湖南大学计量经济学期末考试试题

一、判断题

1) 总体回归函数给出了对应于每一个自变量的因变量的值

2) 在线性回归模型中，解释变量是原因，被解释变量是结果

3) 在存在异方差情况下，普通最小二乘法（OLS）估计量是有偏的和无效的；

4) 如果存在异方差，通常使用的 t 检验和 F 检验是无效的；

5) 如果从 OLS 回归中估计的残差呈现系统模式，则意味着数据中存在着异方差；

6) 当存在序列相关时，OLS 估计量是有偏的并且也是无效的；

7) 两个模型，一个是一阶差分形式，一个是水平形式，这两个模型的 R^2 值是不可以直接比较的。

表 2-1　某地区居民家庭收入支出资料

x_t	y_t	$x_t-\bar{x}$	$y_t-\bar{y}$	$(x_t-\bar{x})\cdot(y_t-\bar{y})$	$(x_t-\bar{x})^2$	$(y_t-\bar{y})^2$	$\hat{y}_t$	$e_t=y_t-\hat{y}_t$	e_t^2
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)=(3)×(4)	(6)	(7)	(8)	(9)=(2)−(8)	(10)
60	58	−135	−84.8	11 448	18 225	7 191.04	69.711	−11.711	137.15
90	85	−105	−57.8	6 069	11 025	3 340.84	85.953	−0.953	0.91
120	102	−75	−40.8	3 060	5 625	1 664.64	102.195	−0.195	0.04
150	124	−45	−18.8	846	2 025	353.44	118.437	5.563	30.95
180	146	−15	3.2	−48	225	10.24	134.679	11.321	128.16
210	159	15	16.2	243	225	262.44	150.921	8.079	65.27
240	168	45	25.2	1 134	2 025	635.04	167.163	0.837	0.70
270	181	75	38.2	2 865	5 625	1 459.24	183.405	−2.405	5.78
300	194	105	51.2	5 376	11 025	2 621.44	199.647	−5.647	31.89
330	211	135	68.2	9 207	18 225	4 651.24	215.889	−4.889	23.90
合计	1428	0	0	40 200	74 250	2 2189.6	1 428	0	424.75

$$E(y_f)=\hat{y}_f \pm t_{\alpha/2}(n-2)\cdot\hat{\sigma}\sqrt{\frac{1}{n}+\frac{(x_f-\bar{x})^2}{\sum(x_t-\bar{x})^2}} \qquad (2—74)$$

例如，当给定 $\alpha=0.05$ 时，对于我们所估计的模型: $\hat{y}_t=37.227+0.541\,4x_t$，查 t 分布表得 $t_{0.025}(8)=2.306$。当预计 x_f=370(百元)时，可得预测期消费支出平均值为

$$E(y_f)=237.5\pm 2.306\times 7.286\,5\times\sqrt{\frac{1}{10}+\frac{(370-195)^2}{74\,250}}=237.5\pm 12.028\,9$$

