

1. 多変数回帰

今回は多変数回帰を実習する。

gretl を起動し、メニューバーの「ファイル」「データを開く」「Sample files」とたどり左クリックして選択。図1のようになるように、「Greene」のタブを左クリック。「greene7_8」をダブルクリックする。

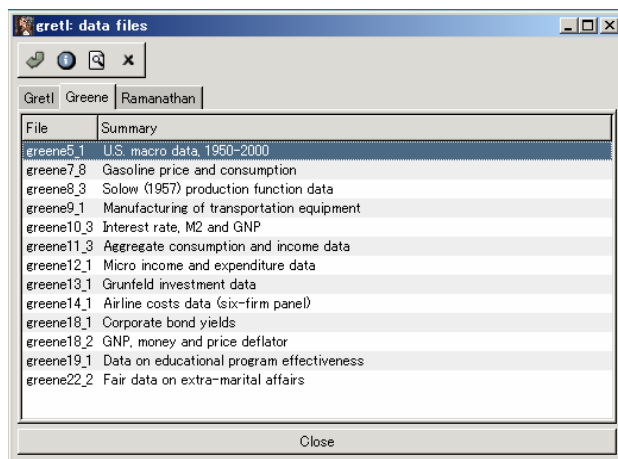


図 1

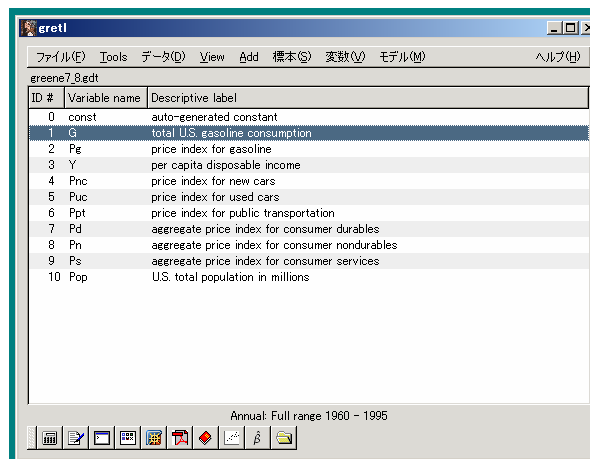


図 2

図2のようにメインウィンドウにデータがロードされる。このデータは、1960年から1995年までのアメリカのガソリン市場のデータである。出典は、Greene, W. H.の *Econometric Analysis* である。これから、このデータを分析して、ガソリン需要にガソリン価格やその他の変数が及ぼす影響を見てみよう。

それぞれの変数の説明を読もう。

Aggregate price index for consumer durables

耐久消費財（家具，家電等．資産に属する家，土地は含まない）の価格指数
耐久消費財の正確な定義は、「原則として想定耐用年数が1年以上で比較的購入価格が高いもの」

Aggregate price index for consumer nondurables

非耐久消費財の価格指数

Aggregate price index for consumer services

消費サービスの価格指数

需要関数のグラフを書いてみる。横軸にガソリン需要量，縦軸にガソリン価格を取って書いてみよう（図3）これをみると，右下がりの需要関数にはなっていないように見えるが，「他を一定に」の仮定のもとで考えなければならない。他を一定にするために，いろいろな変数を入れ，その変数の影響を取り除き，他を一定にするのである。これを，他の変数たちを「コントロールする」という。

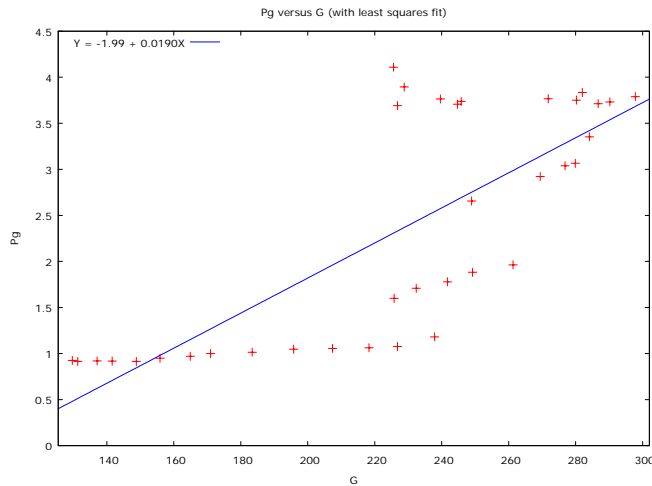


図 3

モデル

$$\log(\text{ガソリン消費量} / \text{人口}) = \beta_1 + \beta_2 \log(\text{可処分所得}) + \beta_3 \log(\text{ガソリン価格}) + \beta_4 \log(\text{新車価格}) + \beta_5 \log(\text{中古車価格}) + \varepsilon$$

