

NOME: _____ Turma: ____ Processo _____

Espaço Reservado para Classificações

A utilização do telemóvel é motivo suficiente para anulação da prova. As perguntas de escolha múltipla valem 1 valor; respostas erradas são penalizadas em 0.25 valores. Pode usar a página 8 para continuar qualquer questão. A última folha é de rascunho; separe-a das restantes.

1. [2.0] Considere o seguinte modelo inicial, para a explicação dos salários dos trabalhadores, onde as variáveis têm o significado usual:

$$\log(sal) = \beta_0 + \beta_1 educ + \beta_2 exper + u.$$

Reespecifique o modelo de forma que, **simultaneamente**: a) a componente salarial autónoma possa ser diferente para homens e mulheres; b) o “rendimento da experiência” possa variar de acordo com a escolaridade (*educ*), considerando 3 classes de trabalhadores: i) com escolaridade igual ou inferior a 6 anos; ii) com escolaridade entre 7 e 12 anos e, iii) com escolaridade superior a 12 anos. Nota: especifique as variáveis que introduzir.

2. Considere o modelo $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u$ e a utilização da estatística de Chow usual para testar a igualdade das funções de regressão para homens e mulheres. Das seguintes afirmações, indique a **FALSA**:
- A utilização da estatística não é válida se as variâncias dos erros das equações de homens e mulheres forem diferentes.
 - O segundo número de graus de liberdade da estatística é $n - 2(k + 1)$ pois o número de coeficientes estimados sem restrições é $2(k + 1)$.
 - O primeiro número de graus de liberdade da estatística é $k + 1$ porque são testadas $k + 1$ restrições, a igualdade dos k coeficientes e a das variâncias.
 - A estatística de Chow é um caso particular da estatística- F para testar restrições lineares usando as somas dos quadrados dos resíduos.
3. Num estudo para analisar os determinantes das aprovações de empréstimos bancários hipotecários para aquisição de habitação, estimaram-se vários modelos **Probit**, com 1420 observações de uma amostra aleatória, envolvendo as seguintes variáveis:
- aprov* – variável *dummy* com o valor 1 se o empréstimo foi aprovado;
 - branco* – variável *dummy* com o valor 1 se o candidato é de raça branca;
 - txesf* – taxa de esforço, isto é, rácio entre a prestação e o rendimento, em percentagem, e
 - lprec* – logaritmo do preço da habitação.

No quadro que se segue apresentam-se os resultados obtidos com alguns modelos.

variável	coeficientes estimados e estatísticas					
<i>c</i>	0.600	0.942	-0.227	-0.484	-0.279	0.0003
<i>branco</i>	0.718	0.707	0.671	0.680	—	—
<i>txesf</i>	—	-0.013	-0.015	—	—	-0.017
<i>lprec</i>	—	—	0.242	0.217	0.282	0.312
estatística						
<i>SSR</i>	146.49	145.49	144.59	145.76	151.56	150.17
<i>LR stat.</i>	47.51	52.64	59.60	53.26	10.37	19.09
<i>Log likel.</i>	-504.41	A	-498.38	-501.53	-522.98	-518.62

Notas: *LR stat* representa a LR statistic e *Log likel.* representa a “log-likelihood”.

- [2.0] a) Considerando o modelo mais geral de todos os estimados, teste a significância estatística conjunta das variáveis *txesf* e *lprec*.

b) Entre os seguintes, o valor mais plausível para **A** é:

-507.82.

-495.16.

-483.14.

-501.85.

[1.5] c) Continuando a considerar o modelo mais geral, apresente a expressão algébrica da estimativa do efeito parcial médio da variável *txesf*. Admitindo que obteve o valor de -0.0028 para essa estimativa, interprete-a.

d) No modelo mais geral, e dada a informação disponível, entre as seguintes possibilidades, a mais plausível para o rácio-*t* do coeficiente de *txesf* é, um valor ...

... menor que -2 .

... próximo de zero.

... maior que $+2$.

... próximo de -1 .

4. O modelo $\log(y_t) = \alpha_0 + \alpha_1 t + u_t$, com $u_t \sim I(0)$ e $E(u_t) = 0, \forall t$, é um modelo ...

... adequado para séries com variações relativas aproximadamente constantes ao longo do tempo.

... de tendência linear determinística para y_t .

... alternativo aos modelos de raiz unitária sem deriva.

... adequado para séries fortemente dependentes ou altamente persistentes.

