

Working Paper No. 03-02

戦後日本経済の期間分割に関する一考察

2003年12月

山口大学大学院東アジア研究科後期博士課程

井 上 晶 人

本論文は、井上晶人に著作権があります。無断転用、無断引用等をお断り致します。

Copyright(C) 2003 Akihito Inoue. All Rights Reserved.

戦後日本経済の期間分割に関する一考察

1 はじめに

本論文の目的は、オイルショックという構造変化を境に、それ以前を「前期」、それ以降を「後期」として分割することが適切であるか(≒不適切ではないか)否かについて計量的に明らかにすることである。

一般的に、オイルショックにより「高度成長」から「安定成長」になったといわれる。オイルショック前を「前期」とし、その特徴としては、池田内閣の所得倍増計画以降、世界に類を見ない経済成長を果たした。しかし、オイルショックを契機に、経済はそれまでの高度成長は止まり、「狂乱物価」の時期がしばらくつづいた。このような大きな変化の後、オイルショック以降の「後期」は安定成長、また 1980 年代後半に起きたバブルの崩壊による低成長、マイナス成長の時代となった。

このように、前期は概ね安定的な時代、後期は概ね不安定な時代といえるのかもしれない。そういう意味でも、「前期」と「後期」の間には構造変化があったものと思われる。

本論文ではこのように、構造変化があったものと仮定して、1973 年第 3 四半期以前を「前期」、1973 年第 4 四半期以降を「後期」として計量する。この分け方は、内閣府発表の景

気基準日付に基づいたものである。

考察にあたっては、推定期間を前期と後期を合わせた期間、つまり 1956 年第 2 四半期から 2000 年第 4 四半期までとし、計量モデルは 1 変量の ARIMA モデルと、経済政策を考慮した誤差修正モデルを用い、構造変化の F 検定(チョウ検定)を行う。これにより、1973 年第 3 四半期が構造変化の分岐点として適切であるか、つまりそれ以前を「前期」、それ以後を「後期」とすることが適切であるか否かが明らかとなる。

