
REGOPT(CALC, PRINT, PVCALC, PVPRINT, STARS, SHORTLAB,
 BPLIST=変数のリスト, CHOWDATE=標本を分割する日付, DWPVALUE=タイプ,
 LMLAGS=LMAR 検定に対するラグの数, RESETORD= 値,
 QLAGS=Q 統計量の数, STAR1=*[.05] に対する値, STAR2=**[.01] に対する値,
 アウトプット名 あるいはキーワードのリスト ;

機能 :

REGOPT は OLSQ に対する回帰診断の計算とアウトプット, そしてその他のコマンドに対するいくつかのアウトプットをコントロールします. これは以前の SUPRES と NOSUPRES コマンドに代わるものです.

使用法 :

OLSQ は多数の回帰診断を行うことができます. REGOPT はこのアウトプットをユーザーが自分の好きなように出力できるようにしますので, 不必要な検定によって重要な検定が損なわれたり, 計算時間がかからないようにします. [PV]CALC と [PV]PRINT オプションはコントロールしたい診断コード (@名前) のリストと一緒に用います. AUTO, HET, REGOUT, ALL というキーワードも, (すべての名前をリストする代わりに) グループにした診断をコントロールするのに用いることができます. BPLIST や LMLAGS のような) その他のオプションは, はっきりとした既定値がない個々の診断をコントロールします. OPTIONS LIMCOL= と SIGNIF= も表示の仕方をコントロールします. OLSQ(HI) は別の診断方法が得られます. REGOPT コマンドはその後のすべての回帰で有効です. すなわち, 別の REGOPT コマンドで修正されるまで有効です.

オプション :

BPLIST = Breusch-Pagan の分散不均一性検定に対する変数リスト.

CALC/NOCALC はリストした診断 (アウトプット名のリスト) を計算し, @名前の下で保存すべきか, 計算すべきでないかを指定します.

CHOWDATE = Chow 検定で 2 番目の期間の始まる日付. 既定値は標本を正確に半分に分けます (観測値の数が奇数のときは, 2 番目の期間に残った観測値を加えます).

DWPVALUE = APPROX or BOUND or EXACT はダービン・ワトソン統計量に対する p 値を計算するのに用いる方法を指定します. デフォルトは, 現在の FREQ に依存します: FREQ N; では APPROX, PANEL を含む他の期種では BOUNDS です.

LMLAGS = 一般的な自己相関 (AR あるいは MA) の Breusch-Godfrey の LM 検定に対するラグ付き残差の最大数. 既定値はゼロです.

PRINT/NOPRINT は診断検定をプリントすべきかどうか指示します. PRINT は CALC を意味します.

PVCALC/NOPVCALC は p 値を計算し, %名前の下で保存するかどうか指示します. PVCALC は CALC を意味します. 特別な場合におけるこれらの p 値を計算するのに用いられる分布については, 方法を参照して下さい.

REGOPT

PVPRINT/NOPVPRIN は p 値をプリントすべきかどうか指示します。PVPRINT は PVCALC, PRINT, CALC を意味します。このオプションを用いると, SHORTLAB を用いない限り通常はプリンとされる回帰アウトプットが 2 列ではなく, 1 列になります。桁数が大きいような他のもの (OPTIONS NEIDTH=, SIGNIF=) も, 1 列のアウトプットになります。

QLAGS = Ljung-Box の Q 統計量 (残差自己相関の Portmanteau 検定) に対する自己相関の最大数で, 既定値はゼロです。

RESETORD Ramsey の RESET 検定の次数で, 既定値は 2 です。

SHORTLAB/NOSHORTL は全診断統計量をプリントするときに短いラベルを用いるか, 長いラベルを用いるかを指示します。

STAR1 = STARS オプションがオンのとき, 少なくとも 1 つの星 (*) をプリントする p 値の上限です。既定値は .05 で, 特定の診断に適用します。