5. Com uma amostra de dados trimestrais iniciada em 1993:1 e que termina em 2013:4, estimaram-se os modelos abaixo, onde $LVEN$ representa o logaritmo das vendas de um bem normal e $LPREC$ o logaritmo do seu preço médio, ambas estacionárias em tendência. As variáveis T_{tj} , $j = 1, 2, 3$, são as *dummies* sazonais.

$$\widehat{LVENT}_t = 3.54 - 0.570 T_{t1} - 0.101 T_{t2} - 0.058 T_{t3} + 0.013 t - 0.813 LPREC_t,$$

$$R^2 = 0.500, \quad SSR = 65.510, \quad \hat{\sigma}^2 = 0.840.$$

$$\widehat{LVENT}_t = 3.27 + 0.013 t - 0.840 LPREC_t, \quad R^2 = 0.468, \quad SSR = 69.760, \quad \hat{\sigma}^2 = 0.861.$$

- [2.0] a) Efectue o teste usual da significância estatística conjunta dos coeficientes das *dummies* sazonais. Que conclusão pode retirar?

- b) Das seguintes afirmações, indique a que é **FALSA**:

- Se houver *feedback* de $LVEN_t$ para $LPREC_{t+1}$, o teste feito em a) não é válido.
- A inclusão do termo de tendência linear (t) visa evitar a obtenção de resultados espúrios e, sem a sua presença, a estimativa do coeficiente de $LPREC_t$ poderia vir (espuriamente) positiva.
- O modelo deveria ficar melhor com a inclusão de $LPREC_{t-1}$ e $LPREC_{t-2}$, mas a precisão das estimativas desses coeficientes seria, muito provavelmente, baixa.
- Não faz sentido que as estimativas dos coeficientes das 3 *dummies* sazonais sejam todas negativas e esse é um resultado espúrio.

6. Para o processo $y_t = e_t - 0.4e_{t-2}$, $e_t \sim iid(0, \sigma_e^2)$, tem-se:

- $Cov(y_t, y_{t-2}) = -0.4 \sigma_e^2$.
- $Cov(y_t, y_{t+1}) = 1.16 \sigma_e^2$.
- $Cov(y_t, y_{t+2}) = 0.16 \sigma_e^2$.
- $Cov(y_t, y_{t-1}) = 0.84 \sigma_e^2$.

7. Considere a regressão $y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + u_t$. Nos casos indicados abaixo, o estimador OLS de β_1 é consistente, **EXCEPTO NUMA**. Indique qual é:

- $z_t \sim I(1), \beta_1 \neq 0, u_t \sim I(0)$.
- $z_t \equiv y_{t-1}, |\beta_1| < 1, u_t = 0.5u_{t-1} + e_t, e_t \sim iid(0, \sigma_e^2)$.
- $z_t \sim I(0), y_t \sim I(0), E(u_t|z_t) = 0, \forall t$.
- $z_t = z_{t-1} + e_t, \beta_1 \neq 0, u_t = e_t - 0.6e_{t-1}, e_t \sim iid(0, \sigma_e^2)$.

8. [2.5] Nas equações apresentadas abaixo, RES representa o resíduo OLS (\hat{u}_t) da regressão $\log(PIB_t) = \alpha + \gamma t + \beta txju_lp_t + u_t$, onde $txju_lp_t$ representa uma taxa de juro de longo prazo, estimada com dados trimestrais para a zona euro desde 1970:1 e até 2005:4.

Assumindo que tanto $\log(PIB_t)$ como $txju_lp_t$ são variáveis I(1), explique porque razão se incluiu a tendência nessa equação e extraia a conclusão adequada da análise das propriedades univariadas de longo prazo de RES. Nota: $DRES_t = \Delta RES_t = RES_t - RES_{t-1}$.

Dependent Variable: DRES

Included observations: 139 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RES(-1)	-0.090087	0.024054	-3.745241	0.0003
DRES(-1)	0.243402	0.081343	2.992309	0.0033
DRES(-2)	0.150024	0.083558	1.795441	0.0748
DRES(-3)	0.123635	0.083994	1.471943	0.1434
DRES(-4)	0.130490	0.081515	1.600817	0.1118

Dependent Variable: DRES

Included observations: 140 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RES(-1)	-0.071770	0.023652	-3.034382	0.0029
DRES(-1)	0.241303	0.082790	2.914623	0.0042
DRES(-2)	0.157431	0.084767	1.857210	0.0654
DRES(-3)	0.117492	0.082691	1.420855	0.1576

