



AUTOCORRELAÇÃO

PROF. DR. VASCONCELOS REIS
WAKIM

Autocorrelação

- A autocorrelação serial dos resíduos é outro problema importante que recai sobre o Modelo Clássico de Regressão Linear (MCRL) e que pode tornar os betas estimados inconsistentes e não eficientes.
- As hipóteses do MCRL não podem ser violadas
- 3 tipos dados: Cross-Section, Painel e Séries Temporais



Autocorrelação

- Para cada tipo de dados → pode haver problemas diferentes
- No que tange ao problema de autocorrelação serial dos resíduos este irá recair basicamente sobre os dados de séries temporais



Autocorrelação

- No caso de cross-section → a base de dados é aleatório (unidades de análises diferentes) → o erro de uma ud pode estar relacionado com o de outra ud de análise;
- Neste caso, Gujarati e Porter (2011) mencionam que se chama de **correlação espacial**;
- Pois refere-se a correlação espacial e não de tempo



Autocorrelação

- Veremos então como assuntos em autocorrelação:
 - 1) Natureza da autocorrelação;
 - 2) Consequências;
 - 3) Detecção; e
 - 4) Correção



Natureza da Autocorrelação

- Como acontece com os estimadores na presença de heterocedasticidade, quando existe o problema da autocorrelação, os betas estimados serão lineares, não tendenciosos e o termo de erro será iid (independente e identicamente distribuídos), no entanto, não apresentará variância constante e/ou mínima ($Var(u_i) = \sigma_i^2$), logo os estimadores serão ineficientes.

$$Cov(u_i, u_j | X_i X_j) = 0 \quad \forall i \neq j$$

$$Cov(u_i, u_j | X_i X_j) \neq 0 \quad \forall i \neq j$$



Demonstrando que $E(u)$ é não autocorrelacionado

$$E(uu') = \begin{matrix} \left| \begin{matrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \\ \vdots \\ u_n \end{matrix} \right| \\ x | u_1 \quad u_2 \quad u_3 \quad \dots \quad u_n | \end{matrix}$$

$$E(uu') = \begin{matrix} \left| \begin{matrix} u_1^2 & u_1 u_2 & u_1 u_3 & \dots & u_1 u_n \\ u_2 u_1 & u_2^2 & u_2 u_3 & \dots & u_2 u_n \\ u_3 u_1 & u_3 u_2 & u_3^2 & \dots & u_3 u_n \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ u_n u_1 & u_n u_2 & \dots & \dots & u_n^2 \end{matrix} \right| \end{matrix}$$



Demonstrando que $E(u)$ é não autocorrelacionado

$$E(uu') = \begin{vmatrix} E(u_1^2) & E(u_1u_2) & E(u_1u_3) & \dots & E(u_1u_n) \\ E(u_2u_1) & E(u_2^2) & E(u_2u_3) & \dots & E(u_2u_n) \\ E(u_3u_1) & E(u_3u_2) & E(u_3^2) & \dots & E(u_3u_n) \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ E(u_nu_1) & E(u_nu_2) & \dots & \dots & E(u_n^2) \end{vmatrix}$$

Matriz de Variância e
Covariância do
Termo de Erro



$$E(uu') = \begin{vmatrix} \sigma^2 & Cov(u_1u_2) & Cov(u_1u_3) & \dots & Cov(u_1u_n) \\ Cov(u_2u_1) & \sigma^2 & Cov(u_2u_3) & \dots & Cov(u_2u_n) \\ Cov(u_3u_1) & Cov(u_3u_2) & \sigma^2 & \dots & Cov(u_3u_n) \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ Cov(u_nu_1) & Cov(u_nu_2) & \dots & \dots & \sigma^2 \end{vmatrix}$$

Demonstrando que $E(u)$ é não autocorrelacionado

$$E(uu') = \begin{vmatrix} \frac{\sigma^2}{\sigma^2} & \frac{Cov(u_1u_2)}{\sigma^2} & \frac{Cov(u_1u_3)}{\sigma^2} & \dots & \frac{Cov(u_1u_n)}{\sigma^2} \\ \frac{Cov(u_2u_1)}{\sigma^2} & \frac{\sigma^2}{\sigma^2} & \frac{Cov(u_2u_3)}{\sigma^2} & \dots & \frac{Cov(u_2u_n)}{\sigma^2} \\ \frac{Cov(u_3u_1)}{\sigma^2} & \frac{Cov(u_3u_2)}{\sigma^2} & \frac{\sigma^2}{\sigma^2} & \dots & \frac{Cov(u_3u_n)}{\sigma^2} \\ \frac{\sigma^2}{\sigma^2} & \frac{\sigma^2}{\sigma^2} & \frac{\sigma^2}{\sigma^2} & \dots & \frac{\sigma^2}{\sigma^2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{Cov(u_nu_1)}{\sigma^2} & \frac{Cov(u_nu_2)}{\sigma^2} & \dots & \dots & \frac{\sigma^2}{\sigma^2} \end{vmatrix}$$