STAR2 = STARS オプションがオンのとき, 2 つの星 (**) をプリントする p 値の上限です。既定値は .01 です。

STARS/NOSTARS は診断の有意性を表す星をプリントするかどうか指示します。STARS は回帰係数 (@T) に対する以外は PVCALC を意味します。

例 :

```
REGOPT(PVPRINT,STARS,LMLAGS=5,QLAGS=5,BPLIST=(C,X,X2)) ALL;
```

は VCOV 行列と残差プロットを含めてすべての診断アウトプットを出力します。

```
REGOPT;
```

は既定値のセッティングをリストアします。

```
REGOPT(NOCALC) AUTO;
```

は, すべての自己相関診断の計算をストップします (純粹のクロスセクション・データセットの場合に役立ちます)。

```
REGOPT(NOPRINT) RSQ FST;
```

は R^2 と F 統計量のプリントを省略します。これは以前の TSP コマンド SUPRESS RSQ FST; と同じです。

```
REGOPT(PVPRINT,STARS,STAR1=.10,STAR2=.05) T;  
REGOPT(PVPRINT,STARS,STAR1=.05,STAR2=.02) AUTO;
```

は t 統計量については一つの有意水準のセットを, 自己相関の診断についてはもう一つのセットを用います。

診断/OLSQ アウトプットの要約表 (@名前=値, %名前=p 値)

グループ	名前	内容
None	LHV	従属変数名
	SMPL	現在のサンプル
	NOB	観測値数
	COEF	回帰係数
	SES	標準誤差
	T	t 統計値
	VCOV	分散共分散行列
	VCOR	VCOV の相関行列
	NCOEF	係数の数
	NCID	識別された係数の数 (VCOV のランク)
REGOUT	YMEAN	従属変数の平均
	SDEV	従属変数の標準偏差
	SSR	残差平方和
	S2	推定した残差分散 ($SSR/(T-K)$)
	S	残差の標準誤差 ($\sqrt{S2}$)
	RSQ	R^2 (実績値と計算値の相関の2乗)
	ARSQ	修正した R^2 (RHS 変数の数で修正)
	DW	ダービン・ワトソン統計量
AUTO	DH	ダービンの h 統計 (1つのラグ付従属変数)
	DHALT	ダービンの h 変形 (いくつかのラグ付従属変数)
	LMARx	次数が x の自己相関の Breusch-Godfrey の LM 検定
	QSTATx	次数が x の自己相関の Ljung-Box の Q 統計
	WNLAR	非線形 AR1 制約付 $Y(-1), X(-1)$ のワルド検定
	ARCH	ARCH(1) 残差の検定
	RECRES	逐次残差 (CUSUM, CUSUMSQ 検定に有用)
	CUSUM	CUSUM のプロット
	CUSUMSQ	CUSUMSQ のプロット
	CSMAX	CUSUM 検定統計量
	CSQMAX	CUSUMSQ 検定統計量
	CHOW	係数の安定性の検定 (サンプル分割)
	LRHET	分割標本の分散不均一性の LR 検定
	WHITEHT	RHS 変数交差積のホワイトの HET 検定
	BPHET	任意の変数リストの Breusch-Godfrey の HET 検定
None	LMHET	平方した予測値に対する単純な LM 分散不均一性検定
	FST	ゼロ勾配係数の F 統計量
	RESETx	Ransey の次数が x の RESET 検定
	JB	Jarque-Bera (LM) の正規性検定
	SWILK	Shapiro-Wilk の正規性検定
	AIC	赤池の情報量基準
	SBIC	Schwarz のベイズ情報量基準
	LOGL	尤度関数の対数

方法/特定の診断についての注意

DW はパネルデータの場合を除いて、標本ギャップを無視します。DWPVALUE オプションは、その P を計算する3つの方法の一つを選択するのに用います。EXACT は行列

$$A - DX(X'X)^{-1}(DX)'$$

の $(T-K)$ 個の非ゼロ固有値を計算します。そして、DW とそれらの固有値から P 値を計算する Farebrother/Pan 法を用いています。APPROX 法は漸近分布に対する小標本修正で、5% d_L 表に非線形回帰で当てはめたものです。

$$\%DW\ U = \text{CNORM}((DW - 2 + .58325E-4 + (-.545221 + 1.50451 * (K-1)) * T ** (-.903443)) * \sqrt{T}) / 2)$$