表 3-3　方差分析表

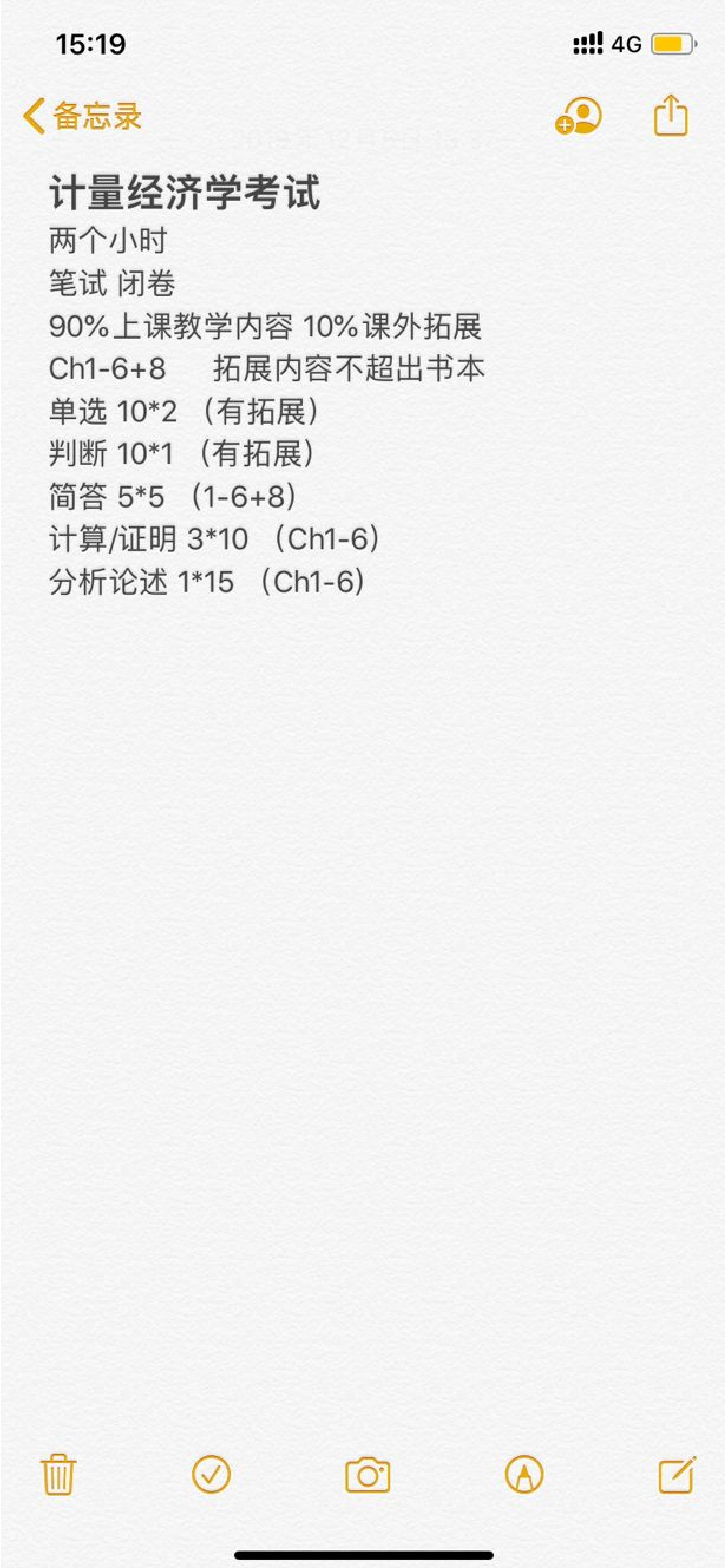
变差来源	平方和	自由度	方　　差
源于回归	ESS	k	ESS/k
源于残差	RSS	$n-k-1$	RSS/$(n-k-1)$
总变差	TSS	$n-1$	

进一步根据数理统计学中的定义，可以证明，在 H_0 成立的条件下，统计量

$$F=\frac{\mathrm{ESS}/k}{\mathrm{RSS}/(n-k-1)} \tag{3—37}$$

（1）回归模型包括截距项。
（2）变量 X 是非随机变量。
（3）扰动项 u_t 的产生机制是
上述这个描述机制我们称为一阶自回归模型，通常记为 AR(1)。
（4）在回归方程的解释变量中，不包括把因变量的滞后变量。即检验对于自回归模型是不使用的。

杜宾—瓦尔森检验的步骤为：
(1)进行 OLS 的回归并获得 e_t。
(2)计算 d 值。
(3)给定样本容量 n 和解释变量 k 的个数，从临界值表中查得 d_L 和 d_U。
(4)根据相应的规则进行判断。