β_3 : ガソリン価格に関する需要の弾力性

β_2 : 所得弾力性

β_4, β_5 : 代替弾力性

新車は一般的に燃費がよいが、中古車は燃費が悪い。従って、新車の価格上昇は燃費が悪い中古車への代替が進みガソリン需要の増加が予測される。逆に中古車の価格上昇は逆の効果を及ぼす。

推定

- 1) まず被説明変数の $\log(\text{ガソリン消費量} / \text{人口})$ をつくる。メニューバーの「Add」 「Define new variable」とたどり、左クリックして選択する(図3)。図4のように入力する。=の左辺は、新たな変数名「l_G_percapita」(lはlogから、Gはガソリン消費量、percapitaはper capitaを表す) =の右辺は計算式を表す、 $\log(G/\text{Pop})$ が計算式。

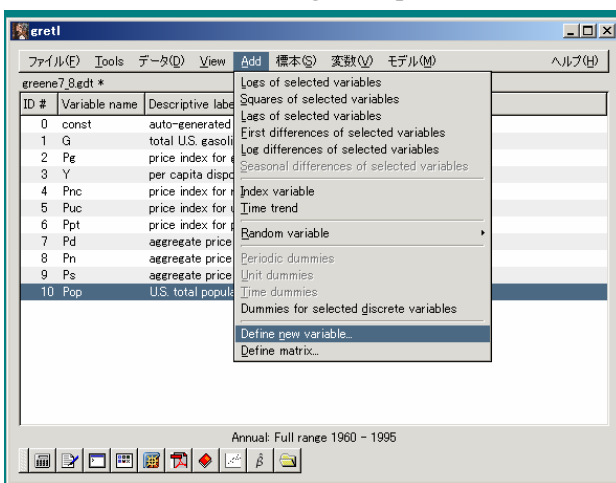


図 3

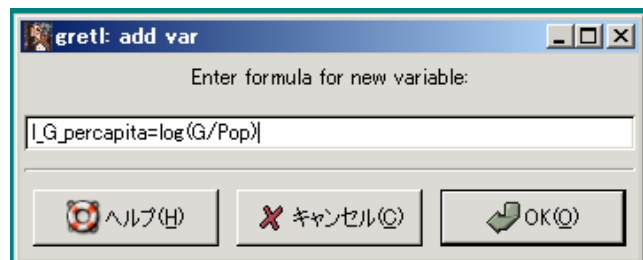


図 4

図5のようにPg,Y,Pnc,Puc,Ppt,Pd,Pn,Ps を選択し , メニューバーの「Add」 「logs of selected variables」とたどり , 左クリックする . これで , 説明変数の log 値を新たな変数として定義できる .

