7.1.4 系列相関のもとで回帰式の推定

単回帰の場合: 回帰式が

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + u_i,$$

 $u_i = \rho u_{i-1} + \epsilon_i$

のときの推定を考える。ただし, $\epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_n$ は互いに独立とする。

*u_i*を消去すると,

 $(Y_i - \alpha - \beta X_i) = \rho(Y_{i-1} - \alpha - \beta X_{i-1}) + \epsilon_i,$

また,少し整理すると,

$$(Y_i - \rho Y_{i-1}) = \alpha(1 - \rho) + \beta(X_i - \rho X_{i-1}) + \epsilon_i,$$

となる。

 $\epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_n$ は互いに独立とするので,最小二乗法を適用が可能となる。しかし,通常の 最小二乗法と同様に,残差平方和を最小にするような推定量 $\hat{\alpha}, \hat{\beta}, \hat{\rho}$ を求めたいが, $\hat{\alpha}, \hat{\beta}, \hat{\rho}$ の解を (X_i, Y_i) の陽関数の形で書き表すことは不可能である。したがって,少し工夫が必要 となる。 残差 ĉ, を次のように二通りの表し方をする。

•
$$\hat{\epsilon}_i = \hat{u}_i - \hat{\rho}\hat{u}_{i-1}$$
,ただし, $\hat{u}_i = Y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X_i$

・ $\hat{\epsilon}_i = Y_i^* - \hat{\alpha}' - \hat{\beta}X_i^*$,ただし, $Y_i^* = Y_i - \hat{\rho}Y_{i-1}$, $X_i^* = X_i - \hat{\rho}X_{i-1}$, $\hat{\alpha}' = \hat{\alpha}(1 - \hat{\rho})$

 $\min_{\hat{\alpha},\,\hat{\beta},\,\hat{\rho}} S(\hat{\alpha},\,\hat{\beta},\,\hat{\rho})$

 $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$, $\hat{\rho}$ について $S(\hat{\alpha}, \hat{\beta}, \hat{\rho})$ を微分してゼロとおいて,

$$\frac{\partial S(\hat{\alpha},\hat{\beta},\hat{\rho})}{\partial \hat{\alpha}} = \frac{\partial S(\hat{\alpha},\hat{\beta},\hat{\rho})}{\partial \hat{\alpha}'} \frac{\partial \hat{\alpha}'}{\partial \hat{\alpha}} = -2(1-\hat{\rho}) \sum_{i=2}^{n} (Y_i^* - \hat{\alpha}' - \hat{\beta}X_i^*) = 0$$

$$\frac{\partial S(\hat{\alpha},\hat{\beta},\hat{\rho})}{\partial \hat{\beta}} = -2\sum_{i=2}^{n} X_{i}^{*}(Y_{i}^{*}-\hat{\alpha}'-\hat{\beta}X_{i}^{*}) = 0$$
$$\frac{\partial S(\hat{\alpha},\hat{\beta},\hat{\rho})}{\partial \hat{\rho}} = -2\sum_{i=2}^{n} \hat{u}_{i-1}(\hat{u}_{i}-\hat{\rho}\hat{u}_{i-1}) = 0$$

の3つの連立方程式を解く。すなわち,

$$\begin{split} \hat{\beta} &= \frac{\sum_{i=2}^{n} (X_{i}^{*} - \overline{X}_{i}^{*})(Y_{i}^{*} - \overline{Y}_{i}^{*})}{\sum_{i=2}^{n} (X_{i}^{*} - \overline{X}_{i}^{*})^{2}}, \qquad \text{trtl}, \quad Y_{i}^{*} &= Y_{i} - \hat{\rho}Y_{i-1}, \quad X_{i}^{*} = X_{i} - \hat{\rho}X_{i-1}\\ \hat{\alpha}' &= \hat{\alpha}(1 - \hat{\rho}) = \overline{Y}_{i}^{*} - \hat{\beta}\overline{X}_{i}^{*}\\ \hat{\rho} &= \frac{\sum_{i=2}^{n} \hat{u}_{i-1}\hat{u}_{i}}{\sum_{i=2}^{n} \hat{u}_{i-1}^{2}}, \qquad \text{trtl}, \quad \hat{u}_{i} = Y_{i} - \hat{\alpha}' - \hat{\beta}X_{i} \end{split}$$

