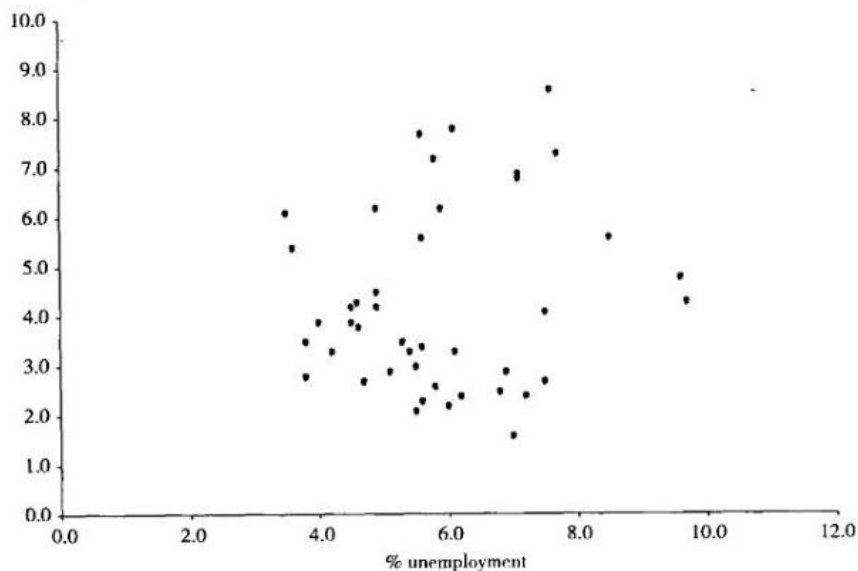
该 R^2 可以同含有截距项模型的 $R^2 = 0.7155$ 相比较。

【5.29】参考本章例 5-6。回归结果表明, 1958~1969 年的小时工资变化率和失业率与传统的菲利普斯曲线吻合。现考虑 1965~2007 年的数据 (参见网上教材表 5-19)。

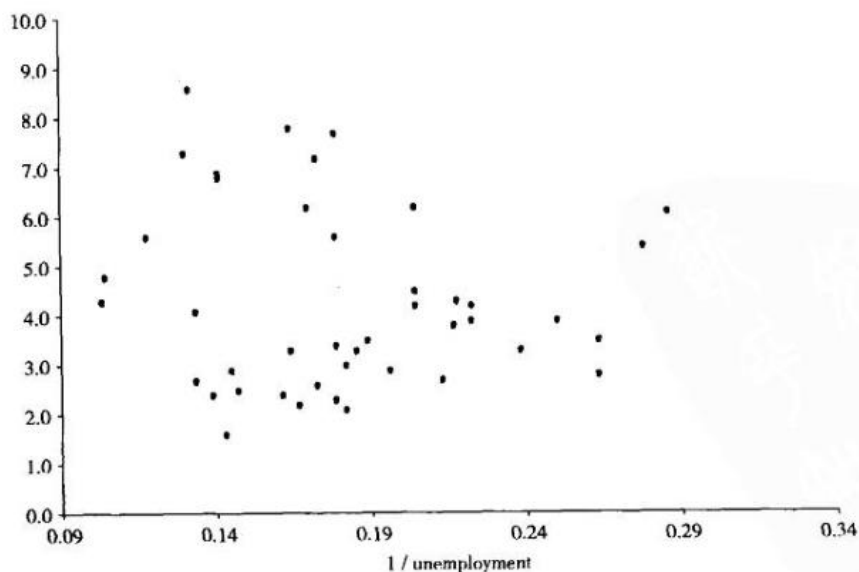
- 做小时工资变化率 (Y) 对失业率 (X) 的散点图。图形是否呈现线性模式?

- b. 做 Y 和 $\frac{1}{X}$ 的散点图。与 (a) 相比, 图形是否呈现出更明显的线性模式?
- c. 利用新数据拟合式 (5-29)。模型的拟合效果如何? 建立一个形如式 (5-30) 的 LIV 模型。哪一个模型更好? 为什么?

解答: (a) 散点图显示变量之间不存在显著的线性关系。



(b) 散点图显示, 经变换后的模型较原始模型的改进程度并不大。



(c) 回归结果如下:

$$\hat{Y}_t = 5.0908 - 4.3680(1/X_t)$$

$$se = (1.1695) \quad (6.2526)$$

$$t = (4.3528) \quad (-0.6986)$$

$$R^2 = 0.0118; \quad s = 1.8412$$

该模型并不是一个令人满意的模型, 解释变量的 t 统计量并不显著, 且判定系数也较低。

作业

- 作业：6.5 6.10, 6.11, 6.16
- 上机：6.19, 6.25

【6.5】判断正误并说明理由

- 在模型 $Y_i = B_1 + B_2 D_i + u_i$ 中，令 D_i 取值 $(0, 2)$ 而不是 $(0, 1)$ ，那么 B_2 的值将二等分， t 值也将二等分。
- 引入虚拟变量后，普通最小二乘估计量只有当大样本时才是无偏的。