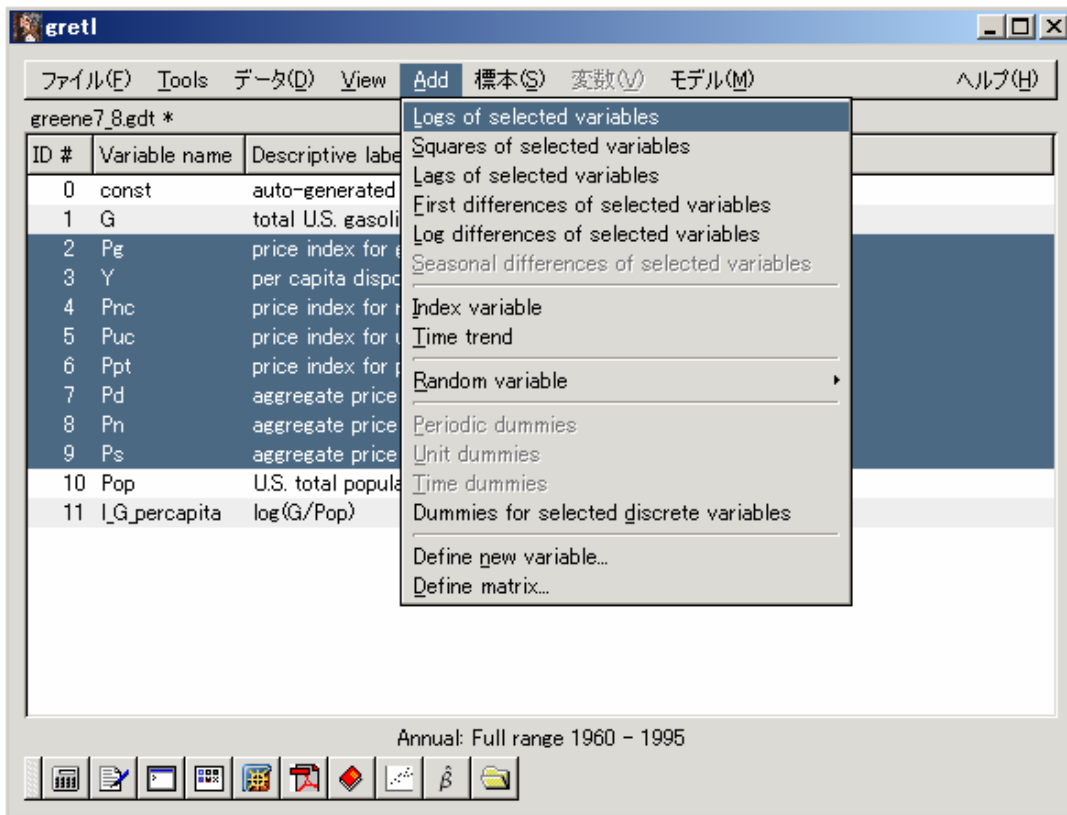


図 5

メニューバーから「モデル」 「Ordinary Least Squares」とたどり左クリックする . できたウィンドウの ,Dependent Variable に先ほど定義した「l_G_percapita」を指定し , 説明変数に ,「l_Pg」,「l_Y」,「l_Pnc」,「l_Puc」を指定する . もちろん ,説明変数には「const」はすでにデフォルトとして指定されている . 「Ok」 ボタンを左クリックすればよい . 推定結果をみてみよう .

Model 1: OLS estimates using the 36 observations 1960-1995

Dependent variable: l_G_percapita

VARIABLE	COEFFICIENT	STDERROR	T STAT	P-VALUE
const	-12.3418	0.674895	-18.287	<0.00001 ***
l_Pg	-0.0590951	0.0324850	-1.819	0.07856 *
l_Y	1.37340	0.0756277	18.160	<0.00001 ***
l_Pnc	-0.126797	0.126994	-0.998	0.32579
l_Puc	-0.118708	0.0813371	-1.459	0.15450

Mean of dependent variable = -0.00370861
 Standard deviation of dep. var. = 0.151691
 Sum of squared residuals = 0.0338369
 Standard error of residuals = 0.0330381
 Unadjusted R-squared = 0.957985
 Adjusted R-squared = 0.952564
 F-statistic (4, 31) = 176.708 (p-value < 0.00001)
 Durbin-Watson statistic = 0.604698
 First-order autocorrelation coeff. = 0.683083
 Log-likelihood = 74.3732
 Akaike information criterion (AIC) = -138.746
 Schwarz Bayesian criterion (BIC) = -130.829
 Hannan-Quinn criterion (HQC) = -135.983

Excluding the constant, p-value was highest for variable 14 (I_Pnc)

まず,

I_Pg	-0.0590951	0.0324850	-1.819	0.07856 *
------	------------	-----------	--------	-----------

をみてみよう, 係数値の-0.0590951 は, 価格弾力性を示している. ガソリンの価格弾力性は 0.06 と大変小さいといえる. その次の 0.03 は標準誤差といわれるもので, 係数推定値の標準偏差, すなわち, 推定値の信頼性を示している. 次の t 値は-1.82 で, p 値は 0.08 となる. 価格弾力性が 0 かどうかを判定すると, p 値が 0.05 を上回るので, 0 と変わらないということになる. 従って, 非弾力的でありかつほとんど変わらないものあることがわかる. この結果だけ見ると, ガソリンは必需品であって極めて非弾力的ということになる. ただし, この回帰式に無駄な変数が入っている影響かもしれないので, その点は「3. 変数選択」で考察する.

次に,

I_Y	1.37340	0.0756277	18.160	<0.00001 ***
-----	---------	-----------	--------	--------------

をみてみよう. 所得弾力性は 1.37 である. これは, 数値だけ見ると, 弾力的で, いわゆる奢侈品の範疇にはいることになる. ここで, 弾力的かどうかの判定をしてみよう. 係数値が 1 より大か, 係数値が 1 以下かをみる. この場合, 前回と同様, 95% 信頼区間をみる.

分析結果の入っている「model 1」の名前の付いているウィンドウを左クリックし, メニューバーの「Analysis」 「Confidence intervals for coefficients」をたどって左選択する.

その結果を分析する。

l_Y 1.37340 (1.21916, 1.52764)

をみると、この区間に1（中立的）な値は入っていない。よって、ガソリンの所得弾力性は1を超え、奢侈品の範疇に入ることになる。この信頼区間を使った判定のやり方は、正確には有意水準2.5%の片側検定による判定と呼ばれる（回帰式を変換して判定するやり方は補論で説明する。）

代替効果をみてみよう。いずれの係数も0と有意に異ならない。それは、p値をみればわかる。

l_Pnc	-0.126797	0.126994	-0.998	0.32579
l_Puc	-0.118708	0.0813371	-1.459	0.15450

あてはまりをみる。

メニューバーの「Graph」 「Fitted, actual plot」 「Against Time」を選択する。さらに、予測信頼区間も書いてみるとどの程度の精度でモデルが推定されているかがわかる。これは、「Analysis」 「Forecasts」を選択する。いくつかのウィンドウができるが、それに対してOKを選択していくと、図6のようなグラフが得られる。縦の線は95%信頼区間を示している。