を解くことになる。ただし, $\overline{X}_{i}^{*} = \frac{1}{n-1}\sum_{i=2}^{n}X_{i}^{*}$, $\overline{Y}_{i}^{*} = \frac{1}{n-1}\sum_{i=2}^{n}Y_{i}^{*}$ とする(n-1個のデータの平均)。

計算の手順として,

(i) $\hat{\rho}$ に与えたもとで(最初は $\hat{\rho} = 0$),上記最初の2つの式を用いて, $(\hat{\alpha}', \hat{\beta})$ を求める。

(ii) $(\hat{\alpha}, \hat{\beta})$ を与えたもとで,上記3つ目の式を用いて, $\hat{\rho}$ を求める。

(iii) 上記手順 (i) と (ii) を交互に , $(\hat{\alpha}', \hat{\beta}, \hat{\rho})$ が収束するまで繰り返す。

とする。この計算手順はコクラン=オーカット法 (Cochrane-Orcutt estimation) と呼ばれる。

簡便法: ρ の求め方: より簡単なもう一つの方法として,DW は近似的に DW $\approx 2(1 - \hat{\rho})$ と表されるので,DW から $\hat{\rho}$ を逆算して求める。そして, $Y_i^* = Y_i - \hat{\rho}Y_{i-1}$, $X_i^* = X_i - \hat{\rho}X_{i-1}$) を新たな変数として、

 $Y_i^* = \alpha' + \beta X_i^* + \epsilon_i,$

に最小二乗法を適用する。ただし, $\alpha' = \alpha(1 - \hat{\rho})$ とする。

重回帰の場合: より一般的に,回帰式が

 $Y_i = \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i,$

 $u_i = \rho u_{i-1} + \epsilon_i,$

の重回帰ときの推定を考える。ただし, $\epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_n$ は互いに独立とする。

ui を消去すると,

$$(Y_i - \rho Y_{i-1}) = \beta_1(X_{1i} - \rho X_{1,i-1}) + \beta_2(X_{2i} - \rho X_{2,i-1}) + \dots + \beta_k(X_{ki} - \rho X_{k,i-1}) + \epsilon_i,$$

となる。残差平方和 $S(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_k, \hat{\rho}) = \sum_{i=2}^n \hat{\epsilon}_i^2 を最小にする<math>\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_k, \hat{\rho}$ を求め る。ただし, $\hat{\epsilon}_i = Y_i^* - \hat{\beta}_1 X_{1i}^* - \hat{\beta}_2 X_{2i}^* - \dots - \hat{\beta}_k X_{ki}^*$,または, $\hat{\epsilon}_i = \hat{u}_i - \hat{\rho} \hat{u}_{i-1}$ のどちらかで 残差が表される。また,式中の記号は, $Y_i^* = Y_i - \hat{\rho} Y_{i-1}$, $X_{ji}^* = X_{ji} - \hat{\rho} X_{j,i-1}$, $j = 1, 2, \dots, k$, $\hat{u}_i = Y_i - \hat{\beta}_1 X_{1i} - \hat{\beta}_2 X_{2i} - \dots - \hat{\beta}_k X_{ki}$ である。

最小化のための一階の条件は,

$$\frac{\partial S(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \cdots, \hat{\beta}_k, \hat{\rho})}{\partial \hat{\beta}_j} = 0, \qquad j = 1, 2, \cdots, k$$
$$\frac{\partial S(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \cdots, \hat{\beta}_k, \hat{\rho})}{\partial \hat{\rho}} = 0$$

であり,具体的に計算すると,

$$\frac{\partial S(\hat{\beta}_{1}, \hat{\beta}_{2}, \cdots, \hat{\beta}_{k}, \hat{\rho})}{\partial \hat{\beta}_{j}} = -2 \sum_{i=2}^{n} X_{ji}^{*}(Y_{i}^{*} - \hat{\beta}_{1}X_{1i}^{*} - \hat{\beta}_{2}X_{2i}^{*} - \cdots - \hat{\beta}_{k}X_{ki}^{*}) = 0,$$

$$j = 1, 2, \cdots, k$$

$$\frac{\partial \mathcal{S}(\beta_1, \beta_2, \cdots, \beta_k, \hat{\rho})}{\partial \hat{\rho}} = -2\sum_{i=2}^n \hat{u}_{i-1}(\hat{u}_i - \hat{\rho}\hat{u}_{i-1}) = 0$$

