

為替レートと物価・賃金・GDPの相関分析・ 回帰分析による検証分析

神 田 善 弘

(受付 2002年5月10日)

目 次

はじめに

I. 日米物価指数の相関分析と回帰分析

1. 米国の物価指数のみなし相関分析と回帰分析
2. 日本の物価指数のみなし相関分析と回帰分析
3. 日米物価指数から算定した適正平価

II. 日米国内総生産 (GDP) 基礎条件の分析

1. GDP_rを検証するため賃金平価 [awpr, mwpr] との相関分析
2. 日米の GDP から生産性を比較分析

III. 日米業種別賃金の推移と賃金平価の動向の分析

1. 日米の賃金構造の実態分析
2. 日米賃金比較から算定した適正平価の相関分析と回帰分析
3. GDP_rと為替レートの相関分析と回帰分析
4. 賃金平価 awpr, mwpr, GDP_rと為替レートの相関関係の結論

IV. 結 論

お わ り に

参 考 資 料

はじめに

本論文は、I、購買力平価計算式で日米物価指数を用いて、相対値の視点から物価指数をもとに算定した適正平価と価格形成をファンダメンタルズの視点から問題点を分析、次に、絶対値の視点からII、日米GDP比較による適正平価と分析の背景にある経済変動の実態分析、III、日米業種別賃金から日米賃金構造の相違の分析を行い、為替レートに対する各種の適

正平価（レート）を相関分析し、回帰分析により為替レートとの相関関係を検証し、為替レートの変動要因の検証を試みたものである。分析手法として windows 98, 多変量解析 Ver. 4.0並びに SAS を使用している。

I. 日米物価指数の相関分析と回帰分析

物価は人間の経済行為を表象しているため、価格形成には相関関係が存在し、流通構造を構成するとの仮定に立って、日米の各種の物価指数をそれぞれ異なる母集団とみなし、それらの物価指数を相関分析し、その実態と問題点を明確にするため、回帰分析により立証を試みるものである。

表(1) 「日米各種物価指数の動向一覧表」

	日本CPI	日本WPI	日本IPI	日本Expi	日本Impi	米国CPI	米国WPI	米国IPI	米国Expi	米国Impi
73	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
74	123.3	131.4	128.3	133.9	167.7	111.2	118.9	122.4	127.5	148.1
75	137.7	135.4	130.3	128.5	180	121.2	130	135.6	142.8	161.5
76	150.7	142.4	135.9	127.6	189.4	128.2	135.9	145.1	147.4	166.4
77	163	144.9	138.4	121.5	180.7	136.5	144.2	155.2	152.8	180.2
78	169.8	141.2	136.1	113.5	149	146.8	155.6	166.4	163.3	194.7
79	176	151.5	144.7	125.8	191.9	163.4	174.9	187.9	185.7	232.2
80	189.3	178.4	168.2	136.7	277.7	185.6	199.7	218.4	211.1	290.8
81	199.1	181	167.4	138.2	282.3	204.7	217.8	241.7	230.2	307.1
82	204.7	184.2	169.3	143.6	304.4	217.4	222.3	248.3	232.9	302.1
83	208.6	180.2	166.8	135	280.7	224.1	224.8	251.1	235.3	289.4
84	213.3	179.7	166.7	135.9	271.2	233.8	230.5	256.6	238.5	294.7
85	217.4	177.6	165	133.9	264.5	244.7	229.2	257.5	236.7	287.3
86	218.8	161.4	153.1	113.7	169.7	246.8	222.7	248.3	239.1	277.7
87	219.1	155.4	148.1	108	155.9	255.9	228.4	254.6	243.1	297.9
88	220.7	153.8	147.2	105.5	148.8	266.2	237.7	263.8	260.4	312.4
89	225.5	157.8	150.8	110.1	159.8	279.1	249.6	277	267.1	321.6
90	232.6	161	153.6	112.5	173.8	294.1	258.4	287.4	269.5	332.2
91	240.2	161.4	153.3	106.4	159.6	306.5	258.9	289.1	272	332.2
92	244.4	158.9	151	102.6	149.8	315.9	260.5	291.4	272.2	334.6
93	247.4	153	146.7	94.4	134.2	325.3	264.3	295.7	273.3	332.5
94	249.1	149.8	143.8	91.8	126.9	333.5	267.7	299.4	279.2	338.2
95	248.8	148.5	142.7	89.8	126.7	342.9	277.3	311.5	293.3	353.4
96	249	146.1	140.3	94.1	139	352.8	283.7	316.2	295.1	356.9
97	253.5	147	141.1	95.8	149.4	361.1	283.7	317.1	290.4	348.1
98	255	144.8	139.3	97.2	142.1	366.9	276.5	309.9	281.3	327.2
99	254.3	142.6	137.3	87.3	128.9	374.8	279	314	277.8	330
0	252.5	142.7	137.4	83.2	134.9	387.5	295	334.6	282.2	351.2
1	250.7	142.7	136.1	86.3	143.1	398.4	298.4	337	279.8	338.9