计量经济学考试

两个小时

笔试 闭卷

90%上课教学内容 10%课外拓展

Ch1-6+8　　拓展内容不超出书本

单选 10*2 （有拓展）

判断 10*1 （有拓展）

简答 5*5 （1-6+8）

计算/证明 3*10 （Ch1-6）

分析论述 1*15 （Ch1-6）

3．外生变量和滞后变量统称为（D）。

A．控制变量　　　　B．解释变量　　　　C．被解释

变量 D. 前定变量

(1) 模型应力求简单。计量经
律的高度抽象，而永远不可能是
反映经济现实，它就会复杂到没
离不开必要的抽象与简化，模型中
要的变量(因素)放到随机误差项中
简单越好。简单的模型不仅易于
(2) 模型具有可识别性。所构
济方法求出参数的惟一估计量。如
量经济方法求出参数的估计量，这
据资料条件下，其参数估计量不
(3) 模型具有较高的拟合优度
有效地解释被解释变量的变化。这
的份额，份额越高越有效。这一份
表示(调整后的 R^2 用 $\overline{R}^2$ 表示)。对
坏不能只看 $\overline{R}^2$ 值，还需要看其他
高越好。
(4) 模型应与理论相一致。计

23. 在古典假设成立的条件下用 OLS方法估计线性回归模型参数， 则参数估计量具有（ C ）的统计性质。

A. 有偏特性 B. 非线性特性 C ．最小方差特性 D. 非一致性特性

6、在具体运用加权最小二乘法时，如果变换的结果是 $\frac{Y_i}{X_i}=\beta_1\frac{1}{X_i}+\beta_2\frac{X_i}{X_i}+\mu_i$

则 $Var(\mu_i)$ 是下列形式中的哪一种?（ ）

A. $\sigma^2 X$ B. $\sigma^2 X^2$ C. $\sigma^2\sqrt{X}$ D. $\sigma^2\log(X)$

2，（5 分） 对于模型 $Y_i=\beta_1+\beta_2X_{2i}+\beta_3X_{3i}+\mu_i$，假设有约束条件 $\beta_2+\beta_3=1$，请写出 $\hat{\beta}_2$ 的最小二乘估计量

18. 设 M 为货币需求量，Y 为收入水平，r 为利率，流动性偏好函数为 M=β_0+β_1Y+β_2r+μ，又设 $\hat{\beta}_1$、 $\hat{\beta}_2$ 分别为 β_1、 β_2 的估计值，则根据经济理论，一般来说(A ）。

A. $\hat{\beta}_1$ 应为正值， $\hat{\beta}_2$ 应为负值 B. $\hat{\beta}_1$ 应为正值， $\hat{\beta}_2$ 应为正值

C. $\hat{\beta}_1$ 应为负值， $\hat{\beta}_2$ 应为负值 D. $\hat{\beta}_1$ 应为负值， $\hat{\beta}_2$ 应为正值

11. 需求函数与供给函数构成的联立方程模型$\begin{cases} D_t = a_0 + a_1 P_t + a_2 W_t + \mu_{1t} \\ S_t = b_0 + b_1 P_t + b_2 P_{t-1} + \mu_{2t} \\ D_t = S_t \end{cases}$中内生变量和先决变量(含常数项)的个数分别为（ B ）。

A. 3 和 2　　　B. 2 和 4

C. 4 和 1　　　D. 1 和 4

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \mu_i$$

据统计资料，使用 Eviews，可得如下估计结果：

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 06/11/09 Time: 19:12
Sample: 1 20
Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	245.5158	69.52348	3.531408	0.0096
X_1	0.568425	0.716098	0.793781	0.4534
X_2	-0.005833	0.070294	-0.082975	0.9362

R-squared	0.962099	Mean dependent var	1110.000
Adjusted R-squared	0.951270	S.D. dependent var	314.2893
S.E. of regression	69.37901	Akaike info criterion	11.56037
Sum squared resid	33694.13	Schwarz criterion	11.65115
Log likelihood	-54.80185	F-Statistic	88.84545
Durbin-Watson stat	2.908254	Prob(F-Statistic)	0.000011

试回答下列问题:

（1）模型是否存在多重共线性？为什么？

（2）模型中是否存在自相关？为什么？

（3）如果要检验模型的异方差性，主要有哪几种方法？

在 0.05 显著性水平下，dl 和 du 的显著性点

	k=2		k=3	
n	dl	du	dl	du
19	1.18	1.40	1.08	1.53
20	1.20	1.41	1.10	1.54
21	1.22	1.42	1.13	1.54