となる。(k + 1)本の連立方程式から, $\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2$,…, $\hat{\beta}_k$, $\hat{\rho}$ が得られる。単回帰のときと同様 に,収束計算によって求めることになる。→ コクラン = オーカット法 (Cochrane-Orcutt estimation)

簡便法: ρ の求め方(単回帰の場合と同じ手順): より簡単なもう一つの方法として,DWは近似的に $DW \approx 2(1 - \hat{\rho})$ と表されるので,DWから $\hat{\rho}$ を逆算して求める。 すなわち,まず, $Y_i = \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i$ を最小二乗法で推定して残差 \hat{u}_i を求 める。そして, $\hat{\rho} = 1 - \frac{1}{2}DW$ として, $Y_i^* = Y_i - \hat{\rho}Y_{i-1}$, $X_{1i}^* = X_{1i} - \hat{\rho}X_{1,i-1}$, $X_{2i}^* = X_{2i} - \hat{\rho}X_{2,i-1}$, …, $X_{ki}^* = X_{ki} - \hat{\rho}X_{k,i-1}$ を新たな変数を求め,

$$Y_{i}^{*} = \beta_{1}X_{1i}^{*} + \beta_{2}X_{2i}^{*} + \dots + \beta_{k}X_{ki}^{*} + \epsilon_{i}$$

に最小二乗法を適用する。

7.1.5 Excel 2019 による回帰分析(その3:DW比の計算)

5.3.12 節の推定結果(今までの数値例)の再掲(A列がY, B列がX)

	А	В
1	у	х
2	4	5
3	1	1
4	1	3
5	3	2
6	4	4

残差とYの予測値を出力するためには、「データ」、「データ分析」、「回帰分析」、「OK」と順に選択する。

下記のように,「入力Y範囲(Y)」,「入力X範囲(X)」,「一覧の出力先(S)」を入力して, さらに,「残差(R)」 にチェックを入れて,「OK」ボタンを押す。

回帰分析	? >
入力元 入力Y範囲(Y): \$A\$1:\$A\$6 1 入力X範囲(X): \$B\$1:\$B\$6 1 ✓ ラベル(L) □ 定数に 0 を使用(Z) □ 有意水準(Q) 95 %	OK キャンセル ヘルプ(<u>H</u>)
出力オプション ● 一覧の出力先(<u>S</u>): \$A\$7 ● 新規ワークシート(<u>P</u>): ○ 新規ブック(<u>W</u>)	
 ☆ 差(<u>R</u>) □ 残差グラフの作成(<u>D</u>) □ 標準化された残差(<u>T</u>) □ 観測値グラフの作成(<u>I</u>) 	
正規確率 □ 正規確率グラフの作成(<u>N</u>)	