偏相関係数の計算

多変数回帰版の相関係数で被説明変数とある説明変数の関係を、他の説明変数の影響を取り除く形で計算したものである。他の説明変数の影響を取り除くことを、コントロールするともいう。コントロールするために、他の説明変数を回帰に入れたという風にも考えられる。tをt値とし、rを偏相関係数とすると、 $t = \sqrt{n-K} \frac{r}{\sqrt{1-r^2}}$ となる。従って、

$r = \frac{t}{\sqrt{t^2 + n - K}}$ 。ただし、Kは説明変数の数で、この場合、5（定数も含めること）である。

計算は、ややこしい。モデル1のウィンドウのメニューバーから「save」 「Define new variable」を選ぶ。入力ボックスに

```
matrix tval=$coeff ./ $stderr
```

と入力し、「OK」ボタンを押す。\$coeffには係数の推定値、\$stderrには、係数の標準誤差が縦ベクトルの形で格納されている。次に、「save」 「Define new variables」を選んで、入力ボックスに。

```
matrix pc=tval ./ sqrt(tval .* tval + $df)
```

と入力。この\$dfは degree of freedom(自由度)の略で、 $n - K$ の値が格納されている。「OK」ボタンを押す。その後、gretlメインウィンドウの下の左から3番目のアイコンを左クリックする。出てきたウィンドウに

```
print pc
```

といれる。これによって、すべての係数の偏相関係数が計算できる。それぞれの変数の被説明変数に対する説明力の大きさの目安がわかる。これをみると、定数項を除くと、所得効果が強いことがわかる。

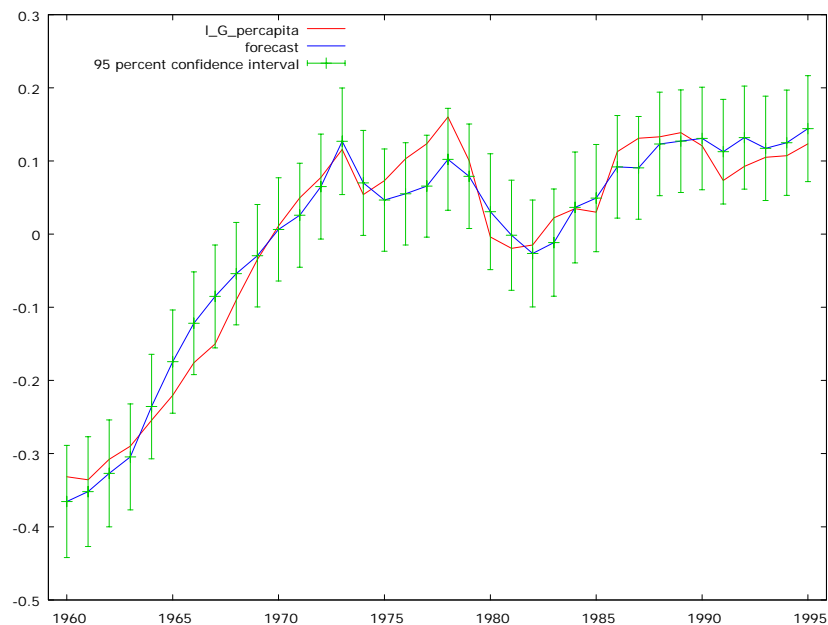


図 6

2. 複数の係数に関する検定

ここで、ガソリン需要に対して中古車価格の及ぼす効果と新車価格の及ぼす効果が同じかどうか見てみる。第4の係数と第5の係数が同じかどうかの検定を行うのである。この場合、モデル1のウィンドウにもどり、メニューバーの「Tests」 「Linear Restrictions」を選択する。

でてきたウィンドウに「b[4]-b[5]=0」と入力し、「OK」ボタンを押す。

(「b[4]=b[5]」と入力してはいけない)

以下の結果がでてくる。

Test statistic: $F(1, 31) = 0.00157669$, with p-value = 0.968581

Restricted estimates:

VARIABLE	COEFFICIENT	STDERROR	T STAT	P-VALUE
const	-12.3504	0.629442	-19.621	<0.00001 ***
l_Pg	-0.0592608	0.0317092	-1.869	0.07082 *
l_Y	1.37434	0.0707178	19.434	<0.00001 ***
l_Pnc	-0.121825	0.0209632	-5.811	<0.00001 ***
l_Puc	-0.121825	0.0209632	-5.811	<0.00001 ***