解答：(a) 错误，令 D 取 $(0, 2)$ 会使 B_2 的估计值和标准误都变为原来的一半，但 t 统计量的值保持不变。

- 错误，因为引入虚拟变量之后模型并没有违背 OLS 的基本假设，因此无论是大样本还是小样本，模型得到的估计量都是无偏的。

【6.10】在对 51 个学生（其中男生 36 人，女生 15 人）的体重（ W ）对身高（ H ）的回归分析中，得到下面结果：

- $\widehat{Weight}_i = -232.06551 + 5.5662height_i$
 $t = (-5.2066) \quad (8.6246)$
- $\widehat{Weight}_i = -122.9621 + 23.8238dumsex_i + 3.7402height_i$
 $t = (-2.5884) \quad (4.0149) \quad (5.1613)$
- $\widehat{Weight}_i = -107.9508 + 3.5105height_i + 2.0073dumsex_i + 0.3263dumht.$
 $t = (-1.2266) \quad (2.6087) \quad (0.0187) \quad (0.2035)$

其中，体重的单位为磅，身高的单位为英寸。

Dumsex——1（男性），0（女性）；

Dumht. ——交互或差别斜率虚拟变量。

- 你将选择哪个回归，1 还是 2，为什么？
- 如果较为理想的回归是 2，却选择了 1，则犯了哪类错误？

- c. 在模型 2 中, 性别这个虚拟变量表明了什么?
- d. 在模型 2 中, 差别截距是统计显著的, 但在模型 3 中, 差别斜率却是统计不显著的, 如何解释这种变化?
- e. 在模型 2 与模型 3 之间, 你选择哪一个? 为什么?
- f. 在模型 2 与模型 3 中, 身高的系数几乎相等, 但性别这一虚拟变量的系数相差很大。对此你有什么想法?

为了回答问题 (d), (e), (f), 给出了下面的相关矩阵。例如, 身高和性别的相关系数是 0.627 6, 性别和交互虚拟变量的相关系数是 0.997 1。

	Height	Dumsex	Dumht.
Height	1	0.627 6	0.675 2
Dumsex	0.627 6	1	0.997 1
Dumht.	0.675 2	0.997 1	1

- 解答:** (a) 因为性别变量的回归系数是显著的, 所以模型 2 较模型 1 来讲更好。
- (b) 犯了遗漏相关变量的错误。
- (c) 在其他条件都相等的前提下, 男性的平均体重大于女性的平均体重。
- (d) 模型 3 中的 *Dumht* 的回归系数在统计上是不显著的, 因此是一个多余变量。在第 11 章中我们将看到, 如果在模型中加入了“不必要”变量, OLS 的估计量仍是无偏的、一致的, 但不再是有效估计量。比较两模型的回归结果可知, 模型 2 中的性别变量的回归系数是显著的, 但在模型 3 中由于加入了 *Dumht* 变量的缘故, 该变量不再显著。当然, 这也可能是模型中多重共线性所造成的结果。
- (e) 选择模型 2, 模型 2 不仅性别变量 (*Dumsex*) 的回归系数是显著的, 而且高度 (*height*) 变量前的系数也与模型 3 中的系数几乎相同。另外, 模型 3 中的变量的回归系数没有一个在统计上是显著的。
- (f) 从 *Dumsex* 和 *Dumht* 两变量的相关系数矩阵中可知, 两变量之间的相关系数是很高的, 接近于 1。在多重共线性一章中, 我们将介绍如果模型具有多重共线性问题, OLS 估计量虽然仍是无偏的, 但是其标准误会增大。而且, 如果此时对数据或模型设定进行轻微的修改也会使得估计值的大小甚至是符号发生较大变化。

【6.11】 表 6-12 (参见网上教材) 给出了未经季节调整的饰品、玩具和游戏的零售季度数据 (1992 年第一季度~2008 年第二季度):

考虑下面的模型:

$$\text{Sales}_t = B_1 + B_2 D_{2t} + B_3 D_{3t} + B_4 D_{4t} + u_t$$

其中, D_2 ——1 (第二季度), 0 (其他); D_3 ——1 (第三季度), 0 (其他);

D_4 ——1 (第四季度), 0 (其他)。

- 估计上述回归。
- 解释各个系数的含义。
- 给出回归结果符合逻辑的解释。
- 如何利用估计的回归结果消除季节模式?