入力範囲のところで、1~6行目を選んで、「ラベル(L)」にチェックを入れると、1行目が変数名として入力

される。

7概要ImageImageImageImageImageImage9回帰統計ImageImageImageImageImageImageImage10重相閣 R0.7298ImageImageImageImageImageImage11重決定 R20.532609Image <td< th=""><th></th><th>А</th><th>В</th><th>С</th><th>D</th><th>E</th><th>F</th></td<>		А	В	С	D	E	F
8回帰統計Image: section of the sect	7	概要					
9回帰 	8						
10重相関 R0.7298 </td <td>9</td> <td>回帰</td> <td>統計</td> <td></td> <td></td> <td></td> <td></td>	9	回帰	統計				
11重決定 R20.53260912補正 R20.376812 </td <td>10</td> <td>重相関 R</td> <td>0.7298</td> <td></td> <td></td> <td></td> <td></td>	10	重相関 R	0.7298				
12補正 R20.37681213標準誤差1.197219 </td <td>11</td> <td>重決定 R2</td> <td>0.532609</td> <td></td> <td></td> <td></td> <td></td>	11	重決定 R2	0.532609				
13標準誤差1.197219 </td <td>12</td> <td>補正 R2</td> <td>0.376812</td> <td></td> <td></td> <td></td> <td></td>	12	補正 R2	0.376812				
14 観測数515 </td <td>13</td> <td>標準誤差</td> <td>1.197219</td> <td></td> <td></td> <td></td> <td></td>	13	標準誤差	1.197219				
15回回标回标回标回标月由度変動分散「された分有意 F18回帰14.94.93.4186050.16159419残差34.31.43333320合計49.22111111-22「新51.2556540.3981990.717129-3.4960523切片0.51.2556540.3981990.717129-3.4960524×0.70.3785941.8489470.161594-0.504852510.51.2556540.3981990.717129-3.4960524×0.70.3785941.8489470.161594-0.5048525111111126第11111127111111128残差出力1111112911111111291111111131140111113211111111333330.7111113441111111133	14	観測数	5				
16分散分析表Image: set of the set of	15						
17自由度変動分散Jされた分集有意 F18回帰14.94.93.4186050.16159419残差34.31.43333320合計49.221010022係数標準誤差tP-値下限 95%.23切片0.51.2556540.3981990.717129-3.49605.24x0.70.3785941.8489470.161594-0.5048525-0.3785941.8489470.161594-0.50485262728残差出力29<	16	分散分析表	ŧ				
18回帰14.94.93.4186050.16159419残差34.31.43333320合計49.2 </td <td>17</td> <td></td> <td>自由度</td> <td>変動</td> <td>分散</td> <td>∥された分離</td> <td>有意F</td>	17		自由度	変動	分散	∥された分離	有意F
19残差34.31.43333320合計49.2 </td <td>18</td> <td>回帰</td> <td>1</td> <td>4.9</td> <td>4.9</td> <td>3.418605</td> <td>0.161594</td>	18	回帰	1	4.9	4.9	3.418605	0.161594
20合計49.221 </td <td>19</td> <td>残差</td> <td>3</td> <td>4.3</td> <td>1.433333</td> <td></td> <td></td>	19	残差	3	4.3	1.433333		
21 ····································	20	合計	4	9.2			
22仟仟午下下中下中下中中中中中中1122233 <t< td=""><td></td><td></td><td></td><td></td><td></td><td></td><td></td></t<>							
23切片0.51.2556540.3981990.717129-3.4960524x0.70.3785941.8489470.161594-0.5048525 </td <td>21</td> <td></td> <td></td> <td></td> <td></td> <td></td> <td></td>	21						
24 x 0.7 0.378594 1.848947 0.161594 -0.50485 25 26 <t< td=""><td>21 22</td><td></td><td>係数</td><td><mark>標準誤差</mark></td><td>t</td><td>P-値</td><td>下限 95% .</td></t<>	21 22		係数	<mark>標準誤差</mark>	t	P-値	下限 95% .
25	21 22 23	切片	係数 0.5	標準誤差 1.255654	t 0.398199	P-値 0.717129	下限 95% . -3.49605
26	21 22 23 24	切片 x	係数 0.5 0.7	標準誤差 1.255654 0.378594	t 0.398199 1.848947	P-値 0.717129 0.161594	下限 95% . -3.49605 -0.50485
27	21 22 23 24 25	切片 x	係数 0.5 0.7	標準誤差 1.255654 0.378594	t 0.398199 1.848947	P-値 0.717129 0.161594	下限 95% . -3.49605 -0.50485
28 残差出力	21 22 23 24 25 26	切片 X	係数 0.5 0.7	標準誤差 1.255654 0.378594	t 0.398199 1.848947	P-値 0.717129 0.161594	下限 95% . -3.49605 -0.50485
29	21 22 23 24 25 26 27	切片 x	係数 0.5 0.7	標準誤差 1.255654 0.378594	t 0.398199 1.848947	P-値 0.717129 0.161594	下限 95% . -3.49605 -0.50485
30 観測値 予測値: y 残差 31 1 4 0 32 2 1.2 -0.2 33 3 2.6 -1.6 34 4 1.9 1.1 35 5 3.3 0.7	21 22 23 24 25 26 27 28	切片 x 残差出力	係数 0.5 0.7	標準誤差 1.255654 0.378594	t 0.398199 1.848947	P-値 0.717129 0.161594	下限 95% . -3.49605 -0.50485
31 1 4 0	21 22 23 24 25 26 27 28 29	切片 x 残差出力	係数 0.5 0.7	標準誤差 1.255654 0.378594	t 0.398199 1.848947	P-値 0.717129 0.161594	下限 95% . -3.49605 -0.50485
32 2 1.2 -0.2 33 3 2.6 -1.6 34 4 1.9 1.1 35 5 3.3 0.7	21 22 23 24 25 26 27 28 29 30	切片 x 残差出力 観測値	係数 0.5 0.7 予測値: y	標準誤差 1.255654 0.378594	t 0.398199 1.848947	P-値 0.717129 0.161594	下限 95% . -3.49605 -0.50485
33 3 2.6 -1.6 34 4 1.9 1.1 35 5 3.3 0.7	21 22 23 24 25 26 27 28 29 30 31	切片 x 残差出力 観測値	係数 0.5 0.7 予測値: y 4	標準誤差 1.255654 0.378594	t 0.398199 1.848947	P-値 0.717129 0.161594	下限 95% . -3.49605 -0.50485
34 4 1.9 1.1 35 5 3.3 0.7	21 22 23 24 25 26 27 28 29 30 31 32	切片 × 残差出力 観測値 1 2	係数 0.5 0.7 予測値: y 4 1.2	標準誤差 1.255654 0.378594	t 0.398199 1.848947	P-値 0.717129 0.161594	下限 95% . -3.49605 -0.50485
35 5 3.3 0.7	21 22 23 24 25 26 27 28 29 30 31 32 33	切片 x 残差出力 観測値 1 2 3	係数 0.5 0.7 予測値: y 4 1.2 2.6	標準誤差 1.255654 0.378594	t 0.398199 1.848947	P-値 0.717129 0.161594	下限 95% . -3.49605 -0.50485
	21 22 23 24 25 26 27 28 29 30 31 32 33 33 34	切片 x 残差出力 観測値 1 2 3 4	係数 0.5 0.7 予測値: y 4 1.2 2.6 1.9	標準誤差 1.255654 0.378594	t 0.398199 1.848947	P-値 0.717129 0.161594	下限 95% . -3.49605 -0.50485