これは通常保守的な検定です (すなわち, BOUNDS の大きな値のように, EXACT 法よりも大きな p 値になります). BOUNDS 法は, 所与の DW に対して可能な最小と最大の p 値を, K と T に対する可能な固有値のセットの最小と最大を用いて計算し, それぞれ %DWL と %DWU として保存します. この限界についての詳細は, Bhargava, et al(1982) を参照して下さい. DW はラグ付の従属変数のある OLSQ については偏りがあるので計算しません. DH と DHALT がそのかわり計算されます.

オプションである AUTO や HET の診断は, ウェイト, 操作変数のある回帰, あるいは完全フィットしている回帰に対しては計算していません. SMPL にギャップがあるときにも, (ラグの処理を単純化するために) 計算していません. AUTO でグループ化した後ろの方の診断の幾つかは自己相関に対しては厳密ではありませんが, 通常の時間順になっているデータセットの分散不均一性や構造安定性に対しての診断です.

DH は負の値の平方根をとるのを避けるために多くの場合計算されません. DHALT はすべての場合に用いることができます (これは TSP 4.1 での D1970 と同じで, LMAR1 と同じ回帰を含んでいます).

LMAR_x は LMLAGS が 1 より大きいとき検定統計量の系列をプリントします. サンプルサイズは各検定で下方に修正され, 報告された統計量は $p * F$ で漸近的にカイ 2 乗分布に従い, ここで p はラグの数を表します. QSTAT_x も検定統計量の系列をプリントします (QLAGS を用いる).

WNLAR は, (ラグ付き従属変数と独立変数を除いた) 定式化を誤った動学に対する AR(1) 残差の Wald 検定です. もとの方程式が $Y = A + B * X$ であるときに, $Y = A2 + B * X + \text{RHO} * Y(-1) + D * X(-1)$ を推定し, 制約 $D = -B * \text{RHO}$ を検定します. これは漸近的に自由度がラグ付きの X の非特異な係数の数に等しいカイ 2 乗分布に従います.

ADF はここでは計算しなくなりました. COINT コマンドを参照して下さい.

ARCH は, 平方残差をラグ付きの 2 乗残差に回帰したものです.

RECRES は逐次残差で, カルマンフィルター (より詳細には KALMAN コマンド参照) を使って計算されます. PLOTS オプションをオンにすることによって, CUSUM と CUSUMSQ 検定プロットを表示することができます. RECRES はまた自己相関に対するフォン・ノイマン検定にも使うことができます.

CHOW はパラメータ安定性に対する F 検定です. 既定値はサンプルを丁度半分に分けますが, CHOWDATE オプションを使って, 等分でない分割法を使うことも可能です. もしどちらの半分で自由度が足りなくなっても, 検定は有効ですが通常高い検出力はありません.

LRHET は Chow 検定と同様に同じようにサンプルを 2 つに分割したときの, 分散不均一性に対する尤度比検定です. Chow 検定は, 分散不均一性の下で F 分布に従うことを仮定していません. 究極的には Jayatissa の方法を用いた頑健な Chow 検定を自動化する予定です.

$$\text{LRHET} = T * \log(\text{SSR} / (T - K)) - T1 * \log(\text{SSR1} / (T1 - K)) - T2 * \log(\text{SSR2} / (T2 - K)).$$

WHITEHT は平方残差を RHS 変数のクロス積に回帰したものです. モデルが $Y = B0 + B1 * X1 + B2 * X2$, で残差を E とすると, (もし十分な自由度があれば) 回帰 $E * E = A0 + A1 * X1 + A2 * X2 + A3 * X1 * X1 + A4 * X1 * X2 + A5 * X2 * X2$ が計算されます. ここでは $T * R^2 \sim \chi^2(5)$ です.