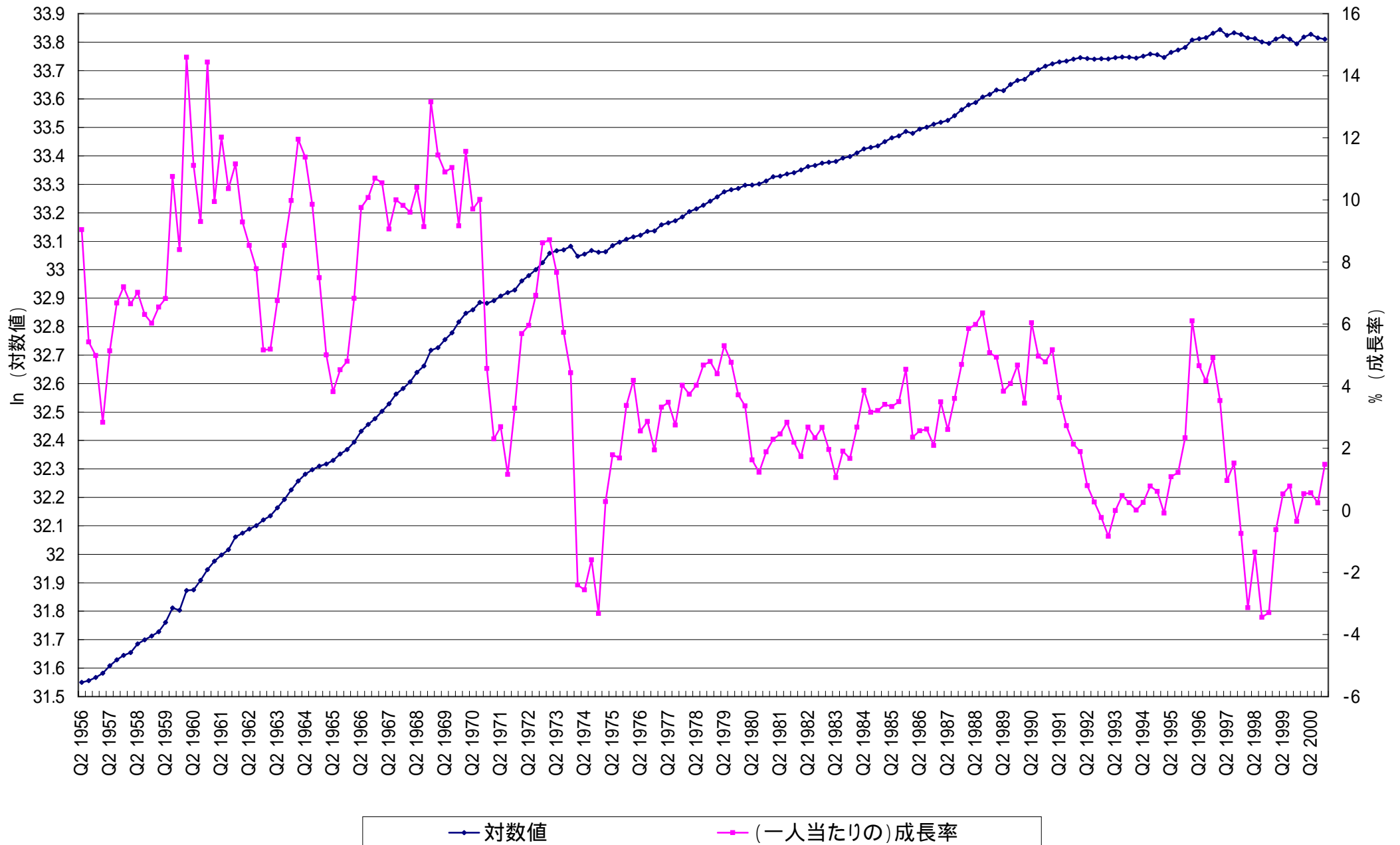
2 データと単位根検定について

変数は、表 1-1 の通り、実質 GDP(GDP)、消費者物価指数(CPI)、完全失業率(UER)、政府支出(GC)、政府投資(GI)、コールマネーレート(CALL)、マネーサプライ(M2CD)である。GDP に関しては、図 1 のように一人当たりの GDP 成長率は、期間内で上昇と下降を繰り返している。一方、対数値の GDP は、ほぼコンスタントな上昇が見られる。ここでは、1973 年第 3 四半期が構造変化の分岐点として適切であるか否かを判断することを目的としているが、グラフから判断した場合も対数値のものの方がそれ以降、ほぼその時期を境に勾配が緩やかになっていることが見られる。また、ここでは 1956 年第 2 四半期から 2000 年第 4 四半期までという長期の期間であり、この期間についての計量に用いるデータは、平滑的なものの方が相対的に望ましいであろう。以上の理由より、本稿では GDP は自然対数値を用いることとする。

表1-1 変数

変数	内容	単位	出典
GDP	実質GDP(90年実質ベース, 国民一人当たりGDP)	円, 自然対数変換	国民経済計算年報, 人口推計月報
CPI	消費者物価指数(90年価格, 対前期同期比増加分)	%	総務省「物価統計月報」
UER	完全失業率	%	総務省「労働力調査」
GC	実質政府最終消費支出(90年実質ベース)	円, 自然対数変換	経済企画庁「国民経済計算年報」
GI	実質公的総固定資本形成(90年実質ベース)	円, 自然対数変換	経済企画庁「国民経済計算年報」
CALL	コールマネーレート(有担保翌日物平均)	%	日本銀行「金融経済統計月報」
M2CD	マネーサプライ M2+CD(未残高, 前年同期比増加分)	%	日本銀行「金融経済統計月報」

図1 GDPの対数値と成長率



単位根検定の結果は表 1-2 の通りである。ここでは、ADF 検定と Philips-Perron 検定、そして KPSS 検定の 3 種類の検定を行う。その進め方は、表 1-3 の通りである¹。

帰無仮説は、ADF 検定と Philips-Perron 検定は「単位根を持つ」、KPSS 検定は「定常である＝単位根を持たない」である。このように、帰無仮説が逆のものを同時に行うことにより、より結果の精度を高めることができる。そして、P 値 10%有意で帰無仮説を棄却することとする。

計量の結果、M2CD を除き、全て一階の階差で定常になるという結果が得られた。

3 ARIMA モデルを用いた計量分析

まずは、計量モデルとして ARIMA モデルを用いる。GDP、CPI(消費者物価指数)、UER(完全失業率)について、1973 年第 3 四半期の時点で構造変化が起きているか否かを明らかにする。

はじめに、ARIMA の同定を行う。AR 項および MA 項の次数に関してはそれぞれ 0 期から最大 12 期、計 168 通りの組み合わせで AIC が最小になるものを用いた²。同定の結果、次数は表 1-4 の通りである。これより、GDP は ARIMA(11, 1, 9)、CPI は ARIMA(9, 1, 9)、UER は ARIMA(3, 1, 6)ということになる³。そして、それぞれ計量前に White の分散不均一検定を行った。今、P 値 10%有意水準で分散均一の帰無仮説を棄却するものとするならば、F 値の P 値が 10%以下の数値である時、「分散は均一である」という帰無仮説を棄却する、すなわち「分散は不均一である可能性がある」ものとする。