← 予測値と残差が出力される。

D32 で,「=(c32-c31)²」を入力して Enter キーを押す。D32 をコピーして,D33~D35 に張り付ける。 E31 で,「=c31²」を入力して Enter キーを押す。E31 をコピーして,E32~E35 に張り付ける。

下記のように計算される。

28	残差出力				
29					
30	観測値	予測値: Y	残差		
31	1	4	0		0
32	2	1.2	-0.2	0.04	0.04
33	3	2.6	-1.6	1.96	2.56
34	4	1.9	1.1	7.29	1.21
35	5	3.3	0.7	0.16	0.49

D36 に「=sum(d32:d35)」, E36 に「=sum(e31:e35)」とそれぞれ入力して Enter キーを押す。

DW 比の分子がD36, 分母がE36 に計算される。さらに,F36 に「=d36/e36」と入力して,Enter キーを押す と,DW 比が2.197674 と計算される (次ページ)。

(*) 「=sum(d32:d35)」は d32~d35 の総和を求めるコマンド

28	残差出力					
29						
30	観測値	予測値: Y	残差			
31	1	4	0		0	
32	2	1.2	-0.2	0.04	0.04	
33	3	2.6	-1.6	1.96	2.56	
34	4	1.9	1.1	7.29	1.21	
35	5	3.3	0.7	0.16	0.49	
36				9.45	4.3	2.197674

D36, E36, F36 と計算したが, D36, E36 を計算せずに, まとめて, F36 に「=sum(d32:d35)/sum(e31:e35)」 と入力しても同じ結果が得られる。

●Excel の問題点:

DW比を求めるためには、回帰分析の度に、残差を出力させて自分で計算しなければならない。

→ DW 比は自動的に出力してくれない。かなり面倒!!