BPHET は, ユーザーが前もって BPLIST オプションでの $E * E$ 回帰でもっと一般的な変数リストをしていることを除いて, 同じです. GT オプションがある ARCH コマンドはそのような一般的な分散不均一な回帰モデルを推定するのに用いることができます. R^2 がしばしば 1 になることから, $T * R^2$ が $p * F$ の代わりに用いられます.

LMHET は WHITEHET や BPHET と同じで, 平方残差を定数項と平方した推定値に回帰します.

RESETはRamseyのRESET検定で、残差を基のRHS変数とその推定値をベキ乗したものに回帰します。既定値の2は基本的には欠測した2次の項とRHS変数の相互関連をチェックするためのものです。もし二次の関数型がたまたまデータのはずれ値に当てはまるなら有意になります。

JBは残差の歪度と尖度の検出力のある結合LM検定で、漸近的に $\chi^2(2)$ 分布します。小標本での臨界値は、次のようになります。

#obs	20	30	40	50	75	100	125	150	200	250	300	400	500	800
5%	3.26	3.71	3.99	4.26	4.27	4.29	4.34	4.39	4.43	4.51	4.60	4.74	4.82	5.46
10%	2.13	2.49	2.70	2.90	3.09	3.14	3.31	3.43	3.48	3.54	3.68	3.76	3.91	4.61

SWILKは正規順序統計量に基づく正規性の検定で、小標本で良好な検出力をもちます。残差をソートすることから、大きな標本では計算が非常に遅くなります。検定値とP値はRoyston(1995)を用いてStatlibのプログラムによって計算しています。

AIC(赤池の情報量基準)やSBIC(シュバルツのベイズ情報量基準)を最小化して、分布ラグの長さを選ぶようにモデルの説明変数を選びます。SBICはGeweke(1981)で証明されているように最適性を持っています。一般に、これらは次のように定義されています。

$$@AIC = -@LOGL + @NCOEF \quad \text{そして} \quad @SBIC = -@LOGL + @NCOEF * LOG(@NOB)/2$$

OLSQは、これらをそれぞれ@NOBで割って正規化されたものを保存します。

LOGLはOLSQ(WTYPE=HET,WEIGHT=x)オプションが用いられているなら、対数ウェイトの和を含んでいます。対照的には、既定値であるWTYPE=REPEATになります。

p 値に用いられる分布

注意: すべての場合で、 k は定数項を含むモデルに含まれる識別された x の係数の数。

検定統計量	帰無仮説	対立仮説	分布	自由度
DW	自己相関はなし	(通常) 正の自己相関	二次形式の比	—
DH	自己相関はなし	—	正規	—
DHALT	自己相関はなし	—	正規	—
LMARx	自己相関はなし	次数 x の自己相関	χ^2	$p + k + 1$
QSTATx	自己相関はなし	次数 x の自己相関	χ^2	$p?$
WNLAR	AR(1) 攪乱項	その他のダイナミックス	χ^2	右辺の変数の数
ARCH	分散均一性	ARCH(1) 攪乱項	χ^2	1
CSMAX	安定パラメータ	パラメータ変化	Durbin(1971)	—
CSQMAX	安定パラメータ	パラメータ変化	Durbin(1969)	—
CHOW	安定パラメータ	2 期間でのパラメータの違い	F	通常 $(k, nob - 2k)$
LRHET	分散均一性	分離した標本間の2つの分散	χ^2	1
LMHET	分散均一性	@FIT**2 と関連した分散不均一性	χ^2	1
WHITEHT	分散均一性	X に関係する分散不均一性	χ^2	$((k + 1)k)/2 - 1$
BPHET	分散均一性	ARCH(1) 攪乱項	χ^2	BPLIST の変数の数-1
FST	Y=定数	特定化した回帰モデル	F	$(k, nob - k)$
JB	正規攪乱項	非正規	χ^2	2
SWILK	正規攪乱項	非正規	Shapiro-Wilk	—
RESETx	非除外べき項	X の高次の項が必要	χ^2	RESETORD
T	勾配係数=0	勾配係数はゼロでない	T(OLS,IV)	$nob - k$
			正規(その他)	