結果は、表 1-5 から表 1-7 の通りである。GDP と CPI(消費者物価指数)では交差項ありで F 値の P 値が 1%以下、UER では交差項なしと交差項ありの双方で、F 値の P 値が 1%以下であり、分散均一の帰無仮説を棄却する。したがって、GDP、CPI、UER のいずれも「分散は均一である」という帰無仮説を棄却するものとする。

この結果を考慮して計量した計量結果が、それぞれ表 1-8 から表 1-10 の通りである。「分散は均一である」という帰無仮説を棄却した、GDP、CPI、UER それぞれの t 値の計算には White(1980)の標準偏差を用いて不均一分散を調整済みである。

表1-2 単位根検定

トレンド項無		レベル (I(0))									1階の階差 (I(1))								
変数	結果	ADF 検定			Philips-Perron 検定			KPSS 検定			ADF 検定			Philips-Perron 検定			KPSS 検定		
		t値	ラグ	有意	t値	ラグ	有意	LM統計量	ラグ	有意	t値	ラグ	有意	t値	ラグ	有意	LM統計量	ラグ	有意
GDP	I(1)	-3.608	(12)	***															
CPI										-4.913	(11)	***	-10.551	(10)	***	0.068	(4)		
UER																			
GC	I(1)	-3.653	(1)	***	-3.887	(8)	***												
GI					-3.778	(8)	***												
CALL																0.069	(5)		
M2CD																			
トレンド項有		レベル (I(0))									1階の階差 (I(1))								
GDP	I(1)	-1.668	(12)		-0.417	(7)		0.407	(10)	***				-13.786	(7)	***	0.077	(7)	
CPI		-2.661	(12)		-3.009	(2)		0.225	(10)	***	-5.058	(11)	***	-10.545	(10)	***	0.025	(4)	
UER	I(1)	-0.820	(7)		-1.668	(10)		0.213	(10)	**	-5.822	(6)	***	-18.549	(9)	***	0.078	(10)	
GC	I(1)	0.311	(1)		0.684	(10)		0.420	(10)	***							0.105	(10)	
GI	I(1)	-1.351	(0)		-1.327	(8)		0.375	(10)	***							0.085	(8)	
CALL		-4.313	(1)	***	-3.851	(5)	**	0.200	(9)	**							0.020	(5)	
M2CD	I(0)	-3.714	(10)	**	-3.412	(6)	*	0.081	(9)										

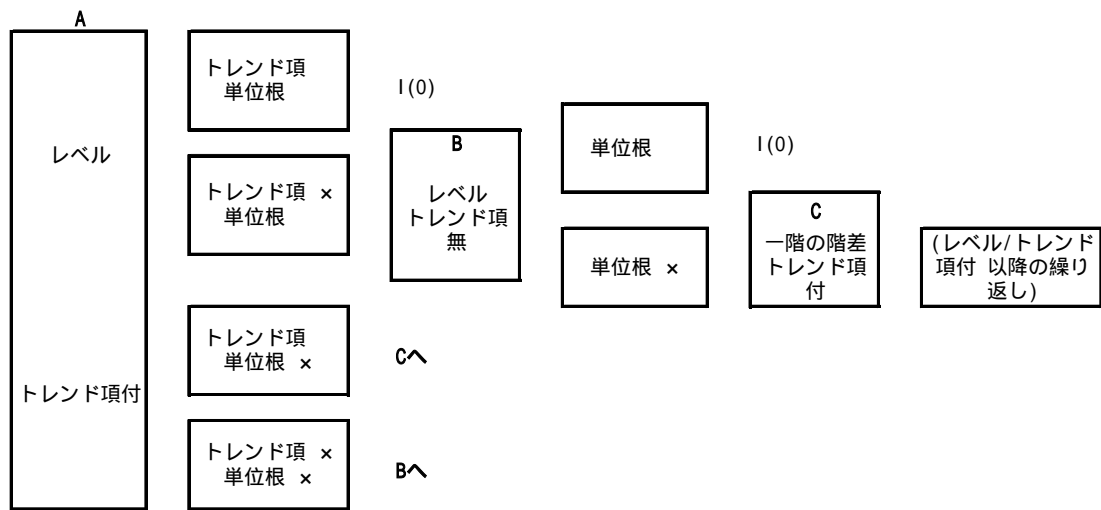
表中の数字はADF, PP test は t 値を, KPSS testはLM統計量を示している.

表中の()の数字はラグの次数を表し, ADF testはAICを最小にするラグで, PP testとKPSS testはNewey-Westの次数で決定.

*** P値1%有意 ** P値5%有意 * P値10%有意.

各統計量の臨界値は, ADF testとPP test はMacKinnon(1994)を, KPSS testはKwiatkoski et al.(1992)を用いた.