Standard error of residuals = 0.0325186

ここでみるべきは、p-value = 0.968581 である。これが、0.05 より小さければ、第4の係数と第5の係数が同じとはいえないが、そうでなければ同じと考えて良い。なお、下に表示された結果は、中古車価格の及ぼす効果と新車価格の及ぼす効果が同じとして推定した結果である。このように制約をかけると、これらの変数は有意になってくる。車の価格が上がると、車に乗らなくなるので、ガソリン需要が下がるという結果である。つまり、新車と中古車の間の燃費差はガソリン需要の決定に効果を及ぼしていないということの意味している。

3. 変数選択

ここでは、回帰モデルの選択を考える。このデータをみると、変数が8個ほどある。どの変数を説明変数に使えるのだろうか。以下の方法をためしてみよう。

3.1 自由度修正済み決定係数

Adjusted R-squared に着目してこれが最大になるモデルを選ぶ。実際には8変数もあるので、その組み合わせは2の8乗 = 256通りですべてを試すのは不可能だ。以下の方針でやってみよう。まず、全ての変数を回帰モデルに入れて、その中でもっともp値が高い変数を回帰式の説明変数から取り除いてみよう。ただし、t値の絶対値が1以下のものだけを説明変数からはずすことにする。もし、そのような説明変数がなければ、そのモデルを最適なモデルと考える。

まずすべての説明変数を入れて回帰を行う。

結果：

l_Pnc	0.109873	0.201414	0.546	0.58988
Adjusted R-squared = 0.985978				

最もp値の高かったl_Pncをはずして回帰を行う。このとき、の回帰モデルのウィンドウのメニューバーの「Tests」 「Omit Variables」を選択し、出てきたウィンドウで、はずしたい変数l_Pncを選ぶやり方がやりやすい。

l_Ppt	0.102487	0.0666124	1.539	0.13514
-------	----------	-----------	-------	---------

Adjusted R-squared = 0.986329

このモデルの方が良い。次は l_Ppt をはずす
その結果、修正済み決定係数がさがっている。従って、前のモデルがよかったことになる。
(実は、t 値の絶対値が 1 より小さい場合のみはずせば、修正済み決定係数がおおきくなる
ことがわかっている。だから、でもう修正済み決定係数を改善することはできない。)

l_Puc -0.138068 0.0636618 -2.169 0.03844 **

Adjusted R-squared = 0.985685

再度推定を行ってみよう。

Dependent variable: l_G_per capita

VARIABLE	COEFFICIENT	STDERROR	T STAT	P-VALUE
const	-9.20178	0.771432	-11.928	<0.00001 ***
l_Pg	-0.539009	0.0616856	-8.738	<0.00001 ***
l_Y	1.08157	0.0788435	13.718	<0.00001 ***
l_Puc	-0.122190	0.0630625	-1.938	0.06282 *
l_Ppt	0.102487	0.0666124	1.539	0.13514
l_Pd	1.09668	0.219888	4.987	0.00003 ***
l_Pn	1.17589	0.240061	4.898	0.00004 ***
l_Ps	-1.31432	0.207333	-6.339	<0.00001 ***

Mean of dependent variable = -0.00370861
Standard deviation of dep. var. = 0.151691
Sum of squared residuals = 0.0088077
Standard error of residuals = 0.0177359
Unadjusted R-squared = 0.989064
Adjusted R-squared = 0.986329
F-statistic (7, 28) = 361.75 (p-value < 0.00001)
Durbin-Watson statistic = 1.32397
First-order autocorrelation coeff. = 0.282215
Log-likelihood = 98.5999
Akaike information criterion (AIC) = -181.2
Schwarz Bayesian criterion (BIC) = -168.532
Hannan-Quinn criterion (HQC) = -176.778

結果を解釈してみよう。

・ガソリン価格 係数負 (理論: 負) 有意 弾性値 0.54

・可処分所得	係数正（理論：正）	有意	弾性値	1.08
・中古車価格	係数負（理論：負）		弾性値	-0.12
・公共交通料金	係数正（理論：正）		弾性値	0.10
・耐久消費財価格	係数正（理論；正<代替材>）	有意	弾性値	1.10
・非耐久消費財価格	係数正（理論：正）	有意	弾性値	1.18
・サービス価格	係数負（理論：負<補完財>）	有意	弾性値	-1.31

3.2 AIC (Akaike Information Criterion)

AICの最小のモデルを選択する方法。2通りの方法がある。一つは、1つ説明変数を加えていって、最もAICが小さくなるモデルを選ぶ。このとき、どの説明変数を加えてもAICが大きくなるなら、そのモデルがAIC最小のモデルと考える。この手順を繰り返すのである。

説明変数が1変数のモデルのうちAIC最小のものを選ぶ。L_Yを使ったモデルが最良である。

L_Yを使ったモデルのウィンドウのメニューバーから「Tests」「Add Variables」を指定して、追加する変数を選択するウィンドウをだす。のこりの変数のうち1つを加えたモデルの推定をそれぞれ行い。L_Yだけのモデルと、これらのモデルのAICの大小を比較する。この中の最小のモデルを選択する。もし、最小のモデルが変数を加えないモデルなら、そのモデルが最良と考える。そうではなく、新たな変数を加えたモデルのAICが最小なら、再度1つの変数をモデルに加えてAIC最小モデルを探索する。