解：（1）模型存在多重共线性。由 F 检验和拟合优度知，收入和财富一起解释了消费支出的 96%，模型较显著，但收入和财富这两个变量的 t 检验在 5%的显著性水平下都是不显著的。不仅如此，财富变量前的符号也与经济理论不相符合，因此，收入和财富之间存在较高的相关性，使得无法分辨二者各自对消费的影响。

（2）n=20，k=3，查表 d_L=1.10，d_U=1.54；4-d_L=2.90；4-d_U=2.46。DW=2.908254>2.90，因此模型存在一阶负自相关。

（3）图示法、G-Q 检验，White 检验，还有 ARCH LM检验。

四、若在模型：$Y_t = B_1 + B_2 X_t + u_t$ 中存在下列形式的异方差：$\mathrm{var}(u_t) = \sigma^2 X_t^3$，你如何估计参数 B_1, B_2（10 分）

解：对于模型

$$Y_t = B_1 + B_2 X_t + u_t \tag{1}$$

存在下列形式的异方差：$\mathrm{var}(u_t) = \sigma^2 X_t^3$，我们可以在(1)式左右两端同时除以 $\sqrt{X_t^3}$，可得

$$\frac{Y_t}{\sqrt{X_t^3}} = B_1 \frac{1}{\sqrt{X_t^3}} + B_2 \frac{X_t}{\sqrt{X_t^3}} + \frac{u_t}{\sqrt{X_t^3}}$$

$$= B_1 \frac{1}{\sqrt{X_t^3}} + B_2 \frac{X_t}{\sqrt{X_t^3}} + v_t \tag{2}$$

五、考虑下面的模型：$Y_t = B_0 + B_1 X_t + B_2 D_{2t} + B_3 D_{3t} + B_4 D_{4t} + u_t$ 其中，Y 表示大学教师的年薪收入，X 表示工龄。为了研究大学教师的年薪是否受到性别（男、女）、学历（本科、硕士、博士）的影响。按照下面的方式引入虚拟变量：（15 分）

$$D_2 = \begin{cases} 1\text{，男教师} \\ 0\text{，女教师} \end{cases} \qquad D_3 = \begin{cases} 1\text{，硕士} \\ 0\text{，其他} \end{cases} \qquad D_4 = \begin{cases} 1\text{，博士} \\ 0\text{，其他} \end{cases}$$

1. 基准类是什么？

2. 解释各系数所代表的含义，并预期各系数的符号。

3. 若 $B_4 > B_3$，你得出什么结论？ 解：1. 基准类为本科女教师。

2. B_1 表示工龄对年薪的影响，即工龄每增加 1 单位，平均而言，年薪将增加 B_1 个单位。预期符号为正，因为随着年龄的增加，工资应该增加。

B_2 体现了性别差异。

B_3 和 B_4 体现了学历差异，预期符号为正。

3. $B_4 > B_3$ 说明，博士教师的年薪高于硕士教师的年薪。

杜宾—瓦尔森检验的前提条件为：

（1）回归模型包括截距项。

（2）变量 X 是非随机变量。

（3）扰动项 u_t 的产生机制是

$$u_t = \rho u_{t-1} + v_t \qquad (-1 \le \rho \le 1\text{，表示自相关系数})$$

上述这个描述机制我们称为一阶自回归模型，通常记为 AR(1)。

（4）在回归方程的解释变量中，不包括把因变量的滞后变量。即检验对于自回归模型是不使用的。

以下是押题

选择

29．对线性回归模型 $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + u_i$ 应用普通最小二乘法，会得到一组正规方程，以下方程中不是正规方程的是（ ）

A. $\sum(y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i) = 0$ B. $\sum(y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i)x_i = 0$

C. $\sum(y_i - \hat{y}_i)^2 = 0$ D. $\sum e_i x_i = 0$

答案:C

12、在具体运用加权最小二乘法时，如果变换的结果是

$$\frac{y}{x} = \beta_1 \frac{1}{x} + \beta_2 \frac{x}{x} + \frac{u}{x}$$

则 Var(u)是下列形式中的哪一种?(B)

$$A.\sigma^2 x \quad B.\sigma^2 x^2 \quad C.\sigma^2 \sqrt{x} \quad D.\sigma^2 \log x$$