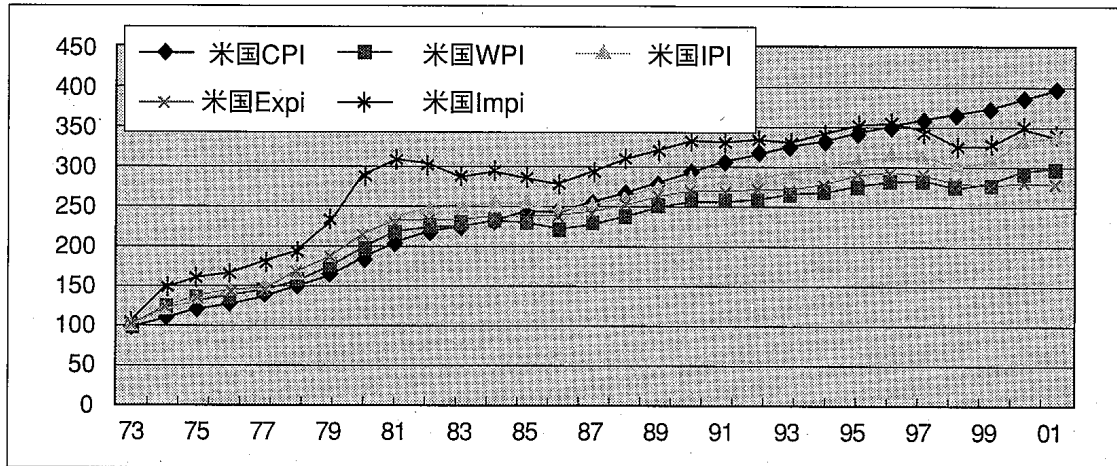
注：物価指数は IMF の IFS 統計、2001年 Year Book から73年を100として作成