→ 以前紹介した gretl を使う。

7.1.6 gretl による回帰分析

<u>http://gretl.sourceforge.net/</u>からダウンロードしてインストール

Windows 版, Mac 版, Linux 版などが用意されている。

Windows 版の場合, <u>http://gretl.sourceforge.net/win32/</u>から

gret1-2020e-64.exe または gret1-2020e-32.exe

をインストールする。

64 ビット版の Windows であれば gret1-2020e-64.exe がインストール可能。 よく分からなければ, gret1-2020e-32.exe をインストールするように。

インストール後, デスクトップに



というアイコンができる。これを選択すると、次の画面が出る。

🦉 gretl	l								_		×
<u>フ</u> ァイル	ツール(<u>T</u>)	データ(<u>D</u>)	表示(⊻)	追加(<u>A</u>)	標本(<u>S</u>)	変数(<u>V</u>)	モデル(<u>M</u>)	ヘルプ(<u>H</u>)			6
データファイルがロードされていません C:¥Users¥User¥Documents¥gretI											
ID # ◀ 💈	変数名 ◀	変数説明ラ	NJV.								1
.	P-	fx	11	β 💷							

Excel でデータ・ファイルを作成して, gretl で読む方法もあるが, まず, データの入力の仕方を説明する。

N.	gret	tl										_		×
<u>7</u> 7	()L	ツール(<u>T</u>)	データ(<u>D</u>)	表示(<u>V</u>)	追加(<u>A</u>)	標本(<u>S</u>)	変数(<u>V</u>)	モデル(<u>M</u>)	ヘルプ(<u>H</u>)					6
	デー	-タを開く(<u>O</u>)			۰ F						C:¥Users	¥User¥D	ocument	s¥gretl
	ź-	-タを追加する												•
	ź-	-タを保存		C	trl+S									
	デー	-タに名前を付	けて保存											
	デー	-タをエクスポー	·トする(<u>E</u>)											
	送	ā												
	デー	-タセットの新規	蜆作成(<u>N</u>)	Ci	trl+N									
۵	デー	-タセットを消去	まする(<u> </u>)											
	作	業ディレクトリ(<u>W</u>)											
	ג'	クリプト・ファイル	1/(<u>S</u>)		۰.									
	セ	ッション・ファイル	↓(<u>S</u>)		•									
	デー	-タベース(<u>D</u>)			•									
	関	数パッケージ設	定(<u>F</u>)											
	1	トインからのリソ	$-\lambda(\underline{\mathbf{K}})$		-									
₩.	終	了(<u>Q</u>)		C	trl+Q									
1111	7	2 - 88	fx	3 🖉	β									
г	_		. r	* +		~ +~	10 /L -			┑_┶╶╼	T		<u>а</u> т	— 1
	7	ァイル」	, 「テ	ータ	セット	≻の新	現作 月	灭(N)」	を選犰	くする	っと,	下記	の画	面と

🎆 gretl: データセットの作成 🛛 🗙							
観測数: <mark>50</mark>	•						
キャンセル(<u>C</u>)	OK(<u>O</u>)						



今までの数値例を使いたいので、「50」のところに「5」にして、Enter キーを押すと、 下の画面が出てくる。

DW比の例を示したいので、「時系列」にチェックを入れて、「進む(F)」を選択する。

🌠 データ構造ウィザード	×	
時系列の頻度		
◉ 年次		
○ 四半期		何を選んでも推定結果には影響しない。
〇月次		
〇週次		今回は「その他」にチェックを入れて「進む(F)」を選択する。
○ 日次(週5日)		
○ 日次(週6日)		
○日次(週7日)		
○ 1時間おき		
○ 10年おき		
○ その他 1 💂		
キャンセル(<u>C</u>) 戻る(<u>B</u>) 進む	(<u>E</u>)	

■ データ構造ウィザード	×				
観測の始点					
時系列 1 ♥					
		何も変更せずに	そのまま	「准まヽ(F)」	を選択する
キャンセル(<u>C</u>) 戻る(<u>B</u>) 進	€`(<u>F</u>)				

M データ構造ウィザード ×	
データ構造の確認	
時系列, 1 から 5	
□ データ入力を開始する	「データ入力を開始する」にチェックを入れて,「適用(A)」を選択する。
キャンセル(<u>C</u>) 戻る(<u>B</u>) 適用(<u>A</u>)	

🎇 gretl: 変数の名前を付ける 🛛 🗙								
最初の変数の名称を入力して下さい								
(最大31文字)								
キャンセル(<u>C</u>)	OK(<u>O</u>)							