この結果AICを最小にするモデルは、自由度修正済み決定係数で決めたモデルと一致する。

もう一つの方法は、全ての変数を入れたモデルから出発する方法で、1つずつ変数を減らしていって、どの変数を減らせばAICが最小になるかを探索する。変数を減らさない方がAICが小さければそのモデルを採用する。

前者の方法と後者の方法では異なる。両者の内で最小のAICを採用する。この結果は、自由度修正済み決定係数の最大化によって得られたモデルと一致する（p.8参照）。

3.3 BIC (Schwarz Bayesian Information Criterion)

BICの最小化でモデルを選択する。この場合も、変数を追加する方向と、変数を減らす方向の両方をやるべき。この場合は、AICとことなるモデルが選択される。その結果は以下の通りである。一般にBICは変数の数が少ないモデルを選択する。

Model 13: OLS estimates using the 36 observations 1960-1995

Dependent variable: I_G_percapita

VARIABLE	COEFFICIENT	STDERROR	T STAT	P-VALUE
const	-9.48676	0.766315	-12.380	<0.00001 ***

l_Pg	-0.501872	0.0580896	-8.640	<0.00001	***
l_Y	1.12201	0.0760662	14.750	<0.00001	***
l_Puc	-0.138068	0.0636618	-2.169	0.03844	**
l_Pd	1.11874	0.224532	4.983	0.00003	***
l_Pn	0.978631	0.207686	4.712	0.00006	***
l_Ps	-1.07458	0.139958	-7.678	<0.00001	***

Mean of dependent variable = -0.00370861

Standard deviation of dep. var. = 0.151691

Sum of squared residuals = 0.00955231

Standard error of residuals = 0.0181491

Unadjusted R-squared = 0.988139

Adjusted R-squared = 0.985685

F-statistic (6, 29) = 402.664 (p-value < 0.00001)

Durbin-Watson statistic = 1.18968

First-order autocorrelation coeff. = 0.362461

Log-likelihood = 97.1391

Akaike information criterion (AIC) = -180.278

Schwarz Bayesian criterion (BIC) = -169.193

Hannan-Quinn criterion (HQC) = -176.409

4. ダミー変数

ダミー変数とは人工的に作る変数で、特定の属性を持った観測値に1という値を割り当て、その特性を持たない観測値には0を割り当てる。今回は、オイルショック以前、以後という属性で割り当てられるダミー変数を考える。これは、オイルショック以後ガソリン需要の構造、すなわち、需要方程式が変化したと考えるのである。

ダミー変数の生成

gretl メインウィンドウに戻り、メニューバーの「Add」 「Define new variable」とたどり、左クリックして選択する。出てきた入力ボックスに post_shock=(obs>1973)と入力し、「OK」ボタンを左クリックする。この式は、obs に年が入っているので、それが 1973 より後のデータについて値が1になるような変数を作れと命令している。obs>1973 は、obs の値が 1973 より大ならば、1。そうでなければ0である。

ダミー変数を入れた回帰

OLS を l_Pg, l_Y, l_Puc, l_Pd, l_Pn, P_s と上記のダミー変数を入れて回帰を行う。そして、それぞれの修正済み決定係数、A I C, B I C を比較してみよう。どちらが妥当なモデルだろうか？

このモデルは、定数項が 74 年以降変化したモデルである。

係数値の構造変化も考える

3.2 のモデルのウィンドウにもどって、メニューバーの「Tests」 「Chow test」を選択する。出てきたウィンドウのボックスを1974とする。これで、1974以降に係数変化が起きたとして推定することができる。「OK」ボタンを押す。出力された結果が、係数変化を仮定した結果である。

Augmented regression for Chow test

OLS estimates using the 36 observations 1960-1995

Dependent variable: I_G_percapita

VARIABLE	COEFFICIENT	STDERROR	T STAT	P-VALUE
const	-4.77734	1.22717	-3.893	0.00078 ***
I_Y	0.626723	0.143960	4.353	0.00025 ***
I_Ps	-0.303928	0.650606	-0.467	0.64499
I_Pg	0.208597	0.430466	0.485	0.63276
I_Pn	-0.190629	0.771432	-0.247	0.80711
I_Pd	2.01590	0.628982	3.205	0.00408 ***
I_Puc	-0.382306	0.112444	-3.400	0.00257 ***
splitdum	-6.04464	2.02526	-2.985	0.00683 ***
sd_I_Y	0.604644	0.223911	2.700	0.01307 **
sd_I_Ps	-0.200774	0.721578	-0.278	0.78342
sd_I_Pg	-0.512623	0.437274	-1.172	0.25361
sd_I_Pn	0.311361	0.896570	0.347	0.73168
sd_I_Pd	-1.18992	0.650576	-1.829	0.08099 *
sd_I_Puc	0.298235	0.131199	2.273	0.03313 **