表(1)「日米各種物価指数の動向一覧表」は変動相場制移行の1973年から2001年までの日米物価動向をまとめたものである。(以下、消費者物価指数

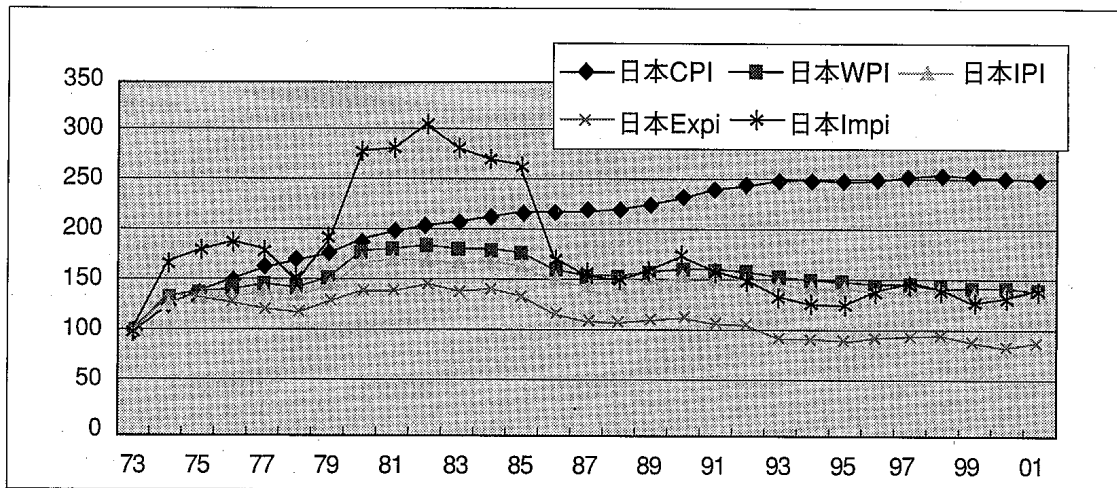
神田：為替レートと物価・賃金・GDPの相関分析・回帰分析による検証分析

CPI, 総合卸売物価指数 WPI, 工業製品卸売物価指数 IPI, 輸出物価指数 Expi, 輸入物価指数 Impi と略す)。また, 各種の物価指数の動向を表したグラフ, 図(1)「米国の各種物価指数の動向グラフ」, 図(2)「日本の各種物価指数の動向グラフ」, は次の通りである。

図(1) 「米国の各種物価指数の動向グラフ」



図(2) 「日本の各種物価指数の動向グラフ」



これらの物価指数を相関分析すると表(2)「日米各種物価指数の単相関係数 $r^{1)}$ 一覧表」の通り相関関係を有している。

- 1) 単相関係数 (r) は ± 1 に近づくほど相関関係が強くなり, 0 に近づくほど弱くなる。一応の目安として $1 > r > 0.9$ 非常に強い相関, $0.7 < r < 0.9$ やや強い相関, $0.5 < r < 0.7$ やや弱い相関, $r < 0.5$ 非常に弱い相関関係とする。

表(2) 「日米各種物価指数の単相関係数 r 一覧表」

単相関係数
件数29

	日本CPI	日本WPI	日本IPI	日本Expi	日本Impi	米国CPI	米国WPI	米国IPI	米国Expi	米国Impi
日本 CPI	1.0000	0.3673	0.3953	-0.5699	-0.1717	0.9536	0.9855	0.9859	0.9869	0.9685
日本 WPI	0.3673	1.0000	0.9978	0.5296	0.8076	0.1199	0.3350	0.3433	0.3905	0.4895
日本 IPI	0.3953	0.9978	1.0000	0.5021	0.7782	0.1454	0.3597	0.3673	0.4187	0.5168
日本 Expi	-0.5699	0.5296	0.5021	1.0000	0.8648	-0.7357	-0.5867	-0.5807	-0.5402	-0.4477
日本 Impi	-0.1717	0.8076	0.7782	0.8648	1.0000	-0.3577	-0.1684	-0.1589	-0.1416	-0.0269
米国 CPI	0.9536	0.1199	0.1454	-0.7357	-0.3577	1.0000	0.9722	0.9709	0.9439	0.9034
米国 WPI	0.9855	0.3350	0.3597	-0.5867	-0.1684	0.9722	1.0000	0.9998	0.9894	0.9750
米国 IPI	0.9859	0.3433	0.3673	-0.5807	-0.1589	0.9709	0.9998	1.0000	0.9885	0.9746
米国 Expi	0.9869	0.3905	0.4187	-0.5402	-0.1416	0.9439	0.9894	0.9885	1.0000	0.9873
米国 Impi	0.9685	0.4895	0.5168	-0.4477	-0.0269	0.9034	0.9750	0.9746	0.9873	1.0000

注：EXCEL の多変量統計解析ソフトにより分析，以下相関分析は同じ

1. 米国の物価指数のみなし相関分析と回帰分析²⁾

(1) 米国消費者物価指数 CPI と相関分析からみた市場構造

CPI の母集団が他の母集団 WPI との相関係数 r は 0.9722**，IPI は 0.9709**，また，Expi は 0.9439**，Impi は 0.9034** となり，相関分析の結果は 1%水準で有意³⁾ であり，非常に強い相関関係を構成している。