アウトプット:

次の3つの例は、どのくらいのアウトプットが得られるのかを示すものです。

次の3つの例のデータは、時間の2乗を時間に回帰する。

```
1 options crt; smpl 1,10; trend t; t2 = t*t;
```

例1：既定オプション

```
5  olsq t2 c t; ? default
Current sample: 1 to 10
```

Equation 1
=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: T2
Current sample: 1 to 10
Number of observations: 10

Mean of dep. var. = 38.5000	LM het. test = .391605 [.531]
Std. dev. of dep. var. = 34.1736	Durbin-Watson = .454545 [<.012]
Sum of squared residuals = 528.000	Jarque-Bera test = 1.01479 [.602]
Variance of residuals = 66.0000	Ramsey's RESET2 = .850706E+38 [.000]
Std. error of regression = 8.12404	F (zero slopes) = 151.250 [.000]
R-squared = .949765	Schwarz B.I.C. = 4.42703
Adjusted R-squared = .943485	Log likelihood = -34.0219

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	-22.0000	5.54977	-3.96412	[.004]
T	11.0000	.894427	12.2984	[.000]

例2：Short Label のアウトプット

```
6 regopt(shortlab);
7  olsq t2 c t;
```

Equation 2
=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: T2
Current sample: 1 to 10
Number of observations: 10

YMEAN 38.5000	S 8.12404	DW .454545 [<.012]	SBIC 4.42703
SDEV 34.1736	RSQ .949765	JB 1.01479 [.602]	LOGL -34.0219
SSR 528.000	ARSQ .943485	RESET2 .850706E+38 [.000]	
S2 66.0000	LMHET .391605 [.531]	FST 151.250 [.000]	

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	-22.0000	5.54977	-3.96412	[.004]
T	11.0000	.894427	12.2984	[.000]

例3：最大のアウトプット

```

8 regopt(pvprint,stars,bplist=(c,t),lmlags=2,qlags=2,noshort) all;
9 options signif=8; ? increases width of displayed numbers
10 ? maximal output except for DH and DHALT (require lagged dependent var.)
10 olsq t2 c t;

```

Equation 3
=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: T2
Current sample: 1 to 10
Number of observations: 10

```

Mean of dep. var. = 38.5000000
Std. dev. of dep. var. = 34.1735765
Sum of squared residuals = 528.000000
Variance of residuals = 66.0000000
Std. error of regression = 8.12403840
R-squared = .949764521
Adjusted R-squared = .943485086
LM het. test = .391604968 [.531]
Durbin-Watson = .454545455 * [<.012]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA1 = .850705917E+38 ** [.000]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA2 = .850705917E+38 ** [.000]
Ljung-Box Q-statistic1 = 3.33333333 [.068]
Ljung-Box Q-statistic2 = 3.38842975 [.184]
ARCH test = .258229904 [.611]
CuSum test = 1.26364964 ** [.003]
CuSumSq test = .465909091 [.051]
Chow test = 53.5714286 ** [.000]
LR het. test (w/ Chow) = 26.4920970 ** [.000]
White het. test = 3.38983051 [.184]
Breusch-Pagan het. test = .937912656 [.333]
Jarque-Bera test = 1.01478803 [.602]
Shapiro-Wilk test = .869383609 [.098]
Ramsey's RESET2 = .850705917E+38 ** [.000]
F (zero slopes) = 151.250000 ** [.000]
Akaike Information Crit. = 7.20438826
Schwarz B.I.C. = 4.42702821
Log likelihood = -34.0219413

```

	Estimated	Standard		
Variable	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
C	-22.0000000	5.54977477	-3.96412484	** [.004]
T	11.0000000	.894427191	12.2983739	** [.000]