表1-3 単位根検定の進め方



は、P値10%有意を満たすもの(KPSS検定は満たさないもの)。

トレンド項の係数の検定統計量は、標準正規分布にしたがう。単位根検定の検定統計量は各モデルごとに異なる漸近分布にしたがう。各統計量の臨界値は、ADF testとPP test はMacKinnon(1994)を、KPSS testは Kwiatkoski et al.(1992)を用いた。

表1-4 最適ラグの同定

	AR	MA
GDP	11	9
CPI	9	9
UER	3	6

表1-5 Whiteの分散不均一検定(GDP)

交差項なし

F-statistic	0.646	Probability	0.884
Obs*R-squared	15.006	Probability	0.862

交差項あり

F-statistic	1.841	Probability	0.003
Log likelihood ratio	102.586	Probability	0.027

表1-6 Whiteの分散不均一検定(CPI)

交差項なし

F-statistic	1.265	Probability	0.219
Obs*R-squared	22.272	Probability	0.220

交差項あり

F-statistic	3.425	Probability	1.712E-08
Log likelihood ratio	104.550	Probability	4.500E-05

表1-7 Whiteの分散不均一検定(UER)

交差項なし

F-statistic	4.021	Probability	8.630E-04
Obs*R-squared	21.976	Probability	1.223E-03

交差項あり

F-statistic	3.751	Probability	2.570E-04
Log likelihood ratio	29.724	Probability	4.890E-04

表1-8 計量結果(GDP)

被説明変数 : D(GDP)

期間 : 1959:2 2000 : 4

標本数 : 167

変数	係数	t値	P値
定数項	-2.630E-04	-0.696	0.487
D(GDP(-1))	0.439	1.412	0.160
D(GDP(-2))	0.079	0.254	0.800
D(GDP(-3))	-0.042	-0.212	0.833
D(GDP(-4))	0.576	3.962	0.000
D(GDP(-5))	-0.342	-1.852	0.066
D(GDP(-6))	0.009	0.043	0.966
D(GDP(-7))	0.072	0.444	0.658
D(GDP(-8))	-0.252	-2.031	0.044
D(GDP(-9))	0.479	3.137	0.002
D(GDP(-10))	0.102	0.739	0.461
D(GDP(-11))	-0.145	-1.102	0.272
MA(1)	-0.367	-1.257	0.211
MA(2)	0.047	0.158	0.875
MA(3)	0.288	1.556	0.122
MA(4)	-0.724	-4.535	0.000
MA(5)	0.423	1.784	0.076
MA(6)	-0.225	-1.032	0.304
MA(7)	-0.187	-1.245	0.215
MA(8)	0.095	0.569	0.571
MA(9)	-0.336	-1.573	0.118

表1-9 計量結果(CPI)

被説明変数 : D(CPI)

期間 : 1958:4 2000 : 4

標本数 : 169

変数	係数	t値	P値
定数項	-0.025	-0.381	0.704
D(CPI(-1))	0.269	0.401	0.689
D(CPI(-2))	-0.392	-0.868	0.387
D(CPI(-3))	0.377	0.951	0.343
D(CPI(-4))	-0.681	-1.839	0.068
D(CPI(-5))	0.183	0.356	0.723
D(CPI(-6))	0.176	0.585	0.559
D(CPI(-7))	0.200	1.366	0.174
D(CPI(-8))	-0.238	-2.113	0.036
D(CPI(-9))	-0.090	-0.389	0.698
MA(1)	-0.012	-0.019	0.985
MA(2)	0.824	3.226	0.002
MA(3)	0.255	0.405	0.686
MA(4)	-0.074	-0.303	0.762
MA(5)	0.342	2.019	0.045
MA(6)	-0.578	-1.597	0.112
MA(7)	-0.069	-0.150	0.881
MA(8)	-0.660	-3.383	0.001
MA(9)	-0.152	-0.337	0.736

表1-10 計量結果(UER)

被説明変数：D(UER)

期間：1957:2 2000:4

標本数：175

変数	係数	t値	P値
定数項	0.018	0.942	0.348
D(UER(-1))	-0.465	-1.486	0.139
D(UER(-2))	0.404	1.012	0.313
D(UER(-3))	-0.078	-0.354	0.724
MA(1)	0.236	0.800	0.425
MA(2)	-0.448	-1.373	0.172
MA(3)	0.273	1.751	0.082
MA(4)	0.457	4.310	0.000
MA(5)	-0.019	-0.099	0.921
MA(6)	-0.260	-1.865	0.064

これらの結果より、構造変化のF検定である、 Chow検定を行う。今、P値10%有意水準で「係数は共通(係数は安定)」という帰無仮説を棄却するものとするならば、その結果、F値のP値が10%以下の数値である時、「係数は共通(係数は安定)」という帰無仮説を棄却する、すなわち「1973年第3四半期を境に分けることは不適切ではない」ものとする。