さらに物価指数間の相関関係を見ると，CPI と WPI の関係は 0.9722**，WPI と IPI の関係は 0.9998**，IPI と Expi の関係は 0.9885**，Expi と Impi の関係は 0.9873** とそれぞれ最も深い相関関係で結ばれていることが証明された。このことは流通段階での関係も最も深い関係があり，市場に於ける流通と価格形成は正常に競争の原理が働いて相関関係を有していることを物語っている。さらに図(1)から理解できる通りグラフもこの事実を物語っている。

CPI は85年を境に他の物価指数を切りあげて乖離して変動し，物価形成

2) 相関係数 r ：変数 X と Y の間の相関の度合いを示す指標。

3) 1%水準で有意：母集団に関する仮定を検証するときに使われる評価の確定基準で，1%水準で有意とは99%の確率で評価できることを意味する。

$r > 0.9$ の場合を 1%水準で有意（非常に強い相関）といい(**)で表す。 $0.7 < r < 0.9$ は 5%水準で有意といい，やや強い相関関係を(*)で表す。 $0.5 < r < 0.7$ ， $r < 0.5$ は [] で表し非有意とする。

神田：為替レートと物価・賃金・GDPの相関分析・回帰分析による検証分析に構造変革がみられる。卸売物価関係指数のなかで海外要因の影響を受ける輸入物価指数 Impi は図(1)の通り、第1次、第2次オイルショック時代に大幅に乖離した変動をしているものの、その他は卸売物価関係指数 (WPI, IPI, Expi,) ときれいに連動して、相関関係を実証している。物価指数の相関関係を回帰分析で検証を試みると次項の通りである。

(2) 米国の CPI と WPI の回帰分析

CPI と最も相関関係の深い WPI の回帰分析⁴⁾ を行うと表(3)「米国の CPI と WPI の回帰分析データ」の通りであり、図(3)「米国の CPI と WPI の回帰分析グラフ」の通りグラフを描いている。

図(3)の A, B, C, D, E の乖離はオイルショック⁵⁾ からレーガノミックス時代⁶⁾ の強いドル政策の時代で、表 (3-4) の通り理論値を -30 から -40 乖離している。また、図(3) a, b, c, d, e, f の上限値の乖離は表 (3-4) 73-4 年の第1次オイルショック時と98年から2001年日米経済の不況下で生じている。

$$\text{回帰式：} Y = -95.373 + 1.562X \quad (\text{deta}29), R^2{}^{7)} = 0.945, r = 0.972^{**}, \\ (21.584)^{**8)}, DW^9) = 0.171 \quad P = 1.46E - 18^{**}$$

- 4) 回帰分析：変数（変数）X と Y との間の原因と結果の関係が存在するかを検定する分析手法であり、式 $(Y = b + aX)$ の直線式) を検証する分析手法である。式が成立しない場合は係数（傾き）がゼロか、系列相関の存在を表す。
- 5) 1973年10月 OPEC による原油価格の引き上げ（バーレル当たり 3 ドルから12 ドルへ）は第1次オイルショック。1978-9 年春イラン革命により第2次オイルショック時代には30ドル台に高騰。
- 6) レーガン大統領は強い米国を再生するための政策を実行、その結果ドル高に推移し国内産業の空洞化現象を生じ双子の赤字（貿易収支と財政収支の赤字）になる。
- 7) R^2 ：決定係数は独立変数 X が従属変数 Y を何%説明力があるかという指標。
- 8) ** 印は t 値がでてくる確率 1% を表す。* 印は 5% を表す。
- 9) DW：ダーヴィンワトソンデータ-数29で、 $1.3 < DW < 2.5$ を 1 次式の系列相関がなく、回帰式成立の判定基準として論文をまとめている。