Variance Covariance of estimated coefficients

	C	T
C	30.80000000	
T	-4.40000000	0.80000000

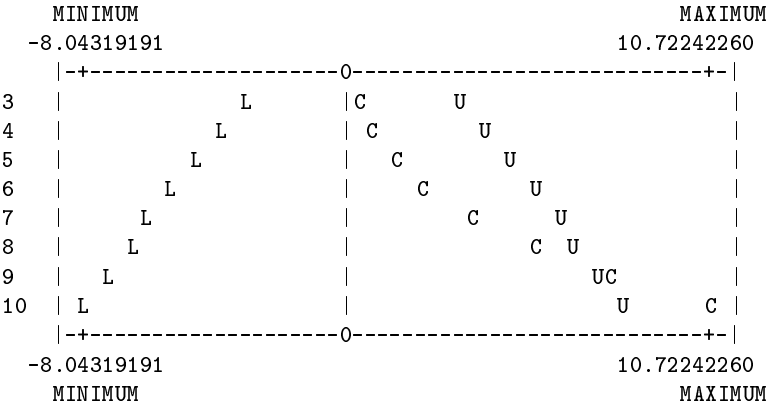
Correlation matrix of estimated coefficients

	C	T
C	1.0000000	
T	-0.88640526	1.0000000

ID	ACTUAL (*)	FITTED (+)	RESIDUAL (0)			
				0		
1	1.0000	-11.0000	+ *	12.0000	+	+ 0
2	4.0000	0.0000	++	4.0000	+	0+
3	9.0000	11.0000	+	-2.0000	+	0
4	16.0000	22.0000	++	-6.0000	0	
5	25.0000	33.0000	* +	-8.0000	0+	
6	36.0000	44.0000	* +	-8.0000	0+	
7	49.0000	55.0000	++	-6.0000	0	
8	64.0000	66.0000	+	-2.0000	+	0
9	81.0000	77.0000	++	4.0000	+	
10	100.0000	88.0000	+ *	12.0000	+	

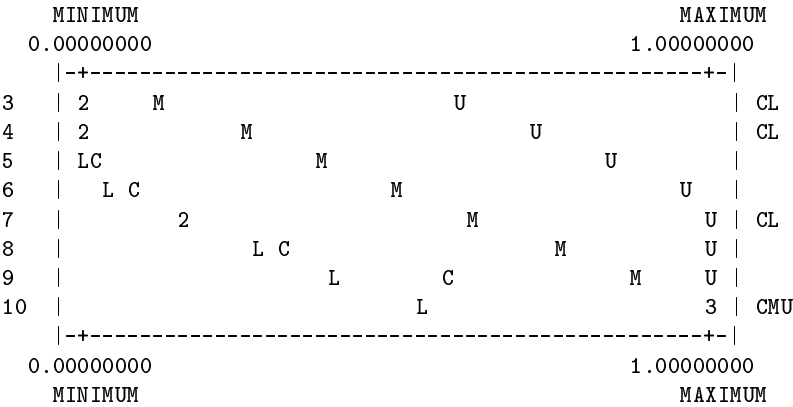
CUSUM PLOT

CUSUM PLOTTED WITH C
UPPER BOUND (5%) PLOTTED WITH U
LOWER BOUND (5%) PLOTTED WITH L



CUSUMSQ PLOT

CUSUMSQ PLOTTED WITH C
MEAN PLOTTED WITH M
UPPER BOUND (5%) PLOTTED WITH U
LOWER BOUND (5%) PLOTTED WITH L



```
11 show scalar; ? list of scalar results showing @names and %names
```