Mean of dependent variable = -0.00370861

Standard deviation of dep. var. = 0.151691

Sum of squared residuals = 0.00277179

Standard error of residuals = 0.0112246

Unadjusted R-squared = 0.996558

Adjusted R-squared = 0.994525

F-statistic (13, 22) = 490.013 (p-value < 0.00001)

Durbin-Watson statistic = 1.95816

First-order autocorrelation coeff. = 0.0182632

Log-likelihood = 119.41

Akaike information criterion (AIC) = -210.82

Schwarz Bayesian criterion (BIC) = -188.651

Hannan-Quinn criterion (HQC) = -203.083

Chow test for structural break at observation 1974:

$F(7, 22) = 7.688233$ with p-value 0.000099

AIC, BIC, 修正済み決定係数のいずれも, このような係数変化のあるモデルを支持している. 係数のみかただが, $sd_$ が頭に着いたものが, 1974年以後の係数変化の値である. 定数項は, $splitdum$ に係数変化の値がでている. これが正なら係数値は増加し, 負なら係数値は減少している. 例えば, オイルショック後のガソリン需要は平均的に減っていることが, $splitdum$ の係数が負であることに現れている. 所得効果を示す I_Y の係数は増加し(sd_I_Y の係数), 価格弾力性も高くなっている (sd_I_Pg の係数値が負の値で減少を示す).

Chow 検定

このような構造変化の仮定が妥当かどうかを判定するのが, Chow 検定である. その結果は, 前の出力の最後の

Chow test for structural break at observation 1974:

$F(7, 22) = 7.688233$ with p-value 0.000099

部分にでている. これは, 係数変化したかどうかを判定するもので, どれかの係数が一つでも係数変化していれば, その p 値が 0.05 より小さくなる. この例では, 小さくなっている.

構造変化の有無をみる (CUSUM-Test)

構造変化点がよくわからない場合もある. その場合, CUSUM-Test または, CUSUMSQ-Test を行う. 3.2 のモデルのウィンドウにもどって, メニューバーの「Tests」 「CUSUM test」を選択する. 図7のようなグラフがでる. 赤線が青線の外側に出れば構造変化の存在が示唆されていると考える.

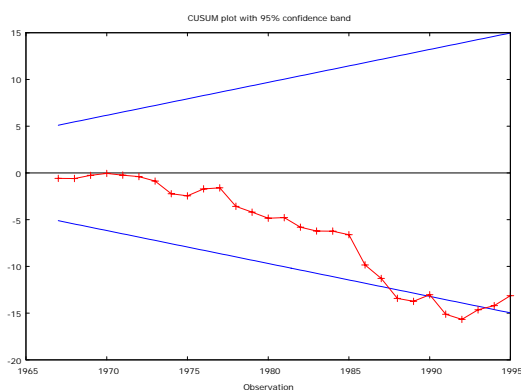


図 7

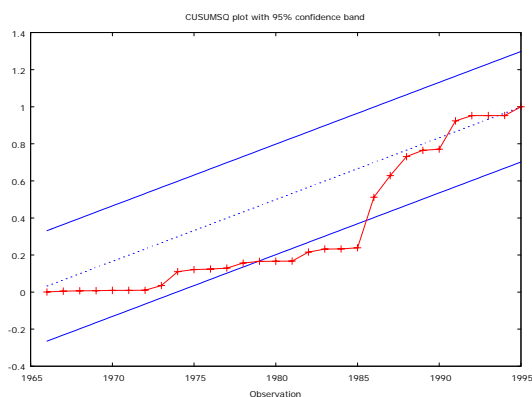


図 8

CUSUMSQ-TEST

同様のテストとして CUSUMSQ-Test がある. メニューバーの「Tests」 「CUSUMSQ test」を選択する. これも同様に, 赤線が青線の外側に出れば構造変化の存在が示唆され

ていると考える (図 8) .

構造変化点の検出 (Quandt LR-Test)

メニューバーの「 Tests 」 「 QLR test 」 を選択する . 出力は以下のようになっている .

Quandt likelihood ratio test for structural break at an unknown point,
with 15 percent trimming:

The maximum $F(6, 24) = 65.7895$ occurs at observation 1971

Significant at the 1 percent level (1% critical value = 4.12)

This statistic does not follow the standard F distribution:
critical values are from Stock and Watson (2003).

見方だが , 1971 年あたりに変化点があることを示唆している . その有意性は 1% レベル
なのでかなり高いといえる .