結果は表1-11の通りである。これによると、GDP、CPI(消費者物価指数)、UER(完全失業率)のF値のP値がともに1%以下の数値であることから、「係数は共通(係数は安定)」という帰無仮説を強く棄却していることが明らかとなった。したがって、1973年第3四半期よりも前を「前期」、それよりも後を「後期」としたことは不適切であるとはいえない。

表1-11 チョウ検定

(GDP)

Chow Breakpoint Test: 1973:3

F-statistic	3.338	Probability	1.440E-05
Log likelihood ratio	74.340	Probability	6.967E-08

(CPI)

Chow Breakpoint Test: 1973:3

F-statistic	4.061	Probability	1.000E-06
Log likelihood ratio	78.266	Probability	3.694E-09

(UER)

Chow Breakpoint Test: 1973:3

F-statistic	7.336	Probability	1.839E-09
Log likelihood ratio	67.815	Probability	1.169E-10

4 誤差修正モデルを用いた計量分析

次に、計量モデルとして誤差修正モデルを用いる。ARIMAモデルで用いたGDP、CPI(消費者物価指数)、UER(完全失業率)をそれぞれ被説明変数とし、説明変数には経済政策変数、GC(政府消費)、GI(政府投資)、CALL(コールレート)を用いた。これにより、経済政策変数のGDP、CPI、UERそれぞれへの影響を考慮した計量ができる。

モデルは、次の通りである。

$$D(GDP)_t = a_0 + \sum_{i=1}^{\alpha} a_{0i} D(GDP)_{t-i} + \sum_{i=0}^{\alpha} a_{1i} D(GC)_{t-i} + \sum_{i=0}^{\alpha} a_{2i} D(GI)_{t-i} + \sum_{i=0}^{\alpha} a_{3i} D(CALL)_{t-i} + a_{41} EC_{t-1} \quad (1-1)$$

$$D(CPI)_t = b_0 + \sum_{i=1}^{\beta} b_{0i} D(CPI)_{t-i} + \sum_{i=0}^{\beta} b_{1i} D(GC)_{t-i} + \sum_{i=0}^{\beta} b_{2i} D(GI)_{t-i} + \sum_{i=0}^{\beta} b_{3i} D(CALL)_{t-i} + b_{41} EC_{t-1} \quad (1-2)$$

$$D(UER)_t = c_{01} + \sum_{i=1}^{\lambda} c_{0i} D(UER)_{t-i} + \sum_{i=0}^{\lambda} c_{1i} D(GC)_{t-i} + \sum_{i=0}^{\lambda} c_{2i} D(GI)_{t-i} + \sum_{i=0}^{\lambda} c_{3i} D(CALL)_{t-i} + c_{41} EC_{t-1} \quad (1-3)$$

$\alpha / \beta / \gamma$: 最適ラグ

EC : 誤差修正項

単位根検定の結果、I(0)であった M2CD については、モデルには挿入されていない⁴。そして、EC は誤差修正項である。共和分検定の結果、共和分関係があると判断された場合は誤差修正項を設け、共和分関係がないと判断された場合はそれを設けない、つまり、EC=0 として計算する。

まずは共和分検定を行う。ここでは、共和分検定として EG 検定とヨハンセン検定の 2 種類を行うこととする。1-1 式で用いられている変数(GDP・GC・CI・CALL)、1-2 式で用いられている変数(CPI・GC・CI・CALL)、1-3 式で用いられている変数(UER・GC・CI・CALL)を用い EG 検定とヨハンセン検定を行う。結果はそれぞれ表 1-12, 表 1-13 の通りである。EG 検定では、P 値よりいずれの場合もコインテグレーションされているとはいえない。また、ヨハンセン検定は、コインテグレートする方法がただ一つであるか否かを確認する検定であり、 $H_0:r=0$ は「コインテグレーションの数が 0 に等しい」という仮説、 $H_0:r<=1$ は「コインテグレーションの数が 1 以下である」という仮説である。結果、いずれの場合も、P 値 10% 有意水準で仮説を棄却しない。したがって、共和分関係があるとはいえない。以上より、1-1 式、1-2 式、1-3 式全てにおいて誤差修正項は 0(EC=0)として計量するものとする。

表1-12 EG検定

GDP		
TestStat	P-value	Num. lags
-2.641	0.875	2

CPI		
TestStat	P-value	Num. lags
-3.536	0.466	6

UER		
TestStat	P-value	Num. lags
-1.680	0.992	9

表1-13
ヨハンセン検定

	GDP	CPI	UER
Num lags	Opt:0	Opt:0	Opt:0
H0: r=0	49.151	44.713	38.483
P-valAsy	0.865	0.931	0.974
H0: r<=1	17.313	19.173	17.403
P-valAsy	0.986	0.980	0.986
H0: r<=2	5.765	8.316	5.192
P-valAsy	0.986	0.974	0.988
H0: r<=3	0.030	1.916	0.264
P-valAsy	0.969	0.941	0.967
H0: r<=4	0.000	0.000	0.000
P-valAsy	0.631	0.631	0.631

