第五章 誤差項の諸問題1

劉慶豊2

小樽商科大学

January 27, 2010

劉慶豊 (小樽商科大学) 第五章 誤差項の諸問題 January 27, 2010 1 / 15

¹第二章からの資料は森棟公夫先生著「基礎コース 計量経済学」をもとに作成した ものである。

²E-mail:qliu@res.otaru-uc.ac.jp, URL:http://www.otaru-uc.ac.jp/~qliu/ () > () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () < () <

一般の回帰式に関する仮定

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_K x_{Kt} + u_t, t = 1, 2, \dots, n$$
 (1)

期待値がゼロ

$$E(u_t) = 0, (2)$$

● 分散がtに依存しない、分散均一である

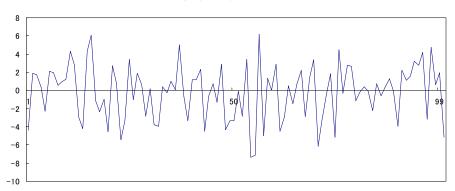
$$V(u_t) = \sigma^2 \tag{3}$$

共分散がゼロ、すなわち、異なる誤差項の間に(線形的な)結びつ きがない

$$Cov(u_t, u_{t-j}) = E\{(u_t - E(u_t))(u_t - E(u_{t-j}))\} = 0,$$
 (4)

共分散がゼロの誤差項

5.1 標準的な誤差項: e(t)



系列相関(自己相関)

系列相関:異なる誤差項の間に共分散がゼロではない、同じことで 相関係数がゼロではないことを指す。

$$Cov(u_t, u_{t-j}) \neq 0 (5)$$

同じことで

自己相関係数

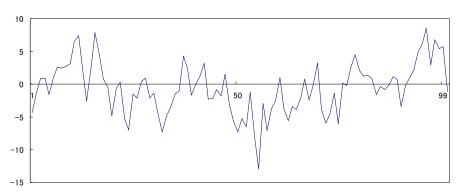
$$\phi_{j} = \frac{Cov\left(u_{t}, u_{t-j}\right)}{\sqrt{V\left(u_{t}\right) V\left(u_{t-j}\right)}} \neq 0$$

ただし、 $V\left(u_{t}\right)$ と $V\left(u_{t-j}\right)$ はそれぞれ u_{t} と u_{t-j} の分散である。分散が均一のとき、すなわち $V\left(u_{t}\right)=V\left(u_{t-j}\right)$ の場合

$$\phi_{j} = \frac{Cov(u_{t}, u_{t-j})}{\sqrt{V(u_{t}) V(u_{t-j})}} = \frac{Cov(u_{t}, u_{t-j})}{V(u_{t})} \neq 0$$
 (6)

系列相関のある誤差項

5.2 系列相関がある誤差項: u(t)=0.67u(t-1)+e(t)



標本自己相関係数

 u_t の平均と u_{t-j} の平均が近似的に0として、 u_t と u_{t-j} の標本自己相関係数が

$$\frac{\sum_{t=j+1}^{n} u_t u_{t-j}}{\sqrt{\sum_{t=j+1}^{n} (u_t)^2 \sum_{t=j+1}^{n} (u_{t-j})^2}}$$
(7)

となるが、計算を簡単にするため近似的に u_t と u_{t-j} の標本自己相関係数を

$$\frac{\sum_{t=j+1}^{n} u_t u_{t-j}}{\sum_{t=1}^{n} (u_t)^2} \tag{8}$$

とする。

標本自己相関係数の推定値 u_t, u_{t-j} などが観測できないため、最小二乗推定の残差 \hat{u}_t, \hat{u}_{t-j} などを利用して標本自己相関係数を推定する

$$\hat{\phi}_j = \frac{\sum_{t=j+1}^n \hat{u}_t \hat{u}_{t-j}}{\sum_{t=1}^n (\hat{u}_t)^2}$$

表5-1の例

Example

$$\widehat{\phi}_1 = -0.10, \quad \widehat{\phi}_2 = -0.11, \quad \widehat{\phi}_3 = 0.05, \quad \widehat{\phi}_4 = 0.08, \quad \widehat{\phi}_5 = 0.004,$$

$$\widehat{\phi}_1 = 0.64, \quad \widehat{\phi}_2 = 0.44, \quad \widehat{\phi}_3 = 0.40, \quad \widehat{\phi}_4 = 0.35, \quad \widehat{\phi}_5 = 0.26$$