Dependent Variable: DRES

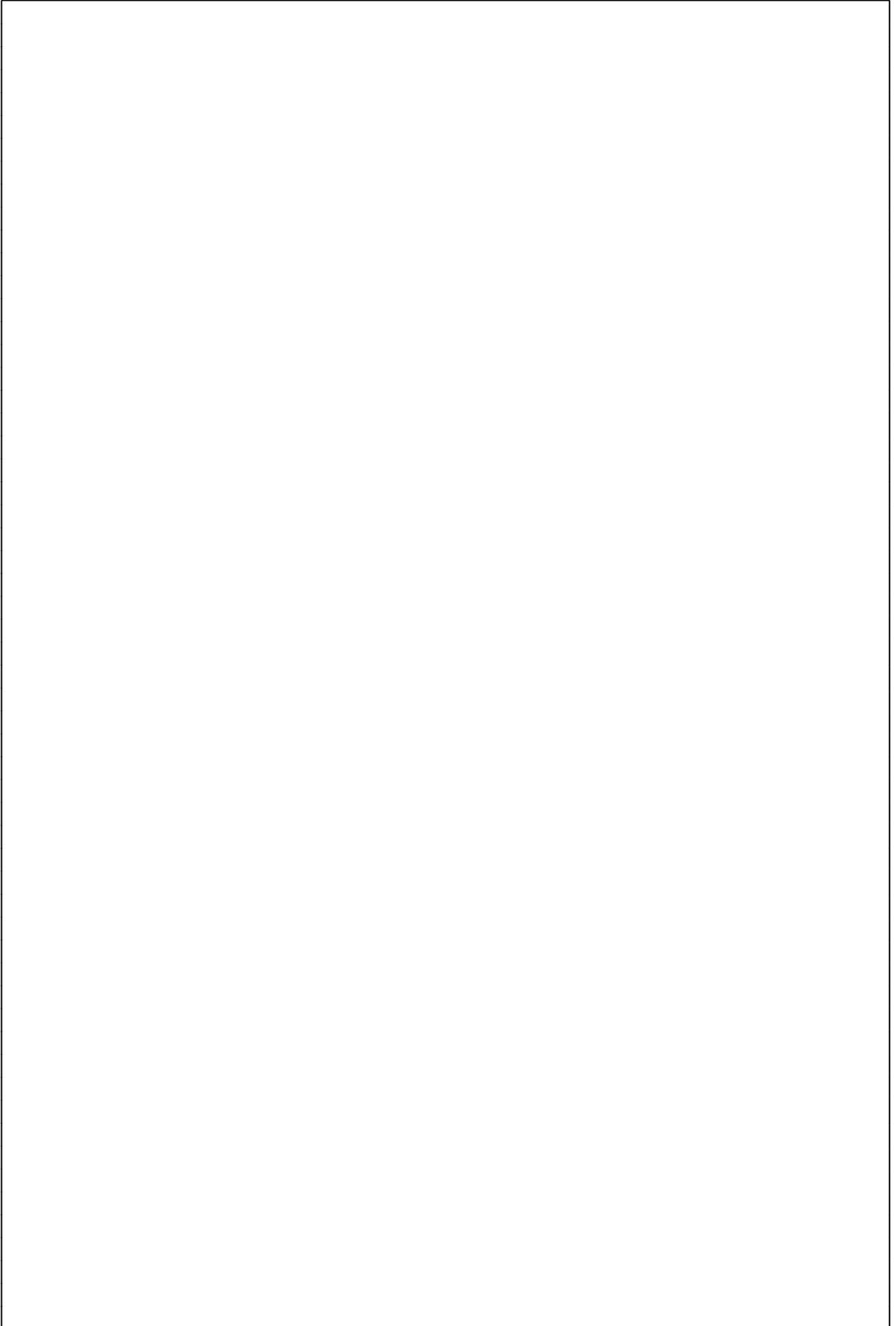
Included observations: 141 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RES(-1)	-0.066288	0.022833	-2.903142	0.0043
DRES(-1)	0.258992	0.081792	3.166481	0.0019
DRES(-2)	0.185467	0.081170	2.284935	0.0238

Dependent Variable: DRES

Included observations: 142 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RES(-1)	-0.058904	0.022427	-2.626483	0.0096
DRES(-1)	0.311784	0.077697	4.012807	0.0001



9. Nos testes de raiz unitária, frequentemente usa-se um AR(2) ou um AR(p) com $p > 2$ em vez de um simples AR(1) para ...

- ... compensar a ausência de um termo de tendência linear determinística.
- ... que a dinâmica seja suficiente para assegurar que a distribuição da estatística de teste é a DF (Dickey-Fuller).
- ... aumentar a eficiência da estimação OLS (e, portanto, a potência do teste).
- ... tornar o estimador OLS centrado.

10. [2.0] Considere o seguinte modelo com duas equações:

$$\begin{cases} y_{t1} = \beta_1 z_{t1} + u_{t1}, \\ y_{t2} = \alpha_2 y_{t1} + \beta_2 z_{t2} + u_{t2}, \end{cases}$$

para o qual se assume que z_{t1}, z_{t2}, u_{t1} e u_{t2} são variáveis I(0). Suponha ainda que se verificam as seguintes igualdades:

$$E[u_{t1} | z_{11}, z_{21}, \dots, z_{n1}, z_{12}, z_{22}, \dots, z_{n2}] = 0, \forall t,$$

$$E[u_{t2} | z_{11}, z_{21}, \dots, z_{n1}, z_{12}, z_{22}, \dots, z_{n2}] = 0, \forall t.$$

Nestas condições, diga e/ou discuta, justificando devidamente, se o estimador OLS de cada equação é ou não consistente. Nota: indique qualquer hipótese adicional que necessite assumir.