Demonstrando que $E(u)$ é não autocorrelacionado

$$\Omega = \begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \cdots & \rho_{n-1} \\ \rho_1 & 1 & \cdots & \rho_{n-2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{n-1} & \rho_{n-2} & \cdots & 1 \end{vmatrix}$$

$$E(uu') = \sigma^2 \Omega,$$

COM ESTA DEMONSTRAÇÃO, É POSSÍVEL PERCEBER QUE O TERMO DE ERRO NÃO É AUTOCORRELACIONADO



Origem da Autocorrelação

Origem da Autocorrelação

- Qual é a origem da autocorrelação? → resposta básica
→ nos próprios dados
- Mas existem algumas situações mais específicas que podem ajudar a entender a origem da autocorrelação:



Origem da Autocorrelação

- Inércia da série temporal (lentidão)
- Viés de especificação de modelo (exclusão ou omissão de variável importante no modelo);

$$Y_i = \gamma_0 + \gamma_1 X_1 + \gamma_2 X_2 + \gamma_3 X_3 + \gamma_4 X_4 + \gamma_5 X_5 + \vartheta_i \quad \longrightarrow \quad \text{Modelo original}$$

$$Y_i = \gamma_0 + \gamma_1 X_1 + \gamma_2 X_2 + \gamma_4 X_4 + u_i \quad \longrightarrow \quad \text{Modelo estimado}$$

$$u_i = \gamma_3 X_3 + \gamma_5 X_5 + u_t \quad \longrightarrow \quad \text{Cov}(u_i, u_j | X_i X_j) \neq 0$$



Origem da Autocorrelação

- Forma funcional incorreta;
- Modelos em Diferenças

$$\begin{cases} Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t & (1) \\ Y_{t-1} = \beta_1 + \beta_2 X_{t-1} + u_{t-1} & (2) \end{cases}$$

$$\Delta Y_t = 0 + \beta_2 X_t + X_{t-1} + u_t - u_{t-1}$$

$$\Delta Y_t = \beta_2 \Delta X_t + \Delta u_t$$

$$\Delta u_t = u_t - u_{t-1}$$



Origem da autocorrelação

- É importante frisar que na presença da autocorrelação os betas estimados serão lineares, não tendenciosos, com distribuição normal, no entanto, apresentaram a característica de ineficiência, pois não possuirão variância mínima.



The background features a series of overlapping, curved lines in various colors including red, blue, yellow, and orange, set against a black background. These lines create a sense of motion and depth, resembling a stylized globe or a complex network.

Detecção da Autocorrelação

Detecção da autocorrelação

- A autocorrelação prova → betas estimados ineficientes
- Métodos Informais e Formais
- Informais → forma gráfica
- Formais → testes de detecção



Detecção da autocorrelação

- **Durbin-Watson (DW)** - foi o primeiro teste formal desenvolvido para testar a existência da autocorrelação utilizando os resíduos do MQO. Tsay (2005) comenta que o Teste de DW é muito utilizado, pois este considera uma defasagem da correlação serial.
- Mils (2019) comenta que a autocorrelação ocorre entre os valores atuais (X_t), com os valores futuros (X_{t+1}), ou mesmo com os valores defasados (X_{t-k}), sendo que k varia de 1 a n .



Detecção da autocorrelação

- Matematicamente:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^T (u_t - u_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T u_t^2}$$

- Pressupostos do teste:
 - A regressão tem que ter intercepto;
 - Os X's tem que ser fixo;
 - u_i tem que ter distribuição normal;
 - O termo de erro é gerado por um processo AR(1)
 - A regressão não pode incluir o Y como variável explicativa defasada Y_{t-1}
 - Não pode faltar observações

Como apresenta limitações, não é muito utilizado!



Detecção da autocorrelação

- **Breusch-Godfrey (BG)**: é considerado um teste mais geral e mais indicado para a detecção da autocorrelação.
- Este teste parte de um modelo geral $\rightarrow Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_i$
- Sendo que $u_i \rightarrow$ um vetor gerado por um processo AR(p)

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_p u_{t-p} + \delta_t$$

δ_t \rightarrow É considerado um ruído branco \rightarrow **estacionário**



Detecção da autocorrelação

- **Rotina para estimação do teste BG manualmente:**

- Estimar a regressão principal;
- Obter os resíduos e estimar uma regressão auxiliar tendo o erro estimado como Y
- $\hat{u}_t = \alpha_1 + \alpha_2 X_t + \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_p u_{t-p} + \gamma_t$
- Deve-se inserir todas as variáveis do modelo básico acrescentando o termo de erro defasado e obtenha o R^2 da regressão auxiliar;

- A hipótese nula (H_0) do teste = $\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$