表(3) 「米国の WPI と CPI の回帰分析データ」

表(3-1) [基本統計量]

	米国 WPI	米国 CPI
件数	29	29
合計	6525.6	7425.3
平均	225.0207	256.0448
偏差平方和	91606.75	236373.5
分散 (n)	3158.853	8150.81
標準偏差 (n)	56.20368	90.28184
分散 (n-1)	3271.67	8441.91
標準偏差 (n-1)	57.19851	91.87987
積和	143063.5	—
相関係数	0.972223	—

表(3-2) [式の係数と精度]
関数式名 直線

式の係数	a =	1.561714
	b =	-95.137
精度	決定係数 R^2 =	0.945217
	重相関係数 R =	0.972223
	修正済み決定係数 R^2 =	0.943188
	修正済み重相関係数 R' =	0.971179
	ダーヴィンワトソン比 DW =	0.171009

表(3-3) [分散分析表]

変動因	自由度	偏差平方和	不偏分散	分散比	P 値	判定
全体 (T)	28	236373.5				
回帰	1	223424.2	223424.2	465.8527	1.46E-18	[**]
誤差 (E)	27	12949.27	479.6027			

表(3-4) [理論値] 区間推定 95%
直線

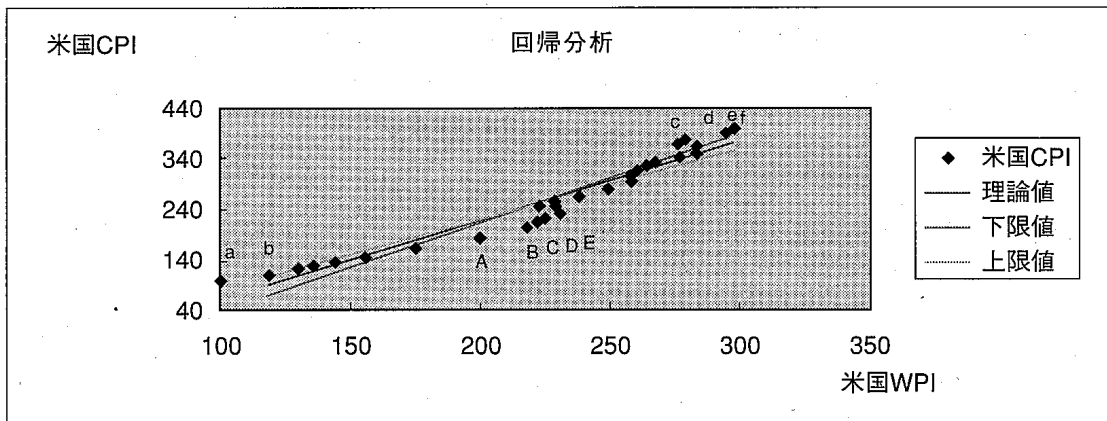
年	米国 WPI	米国 CPI	理論値	残差	下限値	上限値
73	100	a 100	60.79832	39.20168	40.44804	81.1486
74	118.9	b 111.2	90.3147	20.8853	72.48649	108.1429
75	130	121.2	107.6497	13.55028	91.25966	124.0398
76	135.9	128.2	116.8638	11.33617	101.2213	132.5063
77	144.2	136.5	129.8261	6.673942	115.2111	144.4411
78	155.6	146.8	147.6296	-0.82959	134.3689	160.8903
79	174.9	163.4	177.7707	-14.3707	166.5906	188.9508
80	199.7	A 185.6	216.5012	-30.9012	207.3493	225.653
81	217.8	B 204.7	244.7682	-40.0682	236.3554	253.1809
82	222.3	C 217.4	251.7959	-34.3959	243.442	260.1498
83	224.8	D 224.1	255.7002	-31.6002	247.3559	264.0444
84	230.5	E 233.8	264.6019	-30.8019	256.2182	272.9857
85	229.2	244.7	262.5717	-17.8717	254.2045	270.9389
86	222.7	246.8	252.4206	-5.62058	244.0693	260.7719
87	228.4	255.9	261.3223	-5.42234	252.9631	269.6816
88	237.7	266.2	275.8463	-9.64628	267.2924	284.4001
89	249.6	279.1	294.4307	-15.3307	285.3235	303.5379
90	258.4	294.1	308.1738	-14.0738	298.469	317.8785
91	258.9	306.5	308.9546	-2.45461	299.2117	318.6975
92	260.5	315.9	311.4533	4.446651	301.5857	321.321
93	264.3	325.3	317.3879	7.912139	307.2079	327.5678
94	267.7	333.5	322.6977	10.80231	312.2204	333.175
95	277.3	342.9	337.6901	5.209863	326.2942	349.086
96	283.7	352.8	347.6851	5.114896	335.622	359.7482
97	283.7	361.1	347.6851	13.4149	335.622	359.7482
98	276.5	c 366.9	336.4408	30.45923	325.1254	347.7561
99	279	d 374.8	340.3451	34.45495	328.7758	351.9143
00	295	e 387.5	365.3325	22.16753	352.0072	378.6578
01	298.4	f 398.4	370.6423	27.75771	356.9198	384.3648