Class	Name	Description
-----	-----	-----
SCALAR	@NOB	constant 10.00000000
	@FREQ	constant 0.00000000
	@YMEAN	constant 38.50000000
	@SDEV	constant 34.17357654
	@SSR	constant 528.00000000
	@S2	constant 66.00000000
	@S	constant 8.12403840
	@RSQ	constant 0.94976452
	@ARSQ	constant 0.94348509
	@LMHET	constant 0.39160497
	%LMHET	constant 0.53145697
	@DW	constant 0.45454545
	%DW	constant 0.012096704
	@JB	constant 1.01478803
	%JB	constant 0.60206250
	@RESET2	constant 8.5070592D+37
	%RESET2	constant 0.00000000
	@FST	constant 151.25000000
	%FST	constant 0.00000177754
	@AIC	constant 7.20438826
	@SBIC	constant 4.42702821
	@LOGL	constant -34.02194129
	@NCOEF	constant 2.00000000
	@NCID	constant 2.00000000
	@LMAR1	constant 8.5070592D+37
	%LMAR1	constant 0.00000000
	@LMAR2	constant 8.5070592D+37
	%LMAR2	constant 0.00000000
	@QSTAT1	constant 3.33333333
	%QSTAT1	constant 0.067889155
	@QSTAT2	constant 3.38842975
	%QSTAT2	constant 0.18374343
	@ARCH	constant 0.25822990
	%ARCH	constant 0.61133885
	@CSMAX	constant 1.26364964
	%CSMAX	constant 0.0031685821
	@CSQMAX	constant 0.46590909
	%CSQMAX	constant 0.050848751
	@CHOW	constant 53.57142857
	%CHOW	constant 0.00014913251
	@LRHET	constant 26.49209701
	%LRHET	constant 0.00000026462
	@WHITEHT	constant 3.38983051
	%WHITEHT	constant 0.18361479
	@BPHEH	constant 0.93791266
	%BPHEH	constant 0.33281523
	@SWILK	constant 0.86938361
	%SWILK	constant 0.098324680

参考文献:

- Bhargava, A., L. Franzini, and W. Narendanathan, “Serial Correlation and the Fixed Effects Model”, **Review of Economic Studies**,” XLIX, 1982, pp.533-549.
- Brown, R.L., Durbin, J., and Evans, J.M., “Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time,” **Journal of the Royal Statistical Society - Series B**, 1975, pp. 149-192.
- Durbin, J., “Tests for Serial Correlation in Regression Analysis Based on the Periodgram of Least Squares Residuals,” **Biometrika**, 1969.
- Durbin, J., “Boundary-crossing probabilities for the Brownian motion and Poisson Processes and techniques for computing the power of the Kolmogorov-Smirnov Test,” **Journal of Applied Probability**, 8, 1971, pp.431-453.
- Durbin, J. and Watson, G.S., “Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression,” **Biometrika**, 1951, pp160-165.
- Farebrother, R.W., “Algorithm AS 153 (AS R52)”, **Applied Statistics**, 33, 1984, pp.363-366. Code posted on StatLib, with corrections.
- Harvey, Andrew, **The Econometric Analysis of Time Series**, 2nd ed., 1990, MIT Press.
- Geweke, John F. and Meese, Richard, “Estimating Regression Models of Finite but Unknown Order,” **International Economic Review**, 22, 1981, pp. 55-70.
- Jarque, Carlos M., and Bera, Anil K., “A Test for Normality of Observations and Regression Residuals,” **International Economic Review**, 55, 1987, pp.163-172.
- Jayatissa, W. A., “Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Linear Regressions when Disturbance Variance are Unequal,” **Econometrica**, 45, July, pp. 1291-1292.
- Maddala, G.S., **Introduction to Econometrics**, 1988, Macmillan, Chapters 5, 6, 12.
和合訳著「計量経済分析の方法」シーエーピー出版社, 1996年, 4, 5, 11章.
- Royston, Patrik, “Algorithm AS R94,” **Applied Statistics** 44, 1995.
- Shapiro, S.S. and M.B. Wilk, “An Analysis of variance test for Normality (Complete Samples)”, **Biometrika** 52, 1965, pp.591-611.
- StatLib, <http://lib.stat.cmu.edu/apstat/>