1-4 式, 1-5 式, 1-6 式は, 1-1 式, 1-2 式, 1-3 式より誤差修正項を除き, かつ最適ラグを算出したものである。最適ラグは, 最大 12 期までとし, AIC が最小になるものを選択した。

$$D(GDP)_i = a_0 + \sum_{i=1}^3 a_{0i} D(GDP)_{t-i} + \sum_{i=0}^3 a_{1i} D(GC)_{t-i} + \sum_{i=0}^3 a_{2i} D(GI)_{t-i} + \sum_{i=0}^3 a_{3i} D(CALL)_{t-i} \quad (1-4)$$

$$D(CPI)_i = b_0 + \sum_{i=1}^8 b_{0i} D(CPI)_{t-i} + \sum_{i=0}^8 b_{1i} D(GC)_{t-i} + \sum_{i=0}^8 b_{2i} D(GI)_{t-i} + \sum_{i=0}^8 b_{3i} D(CALL)_{t-i} \quad (1-5)$$

$$D(UER)_i = c_0 + \sum_{i=1}^8 c_{0i} D(UER)_{t-i} + \sum_{i=0}^8 c_{1i} D(GC)_{t-i} + \sum_{i=0}^8 c_{2i} D(GI)_{t-i} + \sum_{i=0}^8 c_{3i} D(CALL)_{t-i} \quad (1-6)$$

それぞれ計量前に White の分散不均一検定を行った。今、P 値 10% 有意水準で分散均一の帰無仮説を棄却するものとするならば、F 値の P 値が 10% 以下の数値である時、「分散は均一である」という帰無仮説を棄却する、すなわち「分散は不均一である可能性がある」ものとする。

結果は、表 1-14 から表 1-16 の通りである。GDP の交差項ありと CPI (消費者物価指数) の交差項なしで F 値の P 値が 1% 以下、GDP の交差項なしで F 値の P 値が 5% 以下であり、分散均一の帰無仮説を棄却する可能性が大きい⁵。一方、UER (完全失業率) については、F 値の P 値が 10% 以上の数値のため、分散均一の帰無仮説を棄却する可能性が小さい。

これを考慮して計量した計量結果が、それぞれ表 1-17 から表 1-19 の通りである。GDP と CPI については、t 値の計算には White (1980) の標準偏差を用いて不均一分散を調整済みである。

表1-14 Whiteの分散不均一検定(GDP)

交差項なし

F-statistic	1.725	Probability	0.018
Obs*R-squared	46.265	Probability	0.029

交差項あり

F-statistic	2.280	Probability	0.002
Log likelihood ratio	155.319	Probability	0.111

表1-15 Whiteの分散不均一検定(CPI)

交差項なし

F-statistic	2.759	Probability	1.823E-06
Obs*R-squared	112.388	Probability	9.853E-04

交差項あり

insufficient			
--------------	--	--	--

表1-16 Whiteの分散不均一検定(UER)

交差項なし

F-statistic	1.051	Probability	0.406
Obs*R-squared	72.478	Probability	0.396

交差項あり

insufficient			
--------------	--	--	--

表1-17 計量結果(GDP)

被説明変数 : D(GDP)

期間 : 1957:2 2000:4

標本数 : 175

変数	係数	t値	P値
定数項	7.31E-04	0.398	0.692
D(GDP(-1))	-0.024	-0.200	0.842
D(GDP(-2))	0.356	4.193	0.000
D(GDP(-3))	0.292	2.982	0.003
D(GC)	0.101	1.230	0.220
D(GC(-1))	0.185	2.810	0.006
D(GC(-2))	0.048	0.712	0.478
D(GC(-3))	-0.035	-0.563	0.574
D(GI)	0.112	5.633	0.000
D(GI(-1))	0.015	0.596	0.552
D(GI(-2))	-0.028	-1.067	0.288
D(GI(-3))	-0.015	-0.544	0.587
D(CALL)	0.002	1.460	0.146
D(CALL(-1))	-0.001	-0.630	0.530
D(CALL(-2))	-0.001	-1.032	0.304
D(CALL(-3))	-0.001	-0.531	0.596

表1-18 計量結果(CPI)

被説明変数 : D(UER)