[補論] 係数の変換による検定

所得弾力性の値が 1 かどうか , gretl の出力の結果から一目瞭然に分かるように回帰式を変形する .

$$\log(\text{ガソリン消費量} / \text{人口}) = \beta_1 + \beta_2 \log(\text{可処分所得}) + \beta_3 \log(\text{ガソリン価格}) \\ + \beta_4 \log(\text{新車価格}) + \beta_5 \log(\text{中古車価格}) + \varepsilon$$

$\log(\text{可処分所得})$ の係数を $(\beta_2 - 1)$ とする . 式を元と同じにするために , $\log(\text{可処分所得})$ を加える .

$$\log(\text{ガソリン消費量} / \text{人口}) = \beta_1 + (\beta_2 - 1) \log(\text{可処分所得}) + \log(\text{可処分所得}) \\ + \beta_3 \log(\text{ガソリン価格}) + \beta_4 \log(\text{新車価格}) + \beta_5 \log(\text{中古車価格}) + \varepsilon$$

左辺に推定すべき係数がない項が存在しているが , これでは推定できないので , これを左辺に移項する .

$$\log(\text{ガソリン消費量} / \text{人口}) - \log(\text{可処分所得}) = \beta_1 + (\beta_2 - 1) \log(\text{可処分所得}) \\ + \beta_3 \log(\text{ガソリン価格}) + \beta_4 \log(\text{新車価格}) + \beta_5 \log(\text{中古車価格}) + \varepsilon$$

つまり , $\log(\text{可処分所得})$ の係数として (所得弾力性値 - 1) の値が推定されることになる . もし , 所得弾力性が 1 よりおおきければ , この値は正の値をとり , p 値はかなり小さくなるはずである . この回帰式を推定しよう . 被説明変数を $\log(\text{ガソリン消費量} / \text{人口}) - \log(\text{可処分所得})$ にするために新しい変数を定義する . gretl メインウィンドウにもどり , メニューバーの「 Add 」

「 Define new variable 」 を選択し , 入力ボックスに $y2 = \log(\text{ガソリン消費量} / \text{人口}) - \log(\text{可処分所得})$ と入力し , OK ボタンを左クリックする .

メニューバーから「モデル」 「 Ordinary Least Squares 」 とたどり左クリックする . できたウィンドウの , Dependent Variable に定義した「 y2 」を指定し , 説明変数に , 「 l_Pg 」 , 「 l_Y 」 , 「 l_Pnc 」 , 「 l_Puc 」 を指定する . もちろん , 説明変数には 「 const 」 はすでにデフォルトとして

指定されている。「Ok」ボタンを左クリックすればよい。
結果は以下のようになっている。

```

Dependent variable: y2

      VARIABLE      COEFFICIENT      STDERROR      T STAT      P-VALUE

const          -12.3418          0.674895      -18.287      <0.00001 ***
l_Pg            -0.0590951          0.0324850      -1.819      0.07856 *
l_Y              0.373399          0.0756277      4.937      0.00003 ***
l_Pnc           -0.126797          0.126994      -0.998      0.32579
l_Puc           -0.118708          0.0813371      -1.459      0.15450

Mean of dependent variable = -9.11464
Standard deviation of dep. var. = 0.0963664
Sum of squared residuals = 0.0338369
Standard error of residuals = 0.0330381
Unadjusted R-squared = 0.895895
Adjusted R-squared = 0.882462
F-statistic (4, 31) = 66.6941 (p-value < 0.00001)
Durbin-Watson statistic = 0.604698
First-order autocorrelation coeff. = 0.683083
Log-likelihood = 74.3732
Akaike information criterion (AIC) = -138.746
Schwarz Bayesian criterion (BIC) = -130.829
Hannan-Quinn criterion (HQC) = -135.983

Excluding the constant, p-value was highest for variable 14 (l_Pnc)

```

解釈する。l_Y の行を見よう。

```

l_Y              0.373399          0.0756277      4.937      0.00003 ***

```

推定値は、正であり、そのp値をみると、0.10以下なので、1より大きいことが分かる。

(問題)

sample file の Greene の green8_3 をダブルクリックしてあける。

$$\log q_t - \log A_t = \log A_0 + \gamma \log A_t + \alpha \log k_t + \varepsilon_t$$

を推定せよ。なお、各変数には時系列データであることを示すために、添え字の t をつけてある。

例えば、 q_{1945} は、1945年の労働時間あたりの産出である。

(1) $\gamma = 0$ を検定せよ。

- (2) $\alpha > 0$ を検定せよ .
- (3) 1946 年以降と 1945 以前で係数が変化したかどうかを CHOW 検定で判定せよ .
- (4) CUMSUM 検定では構造変化はあったと考えられるか判定せよ .
- (5) CUSUMSQ 検定では構造変化はあったと考えられるか判定せよ .
- (6) Quandt の LR 検定で変化点を検出せよ .
- (7) (6) で求めた変化点を用いて Chow 検定を行い , 実際に構造変化 (係数変化) が起こっているから検定せよ .