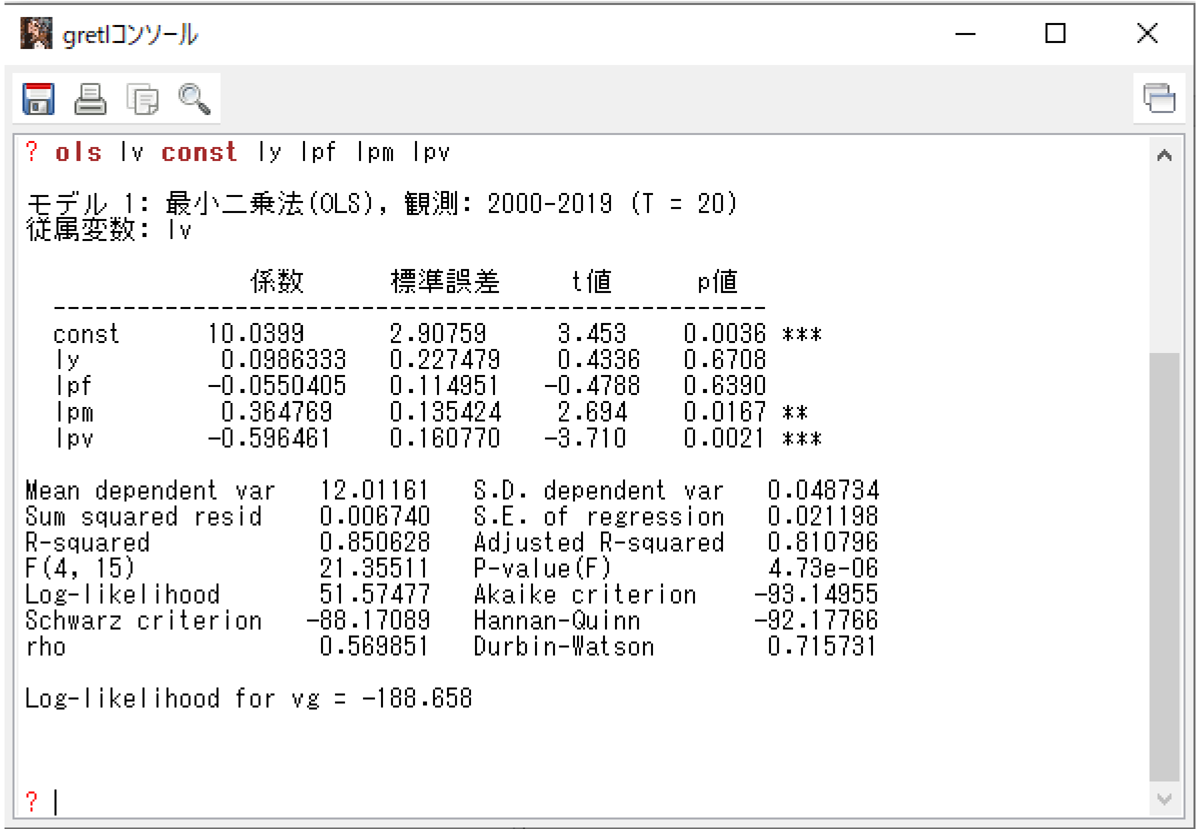
「生鮮野菜」の需要関数の推定

? ols lv const ly lpf lpm lpv　→　$lv_i = \alpha_0 + \alpha_1 ly_i + \alpha_2 lpf_i + \alpha_3 lpm_i + \alpha_4 lpv_i + u_i$



```
gretlコンソール

? ols lv const ly lpf lpm lpv

モデル 1: 最小二乗法(OLS), 観測: 2000-2019 (T = 20)
従属変数: lv

                係数          標準誤差       t値        p値
  --------------------------------------------------------------
  const       10.0399       2.90759       3.453     0.0036  ***
  ly           0.0986333    0.227479      0.4336    0.6708
  lpf         -0.0550405    0.114951     -0.4788    0.6390
  lpm          0.364769     0.135424      2.694     0.0167  **
  lpv         -0.596461     0.160770     -3.710     0.0021  ***

Mean dependent var   12.01161   S.D. dependent var   0.048734
Sum squared resid    0.006740   S.E. of regression   0.021198
R-squared            0.850628   Adjusted R-squared   0.810796
F(4, 15)             21.35511   P-value(F)           4.73e-06
Log-likelihood       51.57477   Akaike criterion    -93.14955
Schwarz criterion   -88.17089   Hannan-Quinn        -92.17766
rho                  0.569851   Durbin-Watson        0.715731

Log-likelihood for vg = -188.658

? |
```