期間 : 1957:2 2000:4

標本数 : 175

変数	係数	t値	P値
定数項	-0.045	-0.254	0.800
D(CPI(-1))	0.219	2.163	0.032
D(CPI(-2))	0.070	0.980	0.329
D(CPI(-3))	0.287	3.333	0.001
D(CPI(-4))	-0.778	-8.373	6.606E-14
D(CPI(-5))	0.162	1.763	0.080
D(CPI(-6))	0.017	0.254	0.800
D(CPI(-7))	0.153	2.051	0.042
D(CPI(-8))	-0.401	-4.536	1.262E-05
D(GC)	-17.767	-1.648	0.102
D(GC(-1))	-1.175	-0.145	0.885
D(GC(-2))	5.527	0.696	0.488
D(GC(-3))	8.555	0.964	0.337
D(GC(-4))	1.705	0.278	0.782
D(GC(-5))	-5.180	-0.811	0.419
D(GC(-6))	-2.919	-0.450	0.653
D(GC(-7))	-0.025	-0.004	0.997
D(GC(-8))	1.839	0.261	0.795
D(GI)	-5.106	-1.935	0.055
D(GI(-1))	2.666	1.306	0.194
D(GI(-2))	2.241	1.094	0.276
D(GI(-3))	-4.704	-2.020	0.045
D(GI(-4))	4.496	1.887	0.061
D(GI(-5))	4.598	2.554	0.012
D(GI(-6))	4.627	2.145	0.034
D(GI(-7))	-1.224	-0.589	0.557
D(GI(-8))	2.278	1.091	0.277
D(CALL)	0.361	2.255	0.026
D(CALL(-1))	0.098	0.654	0.514
D(CALL(-2))	0.153	1.205	0.230
D(CALL(-3))	0.061	0.470	0.639
D(CALL(-4))	0.059	0.533	0.595
D(CALL(-5))	0.057	0.491	0.624
D(CALL(-6))	0.044	0.406	0.685
D(CALL(-7))	0.263	1.728	0.086
D(CALL(-8))	-0.117	-0.947	0.346

表1-19 計量結果(UER)

被説明変数：D(UER)

期間：1957:2 2000:4

標本数：175

変数	係数	t値	P値
定数項	0.058	2.192	0.030
D(UER(-1))	-0.212	-2.442	0.016
D(UER(-2))	0.032	0.372	0.711
D(UER(-3))	-0.013	-0.149	0.882
D(UER(-4))	0.474	5.663	0.000
D(UER(-5))	0.047	0.546	0.586
D(UER(-6))	-0.190	-2.131	0.035
D(UER(-7))	-0.168	-1.872	0.063
D(UER(-8))	0.024	0.283	0.778
D(GC)	-0.596	-0.601	0.549
D(GC(-1))	0.672	0.671	0.504
D(GC(-2))	0.927	0.934	0.352
D(GC(-3))	-2.478	-2.534	0.012
D(GC(-4))	0.771	0.777	0.439
D(GC(-5))	0.507	0.539	0.591
D(GC(-6))	-1.393	-1.480	0.141
D(GC(-7))	-2.545	-2.633	0.010
D(GC(-8))	1.984	2.045	0.043
D(GI)	-0.078	-0.291	0.772
D(GI(-1))	-0.058	-0.223	0.824
D(GI(-2))	-0.221	-0.848	0.398
D(GI(-3))	-0.422	-1.612	0.109
D(GI(-4))	-0.043	-0.170	0.865
D(GI(-5))	-0.321	-1.280	0.203
D(GI(-6))	-0.055	-0.214	0.831
D(GI(-7))	-0.378	-1.434	0.154
D(GI(-8))	0.049	0.181	0.857
D(CALL)	0.022	1.079	0.283
D(CALL(-1))	-0.054	-2.383	0.019
D(CALL(-2))	0.016	0.694	0.489
D(CALL(-3))	-0.001	-0.058	0.954
D(CALL(-4))	0.002	0.096	0.924
D(CALL(-5))	0.000	0.002	0.999
D(CALL(-6))	0.018	0.906	0.367
D(CALL(-7))	0.002	0.082	0.935
D(CALL(-8))	-0.030	-1.729	0.086

これらの結果より、構造変化の F 検定である Chow 検定を行う。今、P 値 10% 有意水準で「係数は共通(係数は安定)」という帰無仮説を棄却するものとするならば、その結果、F 値の P 値が 10% 以下の数値である時、「係数は共通(係数は安定)」という帰無仮説を棄却する、すなわち「1973 年第 3 四半期を境に分けることは不適切ではない」ものとする。

結果は表 1-20 の通りである。これによると、GDP の F 値の P 値が 5% 以下、CPI (消費者物価指数)、UER (完全失業率) の F 値の P 値がともに 1% 以下の数値であることから、「係数は共通(係数は安定)」という帰無仮説を棄却していることが明らかとなった。したがって、1973 年第 3 四半期よりも前を「前期」、それよりも後を「後期」としたことは不適切であるとはいえない。

表1-20 Chow 検定

(GDP)

Chow Breakpoint Test: 1973:3

F-statistic	2.049	Probability	0.014
Log likelihood ratio	36.126	Probability	0.003