解答: (a) 回归结果如下:

$$\begin{aligned} \hat{Sales}_t &= 930.4118 + 58.6667D_{2t} + 57.6091D_{3t} + 1338.1091D_{4t} \\ t &= (21.598) \quad (0.963) \quad (0.931) \quad (21.629) \\ R^2 &= 0.9130 \end{aligned}$$

- (b) 第一季度的平均销售额为 930, 第二季度的销售额比第一季度高 59, 第三季度比第一季度高 58, 第四季度高 1 338。但是只有代表第四季度的虚拟变量的回归系数是显著的。代表第二、第三季度的虚拟变量的回归系数都不显著意味着第二、第三季度的销售额较第一季度相比没有太大变化。各季度的平均销售额可以通过计算基准期的销售量和相应季度前的系数的加和得出, 具体数值见下表 (单位: 百万美元, 本题中其他数字的单位也为百万美元):

第一季度	第二季度	第三季度	第四季度
930.412	989.078	988.021	2 268.521

- (c) 饰品、玩具和游戏在一年中的某个阶段销量较大是符合经济学常识的, 因为第四季度为冬季, 而冬季中需要赠送礼物的节日比较多。
- (d) 用某季度销售额减去代表该季度虚拟变量的估计值可以使数据消除季节模式。例如, 用第四季度的销售额减去 1 338.109, 就可以得到去季节化后的第四季度销售额。按照上述方法计算出的 1992, 1993, 1994 和 1995 年的消除季节模式后第四季度销售额为:

1992 第四季度	1993 第四季度	1994 第四季度	1995 第四季度
458.558	527.891	712.891	822.224

【6.16】考虑下面的模型:

$$Y_i = B_1 + B_2D_{2i} + B_3D_{3i} + B_4(D_{2i}D_{3i}) + B_5X_i + u_i$$

其中, Y ——大学教师的年薪; X ——教龄;

$$D_2 = \begin{cases} 1, & \text{男教师} \\ 0, & \text{女教师} \end{cases} \quad D_3 = \begin{cases} 1, & \text{白种人} \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

- $(D_{2i}D_{3i})$ 表示了交互影响。它有什么意义?
- B_4 有什么意义?
- 求 $E(Y_i | D_2 = 1, D_3 = 1, X_i)$, 并做出解释。

解答: (a) 在模型中加入 D_2D_3 的交互项, 可以同时考察性别和肤色对于教师年薪的影响。

- (b) B_2 为男教师的差别效应; B_3 为白人的差别效应; B_4 为白人男教师的差别效应。

- (c) 当 $D_{2i} = D_{3i} = 1$ 时, $E(Y_i) = (B_1 + B_2 + B_3 + B_4) + B_5X_i$ 。这意味着白人男教师平均年工资比白人教师或男教师高出 B_4 个单位。

【6.19】表 6-13（参见网上教材）给出了美国 1997 年第一季度~2008 年第二季度的公司税后利润和股息支付（10 亿美元）的季度数据，

- 做股息支付（Y）对税后利润（X）的回归，看看两者之间是否相关？
- 如果股息支付呈现出季节模式，那么引入一个适当的虚拟变量，并对模型进行估计。在建立模型时，如何考虑不同季节截距和斜率的差异？
- 如果不考虑季节变动，那么什么时候做 Y 对 X 的回归？
- 根据回归结果，是否表明美国私企的股息支付政策存在季节模式？这与先验预期一致吗？

解答：（a）基于观测值，可得到以下回归结果：

Dependent Variable: NDIV				
Sample: 1997:1 2008:2				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-19.013 2	26.211 2	-0.725 4	0.472 1
ATPROFITS	0.631 1	0.031 1	20.300 3	0.000 0
R-squared	0.903 5			

从中可见，两变量之间存在显著的正向关系，这是符合常识的。

- （c）（d）可以引入 3 个虚拟变量来区别 4 个季度，同时还可以将它们同利润变量相乘组成交互项。但这样做的结果并不好，因为此时虚拟变量和交互项在统计上都是不显著的，这可能意味着模型不存在季节效应。这是符合经济学常识的，因为大多数公司不会因为季度的不同而改变股息支付的数量，所以认为本例的数据季节性是缺乏理论依据的。

【6.25】表 6-14（参见网上教材）给出了美国 2001 年第一季度到 2008 年第三季度个人实际支出（PCE），耐用品实际支出（EXPDUR），非耐用品实际支出（EXPNONDUR），实际服务支出（EXPSER）的季度数据。数据根据年增长率进行了季节调整。

- 分别用 EXPDUR，EXPNONDUR 和 EXPSER 对 PCE 作图。
- 假定做每类支出对 PCE 和三个虚拟变量的回归。预计虚拟变量系数是统计显著的吗？为什么？给出计算过程。
- 如果预期虚拟变量是统计不显著的，但仍纳入模型，则会有什么后果？

解答：（a）散点图显示 3 种类别的支出都同 PCE 呈线性关系。

- 因为数据已经去季节化了，如果此时依旧在模型中加入虚拟变量的话，虚拟变量很可能是不显著的。而实际上的回归结果的确如此，但美国政府官方的季节调整不是通过虚拟变量的方法来进行的。

注：EViews 中提供了季节调整选项。

- 如果在模型中加入了不必要的虚拟变量，就犯了包含不必要变量的错误。这样会造成 PEC 系数的标准误被高估，从而导致相应的 t 统计量被低估。