Log-likelihood　51.57477　←　対数尤度関数

（データ数が大きいときの尤度比検定にはこれを使う）

その下の「Log-likelihood for vg = -188.658」は見なくてよい。

推定結果の解釈：

・所得弾力性が 0.0986 と小さく，t 値も 0.4336 とゼロに近く，p 値も 0.05 より大きい。

→　生鮮野菜は所得変化に反応しない　→　所得が増えても減っても野菜は必要

・自身（野菜）の価格弾力性は-0.596 で，t 値は絶対値で大きく，p 値は 0.01 以下

→　野菜の価格は野菜の需要量に影響を与えるが，価格変動ほどには需要量は変動しない　→　必需品

・生鮮魚介の交差弾力性は-0.055 で，t 値は小さく有意ではない

→　魚介は野菜の需要量に影響しない

・生鮮肉の価格上昇（すなわち，生鮮肉の需要量減少）は野菜の需要量増加

→　肉は野菜の代替財（本当か？　どちらかと言えば補完財では？）

検定：　帰無仮説：　$\alpha_2=0,\ \alpha_3=-\alpha_4$　→　制約数 G=2

データ作成＆推定：

? genr lpmv=lpm-lpv

? ols lv const ly lpmv　→　$lv_i=\alpha_0+\alpha_1 ly_i+\alpha_3(lpm_i-lpv_i)+u_i$

gretlコンソール

```
? genr lpmv=lpm-lpv
系列 lpmv (ID 14) を作成しました
? ols lv const ly lpmv

モデル 2: 最小二乗法(OLS), 観測: 2000-2019 (T = 20)
従属変数: lv

               係数        標準誤差      t値        p値
  --------------------------------------------------------
  const      10.3333      2.63766      3.918    0.0011    ***
  ly          0.0736517   0.200939     0.3665   0.7185
  lpmv        0.548307    0.0630965    8.690    1.16e-07 ***

Mean dependent var   12.01161   S.D. dependent var   0.048734
Sum squared resid    0.007875   S.E. of regression   0.021522
R-squared            0.825494   Adjusted R-squared   0.804964
F(2, 17)             40.20885   P-value(F)           3.59e-07
Log-likelihood       50.01956   Akaike criterion    -94.03913
Schwarz criterion   -91.05193   Hannan-Quinn        -93.45599
rho                  0.596116   Durbin-Watson        0.726810

Log-likelihood for vg = -190.213

? |
```

Log-likelihood　50.01956　←　対数尤度関数（制約付き）

●F 検定（残差平方和の利用）：　モデル 1 vs モデル 2

制約付き残差平方和＝0.007875

制約なし残差平方和＝0.006740

$$\frac{(\mathbf{0.007875-0.006740})/\mathbf{2}}{\mathbf{0.006740}/(\mathbf{20-5})}=\mathbf{1.263}$$

F(2,15)の上側 5%点は 3.68 なので，帰無仮説を棄却できない。

●F 検定（決定係数の利用）：　モデル 1 vs モデル 2

制約付き決定係数＝0.825494

制約なし決定係数＝0.850628

$$\frac{(\mathbf{0.850628-0.825494})/\mathbf{2}}{(\mathbf{1-0.850628})/(\mathbf{20-5})}=\mathbf{1.262}$$