4、已知五元线性回归模型估计的残差平方和为 $\sum e_i^2 = 800$，样本容量为 46，则随机误差项 u_i 的方差估计量 $\hat{\sigma}^2$ 为(D)

A. 33.33 B. 40 C. 38.09 D. 20

5、线设 OLS 法得到的样本回归直线为 $Y_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_i + e_i$，以下说法不正确的是(B)

A. $\sum e_i = 0$ B. $COV(X_i, e_i) \neq 0$

C. $\bar{\hat{Y}} = \bar{Y}$ D. $(\bar{X}, \bar{Y})$ 在回归直线上

6、Goldfeld-Quandt 检验法可用于检验(A)

A. 异方差性 B. 多重共线性 C. 序列相关 D. 设定误差

7、用于检验序列相关的 DW 统计量的取值范围是(D)

A. 0≤DW≤1 B. －1≤DW≤1

C. －2≤DW≤2 D. 0≤DW≤4

1、线性回归模型意味着因变量是自变量的线性函数。

错

线性回归模型本质上指的是参数线性，而不是变量线性。同时，模型与函数不是同一回事。

2、多重共线性问题是随机扰动项违背古典假定引起的。

错

应该是解释变量之间高度相关引起的。

3、通过虚拟变量将属性因素引入计量经济模型，引入虚拟变量的个数与样本容量大小有关。

错

引入虚拟变量的个数与样本容量大小无关，与变量属性，模型有无截距项有关

4、双变量模型中，对样本回归函数整体的显著性检验与斜率系数的显著性检验是一致的。

正确

要求最好能够写出一元线性回归中，F 统计量与 T 统计量的关系，即 $F = t^2$ 的来历；或者说明一元线性回归仅有一个解释变量，因此对斜率系数的 T 检验等价于对方程的整体性检验。

37．应用某市 1978–2005 年人均可支配收入与人均消费支出的数据资料建立简单的一元线性消费函数，估计结果得到样本决定系数 $R^2=0.9938$，总离差平方和 TSS=480.12，

12

---

lenovo 11月19日 回复

① ESS=R^2*TSS=477.1433
② RSS=480.12-477.1433=2.976744
③ SE=(2.976744/n-k-1)^0.5=C

则随机误差项 u_i 的标准差估计值为（　　）

A. 4.284　　B. 0.326　　C. 0.338　　D. 0.345

简答

1.高斯马尔可夫定理

> Gauss-Markov Theorem陈述的是：在线性回归模型中，如果误差满足
>
> - 零均值
> - 同方差
> - 互不相关，
>
>   则回归系数的最佳线性无偏估计就是普通最小二乘法估计。
>
> 这里**最佳**的意思是指相较于其他估计量有更小方差的估计量，同时把对估计量的寻找限制在**所有可能的线性无偏估计量**中。
>
> **值得注意**的是这里不需要假定误差满足独立同分布(*iid*)或正态分布，而仅需要满足**零均值**、**不相关**及**同方差**这三个稍弱的条件。