(CPI)

Chow Breakpoint Test: 1973:3

F-statistic	1.234	Probability	2.078E-01
Log likelihood ratio	63.551	Probability	3.095E-03

(UER)

Chow Breakpoint Test: 1973:3

F-statistic	2.244	Probability	9.070E-04
Log likelihood ratio	102.221	Probability	2.927E-08

5 結論

本章では、ARIMA モデルと誤差修正モデルを用い、前期と後期の分け方が適切であるか否かの検定を行った。

ARIMA モデルを用いた結果は、表 1-11 の通り、GDP、CPI (消費者物価指数)、UER (完全失業率) それぞれにおいて、係数は共通(係数は安定)という帰無仮説を強く棄却している。し

たがって、1973年第3四半期よりも前を「前期」、それよりも後を「後期」としたことは不適切であるとはいえない。

次に、誤差修正モデルを用いた結果は、表1-20の通り、GDP、CPI、UERともに、係数は共通(係数は安定)という帰無仮説を棄却している。したがって、1973年第3四半期よりも前を「前期」、それよりも後を「後期」としたことは不適切であるとはいえない。

以上より、GDP、CPI、UERいずれの場合でも、「前期」と「後期」の分け方が不適切であるとはいえないという結論が導き出せた。

1 堀(2002)にしたがったものである。

2 13通り×13通り-1通り。ARIMA(0,1,0)の分を差し引いた。

3 GDP、CPI、UERの単位根検定の結果がI(1)であったため、双方とも階差は1となっている。

4 中尾(1996)にしたがったものである。

5 CPIとUERの交差項ありについては「insufficient」であったため、計算できなかった。UERの交差項無しの方の結果が分散均一の帰無仮説を棄却しないという結果であったので、分散は均一であるという前提で計量した。

参考文献

Bureau of the Census. (2000), "*X-12-ARIMA Reference Manual Version 0.2.7*".

Friedman M. (1968), "The Role of Monetary Policy," *American Economic Review* 58(1)
p.p.1-17.

Greene, W.H. (2000), *Econometric Analysis, 4th edition*, Prentice Hall
International.

堀敬一・安藤浩一(2002) 『流動性資産と企業行動：時系列データによる分析』 立命館
大学 RCFF リサーチ・ペーパー 02-001.

井上晶人 (2002a) 『日本における選挙景気循環の計量分析 —LA-VAR モデルを用いて—』
GSEAS Working Paper No.02-01 山口大学大学院東アジア研究科.

井上晶人(2002b) 「日本における公共投資政策と景気浮揚の選挙景気循環論的考察
—LA-VAR モデルを用いて—」 『公共選択の研究』 39 : 34-41

井上晶人 (2002c) 『日本における選挙景気循環とその韓国の景気に対する影響の計量分
析 —LA-VAR モデルを用いて—』 GSEAS Working Paper No.02-03 山口大学大学
院東アジア研究科.

井上晶人 (2002d) 『選挙景気循環の計量分析：日本の事例』 GSEAS Working Paper
No.03-01 山口大学大学院東アジア研究科.

- 伊藤史朗・南波浩史(1998)「金融政策の波及効果 - グランジャー因果性テストによる実証分析 - 」 『同志社大学経済学論叢』 49(4) : 94-115.
- 岩田暁一(1983) 『経済分析のための統計的方法』 東洋経済新報社.
- 国友直人(1997)「季節調整法 X-12-ARIMA の特長と問題点」 『経済統計研究』 25() : 13-55.
- マダラ,G.S.著・和合肇訳(1996) 『計量経済分析の方法 第2版』 シーエーピー出版.
- 松浦克己・コリン=マッケンジー(2001) 『Eviews による計量経済分析』 東洋経済新報社.
- 森棟公夫(1999) 『計量経済学』 東洋経済新報社.
- 縄田和満(1997) 『TSP による計量経済分析入門』 朝倉書店.
- 中尾武雄(1996)「コインテグレーションアプローチによる時系列分析:TSP による分析手法の解説」 『同志社大学経済学論叢』 47(4) : 515-536.
- 野村淳一 (1998) 『恒常所得仮説の共和分検定による検証』 ICSEAD Working Paper No.98-05 国際東アジア研究センター.
- 齊藤 誠・柳川範之 編著(2002) 『流動性の経済学 - 金融市場への新たな視点』 東洋経済新報社.
- 鈴木義一郎(1995) 『情報化規準による統計解析入門』 講談社サイエンティフィック.
- 和合肇・伴金美(1995) 『TSP による経済データの分析(第2版)』 東京大学出版会.
- White,H(1980), "A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity." *Econometrica* Vol.48, pp.817-838.
- 山本拓(1988) 『経済の時系列分析』 創文社.