F(2,15)の上側 5%点は 3.68 なので，帰無仮説を棄却できない。

F 検定（残差平方和の利用）と同じ結果になるべき

●尤度比検定（大標本）:　モデル１ vs モデル２

尤度比検定統計値＝－2(制約付き対数尤度関数－制約なし対数尤度関数)＝-2(50.01956-51.57477)＝3.11

自由度２のカイ二乗分布の上側5%点の値＝5.99

したがって，帰無仮説は棄却できない。

３つの検定方法のうち，この尤度比検定が最も簡単

実践では，上記の検定より，下記の DW による誤差項の系列相関の検定を先にすべき

・DW＝0.716

→　有意水準 5%で，n=20，k'=4 のとき，(dl，du)=(0.894，1.828)

（『計量経済学』（山本拓著），P.356 の表では dl=0.90）

→　誤差項に系列相関あり

→　よって，上の解釈は×

→　コクラン・オーカット法で推定し直し

「ar1」と「arima １ ０ ０ ;」は同じ推定になる（系列相関のモデルを推定）。

「ar1」では対数尤度関数の値が出力されないので，代わりに「arima １ ０ ０ ;」を用いる。

「ols」と「arima ０ ０ ０ ;」は同じ推定

時系列モデルで使われる「arima」の詳細は省略

gretlコンソール

```
? arima 1 0 0 ; lv const ly lpf lpm lpv

関数の評価回数: 345
グラディエントの評価回数: 222

モデル 3: ARMAX, 観測: 2000-2019 (T = 20)
Estimated using AS 197 (厳密最尤法)
従属変数: lv
標準誤差はヘッシアン (Hessian) に基づく

               係数         標準誤差       z          p値
  --------------------------------------------------------
  const        9.22243     0.0960384     96.03     0.0000     ***
  phi_1        0.736908    0.179245       4.111    3.94e-05   ***
  ly           0.172144    0.00920974    18.69     5.81e-078  ***
  lpf         -0.188195    0.113055      -1.665    0.0960     *
  lpm          0.375599    0.122350       3.070    0.0021     ***
  lpv         -0.491604    0.0937398     -5.244    1.57e-07   ***

Mean dependent var    12.01161   S.D. dependent var    0.048734
Mean of innovations  -0.001948   S.D. of innovations   0.014366
R-squared             0.910346   Adjusted R-squared    0.886439
Log-likelihood        56.08716   Akaike criterion    -98.17431
Schwarz criterion    -91.20419   Hannan-Quinn        -96.81367

                        Real  Imaginary    Modulus  Frequency
  -----------------------------------------------------------
  AR
    Root  1           1.3570     0.0000     1.3570     0.0000
  -----------------------------------------------------------
```

検定結果は概ね同じ

モデル 3 は最尤法で推定

z の値と標準正規分布表とを比較

phi_1 は ρ の最尤推定値

●ρ＝0 の検定（その 1：最尤推定量の性質，すなわち，n が大きいとき正規分布）：　モデル 3

```
  phi_1         0.736908    0.179245        4.111    3.94e-05   ***
```

の推定結果（モデル 3）で z 値 4.111 を標準正規分布表と比較する。

その隣の p 値は 0.01 より小さいので，ρ＝0 の帰無仮説を有意水準 1%で棄却する。

→　誤差項に系列相関ありと判定される

●ρ＝0 の検定（その 2：尤度比検定）：　モデル 1 vs モデル 3

ρ＝0 の制約付き対数尤度関数（モデル 1）　51.57477

$\rho \neq$0 の制約なし対数尤度関数（モデル 3）　56.08716

尤度比検定統計量＝－2(51.57477－56.08716)＝9.02478＞6.63

（自由度 1 のカイ二乗分布の上側 1%点は 6.63）

ρ＝0 の帰無仮説を有意水準 1%で棄却する。

●$\rho=0$, $\alpha_2=0$, $\alpha_3=-\alpha_4$ の同時検定（制約数 $G=3$）:　モデル 2 vs モデル 3

制約付き対数尤度関数（モデル 2）　50.01956

制約なし対数尤度関数（モデル 3）　56.08716

尤度比検定統計量$=-2(50.01956-56.08716)=12.1352>11.34$

（自由度 3 のカイ二乗分布の上側 1%点は 11.34）

$\rho=0$, $\alpha_2=0$, $\alpha_3=-\alpha_4$ の帰無仮説を有意水準 1%で棄却する。