所以此题选D

1、要使高斯－马尔可夫定理成立，即普通最小二乘估计量是最佳线性无偏估计量，下列基本假设中，哪个假设是不需要的。（　　）

A．随机干扰项同方差

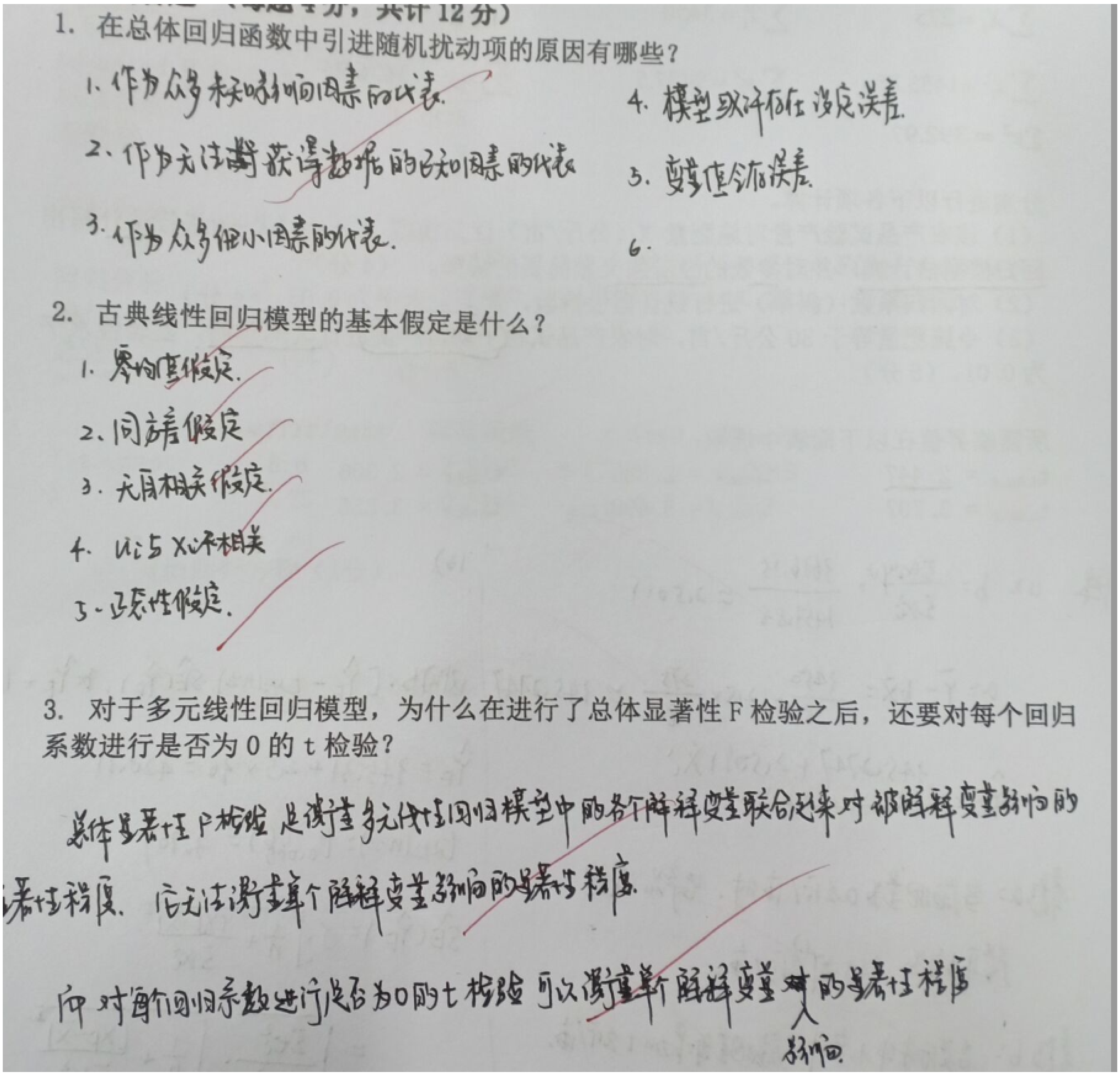
B．随机干扰项零均值

C．随机干扰项与解释变量之间不相关

D．随机干扰项服从正态分布

2.．外生变量，滞后变量（不太可能考）

3.



（每题4分，共计12分）

1. 在总体回归函数中引进随机扰动项的原因有哪些？

1. 作为众多未知影响因素的代表.
2. 作为无法获得数据的已知因素的代表
3. 作为众多细小因素的代表.
4. 模型设计存在设定误差.
5. 变量观测误差.
6.

2. 古典线性回归模型的基本假定是什么？

1. 零均值假定.
2. 同方差假定
3. 无自相关假定.
4. u_i与X_i不相关
5. 正态性假定.