変数名を入力する。何でもよいが、ここでは「y」を入力して、「OK」を選択する。



右のように, 順番に, 4, 1, 1, 3, 4 を入力する。 🎇 gretl: データ編集 — 🛛 X 🕂 🎻 у, 5 у 4 2 1 3 1 3 4 4 5

yのデータを入力し終わると,

左上の「十」を選択する。





x の列に、5、1、3、2、4 を入力後、

左上の「✓」を選択して、データ入力を終える。

下記のように変数名リストが出てくる。

1	gretl										_	×
271	()L	ツール(<u>T</u>)	データ(<u>D</u>)	表示(⊻)	追加(<u>A</u>)	標本(<u>S</u>)	変数(<u>V</u>)	モデル(<u>M</u>)	ヘルプ(<u>H</u>)			6
保存	保存されていないデータ C:¥Users¥User¥Documents¥gretI											
ID #	ID # ◀ 変数名 ◀ 変数説明ラベル ◀											
0	0	onst										
1	y	/										
2	()	(

 ●推定方法 その1:同じ画面の下の方に下記の画面があり、右から3番目の「^Â」(「OLS で推定する」)を 選択する。



Mg gretl: モデル指定	- 🗆 X	
Const y x	- 東法(OLS) 従属変数 □ デフォルトとして設定 説明変数 (回帰変数) const	y を選択して「➡」を選択して従属変数に, 次に, x を選択して「➡」を選択して説明変数にする。
 □ 頑健標準誤差を使用する HA ラグ ヘルプ(<u>H</u>) クリア(<u>C</u>) 	AC キャンセル(<u>C</u>) OK(<u>O</u>)	

下記の画面となる。「OK」を選択すると、推定結果が右のように出力される。



I gretl: モデル1	- 🗆	\times
<u>フ</u> ァイル 編集(<u>E</u>) 検定(<u>T</u>) 保存(<u>S</u>) グラフ(<u>G</u>) 分析(<u>A</u>) <u>L</u> aTeX		6
モデル 1: 最小二乗法(OLS), 観測: 1-5 従属変数: y		
係数 標準誤差 t 値 p 値		
const 0.500000 1.25565 0.3982 0.7171 × 0.700000 0.378594 1.849 0.1616		
Mean dependent var Sum squared resid R-squared F(1, 3) Log-likelihood rho Content of the squared Mean dependent var S.D. dependent var S.E. of regression Adjusted R-squared P-value(F) Akaike criterion 16.65415 Hannan-Quinn Po.175853 Durbin-Watson	1.516575 1.197219 0.376812 0.161594 17.43527 15.33881 2.197674	

●推定方法 その2: 左から3番目の「□」(「gret|コンソールを開く」)を選択する。



下記の画面が出る。

Image gretコンソール	—	×
gretlコンソール: helpと入力するとコマンドのリストが表示されます		

? の後に ols y const x と打って, Enter キーを押すと, 次ページの結果が出力される。

gretlコンソール	_		×					
gretlコンソール: helpと入力するとコマンドのリストが表示さ ? ols y const x	ちれます							
モデル 2: 最小二乗法(OLS), 観測: 1-5 従属変数: y								
係数 標準誤差 t値 p値								
const 0.500000 1.25565 0.3982 0.7171 x 0.700000 0.378594 1.849 0.1616								
Mean dependent var 2.600000 S.D. dependent var 1.51 Sum squared resid 4.300000 S.E. of regression 1.19 R-squared 0.532609 Adjusted R-squared 0.37 F(1, 3) 3.418605 P-value(F) 0.16 Log-likelihood -6.717635 Akaike criterion 17.4 Schwarz criterion 16.65415 Hannan-Quinn 15.3 rho -0.175853 Durbin-Watson 2.19 ?	16575 37219 76812 31594 43527 33881 37674							

ols と const は自動的に赤色で表示される。赤字はコマンド、予約語などである。

ols = ordinary least squares (最小二乗法)

const = constant term (定数項)

ols y const x は $Y_i = \alpha + \beta X_i + u_i$ を最小二乗法で推定するという意味(被説明変数,説明変数と並べて 書く)。