自己回帰モデルで表現する自己相関

$$u_t = \phi u_{t-1} + \varepsilon_t \tag{9}$$

 ε_t が平均0、分散が σ^2 、共分散が0のノイズ(ホワイトノイズ)である。このようなモデルに従う u_t は一期前の誤差項 u_{t-1} と関連があり、一階の自己相関を持つ、すなわち $Cov(u_t,u_{t-1}) \neq 0$ である。

誤差項の自己相関による問題

- 誤差項の間に自己相関(系列相関)が存在する場合、最小二乗推定 に、次のような障害が起きる
 - 通常の t 値で係数の検定ができない
 - F検定も利用できない

誤差項の間に自己相関があるかどうかを検定する

Durbin=Watson 検定

•

$$u_t = \phi u_{t-1} + \varepsilon_t \tag{10}$$

の中の係数 ϕ が0かどうかの検定に相当する(帰無仮説は $\phi = 0$ 、すなわち自己相関がない)。

検定統計量

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^{n} (\widehat{u}_{t} - \widehat{u}_{t-1})^{2}}{\sum_{t=1}^{n} (\widehat{u}_{t})^{2}}$$
(11)

$$\sum_{t=2}^{n} (\widehat{u}_{t})^{2} + \sum_{t=2}^{n} (\widehat{u}_{t-1})^{2} - 2 \sum_{t=2}^{n} \widehat{u}_{t} \widehat{u}_{t-1}$$
 (12)

であるため、

$$DW = 2 - 2\widehat{\phi} \tag{13}$$

DW検定の手続き



DW検定の手続き(続き)

通常は片側検定を行う。

- 有意水準を決める、1%あるいは5%
- ② サンプル数nと定数項以外の説明変数の数kを確認する。帰無仮説はいつも $\phi=0$ となる。片側検定の対立仮説を自分で決める。経済データの場合は通常 $H_a:\phi>0$ を選ぶ。稀に $H_a:\phi<0$ とする。
- 対立仮説として $H_a: \phi > 0$ を選んだとき、
 - DW < Lであれば、帰無仮説を棄却する。
 - ② L < DW < Uであれば、検定は不決定となる。
 - OW > Uであれば、帰無仮説は棄却できない。

DW検定の手続き(続き)

- 5 . $H_a: \phi < 0$ を選んだとき
 - 4 DW < Lであれば、帰無仮説を棄却する。
 - ② L < 4 − DW < Uであれば、検定は不決定となる。</p>
 - 3 4-DW > Uであれば、帰無仮説は棄却できない。

系列相関があると分かったら

(系列相関があるときの推定法)

• コクラン=オーカット法: $u_t = \phi u_{t-1} + \varepsilon_t$ で ϕ の値が既知の場合、

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_K x_{Kt} + u_t \tag{14}$$

$$= \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_K x_{Kt} + \phi u_{t-j} + \varepsilon_t$$
 (15)

$$\phi y_{t-1} = \phi \left(\beta_1 + \beta_2 x_{2t-1} + \dots + \beta_K x_{Kt-1} \right) + \phi u_{t-1}$$
 (16)

$$y_{t} - \phi y_{t-1} = \beta_{1}(1 - \phi) + \beta_{2}(x_{2t} - \phi x_{2t-1}) + \dots + \beta_{K}(x_{Kt} - \phi x_{Kt-1}) + \varepsilon_{t}$$
(17)

 $y_t^* = y_t - \phi y_{t-1}$, $x_{1t}^* = (1-\phi)$, $x_{2t}^* = x_{2t} - \phi x_{2t-1}$, \cdots とすれば

$$y_t^* = \beta_1 + \beta_2 x_{2t}^* + \dots + \beta_K x_{Kt}^* + \varepsilon_t$$
 (18)

この式の誤差項は系列相関がない。従って最小二乗法で推定し、普通の t、F検定が適用できる。

• コクラン=オーカット法: ϕ 未知。まず、元の 式 $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \cdots + \beta_K x_{Kt} + u_t$ に最小二乗法を適用し、残差 \hat{u}_t を求める。そして、

$$\hat{\phi} = \frac{\sum_{t=j+1}^{n} \hat{u}_t \hat{u}_{t-1}}{\sum_{t=1}^{n} (\hat{u}_t)^2}$$