3. 对于多元线性回归模型，为什么在进行了总体显著性 F 检验之后，还要对每个回归系数进行是否为 0 的 t 检验？

总体显著性F检验是衡量多元线性回归模型中的各个解释变量联合起来对被解释变量影响的显著性程度. 但无法衡量单个解释变量影响的显著性程度

而对每个回归系数进行是否为0的t检验可以衡量单个解释变量对影响的显著性程度

4.正规方程组

5.异方差，自相关性，多元共线性

略

证明

1.证明在一元回归中F检验T检验是等价的

$$
\begin{aligned}
F &= \frac{\mathrm{ESS}/1}{\mathrm{RSS}/(n-2)} \\
&= \frac{\sum (\hat{y}_t-\bar{y})^2}{\sum e_t^2/(n-2)} \\
&= \frac{\sum \left[\left(\hat{b_0}+\hat{b_1}x_t\right)-(\hat{b_0}+\hat{b_1}\bar{x})\right]^2}{\sum e_t^2/(n-2)} \\
&= \frac{\sum \hat{b_1}(x_t-\bar{x})^2}{\sum e_t^2/(n-2)} \\
&= \frac{\hat{b_1}^2 \sum_{t_t} (x_t-\bar{x})^2}{\sum e_t^2/(n-2)} \\
&= \frac{\hat{b}_1^2 \sum (x_t-\bar{x})^2}{\hat{\sigma}^2} = \left[\frac{\hat{b_1}}{s(\hat{b_1})}\right]^2 = t^2
\end{aligned}
\tag{2}
$$

所以$F=T^2$,等价。

2.证明线性

证明:由(2.20)式

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2} = \frac{\sum x_i(Y_i - \overline{Y})}{\sum x_i^2}$$

$$= \frac{\sum x_i Y_i}{\sum x_i^2} - \frac{\overline{Y}\sum x_i}{\sum x_i^2}$$

因为$\sum x_i = 0$,于是

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum x_i Y_i}{\sum x_i^2} = \sum \frac{x_i}{\sum x_i^2} Y_i$$

令 $K_i = \frac{x_i}{\sum x_i^2}$,由于 x_i 为 X_i 的样本值与其平均值的离差,所以 x_i

$(i = 1, 2, \cdots, n)$不全为零,亦即 K_i 不全为零。

则

$$\hat{\beta}_1 = \sum K_i Y_i$$

类似地可以证明,存在不全为零的 $W_i(i = 1, 2, \cdots, n)$,

$$\hat{\beta}_0 = \sum W_i Y_i$$

综上,$\hat{\beta}_0$、$\hat{\beta}_1$ 均是 Y_i 的线性函数。

3.证明无偏性（首先证明线性）

无偏性是指估计量 $\hat{\beta}_0$、$\hat{\beta}_1$ 的数学期望值分别等于总体回归系数的值 β_0、β_1，即

$$E(\hat{\beta}_0) = \beta_0, E(\hat{\beta}_1) = \beta_1 \tag{2.29}$$

证明：

$$\hat{\beta}_1 = \sum K_i Y_i = \sum K_i(\beta_0 + \beta_1 X_i + u_i)$$

22

$$= \beta_0 \sum K_i + \beta_1 \sum K_i X_i + \sum K_i u_i$$

因为 $$\sum K_i = \sum \frac{x_i}{\sum x_i^2} = \frac{\sum x_i}{\sum x_i^2} = 0$$

$$\sum K_i X_i = \sum \frac{x_i X_i}{\sum x_i^2} = \frac{\sum x_i(x_i + \overline{X})}{\sum x_i^2}$$

$$= \frac{\sum x_i^2}{\sum x_i^2} + \frac{\overline{X}\sum x_i}{\sum x_i^2} = 1$$

所以

$$\hat{\beta}_1 = \beta_1 + \sum K_i u_i \tag{2.30}$$

即 $$E(\hat{\beta}_1) = E(\beta_1) + \sum K_i E(u_i) = \beta_1$$

类似地可以证明

$$E(\hat{\beta}_0) = \beta_0$$

综上，$\hat{\beta}_0$、$\hat{\beta}_1$ 分别为总体回归系数 β_0、β_1 的无偏估计量。

4.其他证明

见网址