- Se a amostra é considerada grande \rightarrow quando tende ao infinito

$(n - p)R^2 \approx \chi_p^2$ Se χ_p^2 calculado $>$ χ_p^2 tabelado rejeita-se H_0

$H_0 \rightarrow$ ausência de autocorrelação
 $H_1 \rightarrow$ presença de autocorrelação



Detecção da autocorrelação

- Rotina para estimação do teste BG no Stata
- Estimar modelo básico \rightarrow `reg Y X1 X2 X3 X4`
- Obter o resíduo (\hat{u}_t) \rightarrow `predict u, r`
- Defasar o \hat{u}_t em t-1 períodos
 - `gen lagUt-1 = u[_n-1]`
 - `gen lagUt-2 = u[_n-2]`
 - `gen lagUt-3 = u[_n-3]`
 - `gen lagUt-4 = u[_n-4]`



Detecção da autocorrelação

- Rotina para estimação do teste BG no Stata
- Estimar regressão auxiliar
- **reg u X₁ X₂ X₃ X₄ lagU_{t-1} lagU_{t-2} lagU_{t-3} lagU_{t-4}**
- Obter o R² da regressão auxiliar

- $BG = (n - p)R^2$

- H₀ – ausência $BG > \chi_{tab}^2$ – *rejeita H₀*

- H₁ - presença

$$BG < \chi_{tab}^2 \text{ – aceita } H_0$$

Se p-value → significativo → rejeita H₀

Comando no Stata → estat bgodfrey, lag(n) small
N = n° de defasagens





*Correção da
Autocorrelação*

Correção da Autocorrelação

- Relembrando → na presença de autocorrelação os betas são ineficientes
- Tem-se 2 situações para correção da autocorrelação: ρ conhecido ou ρ desconhecido
- Modelo Geral: $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t$



Correção da Autocorrelação

- ρ conhecido $\rightarrow Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t$, considerando que u_t segue um processo de geração AR(1)
- Se a equação $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t$ for verdadeira no tempo t , ela também será verdadeira no $t-1$
- $Y_{t-1} = \beta_1 + \beta_2 X_{t-1} + u_{t-1}$



Correção da Autocorrelação

- $Y_{t-1} = \beta_1 + \beta_2 X_{t-1} + u_{t-1} \rightarrow$ multiplicando ambos os lados por $\rho \rightarrow$ obtêm-se
- $\rho Y_{t-1} = \rho\beta_1 + \rho\beta_2 X_{t-1} + \rho u_{t-1} \rightarrow$ subtraindo esta expressão de $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t$

Correção da Autocorrelação

- $$\begin{cases} \rho Y_{t-1} = \rho\beta_1 + \rho\beta_2 X_{t-1} + \rho u_{t-1} \\ Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t \end{cases}$$

- $$\rho Y_{t-1} - Y_t = \beta_1(1 - \rho) + \beta_2(1 + \rho X_{t-1}) + \xi_t$$

- Sendo que:
$$\xi_t = u_t - \rho u_{t-1}$$



Correção da Autocorrelação

• Logo: $\rho Y_{t-1} - Y_t = \beta_1(1 - \rho) + \beta_2(X_t - \rho X_{t-1}) + \xi_t$ pode ser
rescrita como:

• A 1ª diferença pode ser escrita como:

$$Y_t^* = \beta_1^* + \beta_2^* X_t^* + \theta_t^*$$

← Desta forma, estima-se o MQO normalmente e os betas estimados serão **BLUE**.

$$Y_t^* = \rho Y_{t-1} - Y_t$$

$$\beta_1^* = \beta_1(1 - \rho)$$

$$\beta_2^* = \beta_2$$

$$X_t^* = X_t - \rho X_{t-1}$$

No entanto, a 1ª diferença pode levar a perda de 1 observação de Y e X, para contornar, usa-se a correção de Prais-Winsten

$$Y_1 \sqrt{1 - \rho^2}$$

$$X_1 \sqrt{1 - \rho^2}$$



Correção da Autocorrelação

- ρ desconhecido $\rightarrow \rho$ raramente é conhecido

- Método da 1ª diferença

- $$\begin{cases} Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t \\ Y_{t-1} = \beta_1 + \beta_2 X_{t-1} + u_{t-1} \end{cases}$$

- $\Delta Y_t = \beta_2 \Delta X_t + \Delta u_t \rightarrow$ a 1ª \neq não tem intercepto \rightarrow passa pela origem a reta



Correção da Autocorrelação

- Método de **Newey-West** → corrige os erros padrões → contorna heterocedasticidade e autocorrelação simultaneamente.
- **No stata:** `newey Y X1 X2 X3 X4, lag(0)` → é equivalente ao uso do **vce(robust)**
- **Newey-West** propõe uma matriz de correção para a $Var-cov(\hat{\beta})$ que corrige heterocedasticidade e autocorrelação simultaneamente.

$$Var(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1}X'\sigma^2\Omega(X'X)^{-1}$$