神田：為替レートと物価・賃金・GDPの相関分析・回帰分析による検証分析

表(3-5) [グラフ出力用]

米国 WPI	米国 CPI	理論値	下限値	上限値
100	100	60.79832	40.44804	81.1486
118.9	111.2	90.3147	72.48649	108.1429
130	121.2	107.6497	91.25966	124.0398
135.9	128.2	116.8638	101.2213	132.5063
144.2	136.5	129.8261	115.2111	144.4411
155.6	146.8	147.6296	134.3689	160.8903
174.9	163.4	177.7707	166.5906	188.9508
199.7	185.6	216.5012	207.3493	225.653
217.8	204.7	244.7682	236.3554	253.1809
222.3	217.4	251.7959	243.442	260.1498
222.7	246.8	252.4206	244.0693	260.7719
224.8	224.1	255.7002	247.3559	264.0444
228.4	255.9	261.3223	252.9631	269.6816
229.2	244.7	262.5717	254.2045	270.9389
230.5	233.8	264.6019	256.2182	272.9857
237.7	266.2	275.8463	267.2924	284.4001
249.6	279.1	294.4307	285.3235	303.5379
258.4	294.1	308.1738	298.469	317.8785
258.9	306.5	308.9546	299.2117	318.6975
260.5	315.9	311.4533	301.5857	321.321
264.3	325.3	317.3879	307.2079	327.5678
267.7	333.5	322.6977	312.2204	333.175
276.5	366.9	336.4408	325.1254	347.7561
277.3	342.9	337.6901	326.2942	349.086
279	374.8	340.3451	328.7758	351.9143
283.7	352.8	347.6851	335.622	359.7482
283.7	361.1	347.6851	335.622	359.7482
295	387.5	365.3325	352.0072	378.6578
298.4	398.4	370.6423	356.9198	384.3648

図(3) 「米国の CPI と WPI の回帰分析グラフ」



消費者物価指数 CPI を被説明変数 (Y), 総合卸売物価指数 WPI を説明変数 (X) とする回帰式において係数 t 値は 1%水準で有意であり, 相関係数を検証する P 値¹⁰⁾ は (**) 1%水準で有意であると相関関係を検証し

10) P 値: 相関の有無の判断を誤る危険率 (確率) を示す。P < 0.01 (**) 1%水準で有意, 0.01 < P < 0.05 (*) 5%水準で有意, P > 0.05 非有意として扱う。

ている。ところが、 $DW=0.171$ で「系列相関¹¹⁾」の存在が推測されるので SAS¹²⁾ による一階の階差¹³⁾方式によって、誤差の系列相関を回避する必要があるが、この誤差の系列相関を回避する分析は本論文では物価指数の式を必要としないので省略する。

一方、被説明変数を逆にして、被説明変数 WPI を (Y)、説明変数 CPI を (X) とした場合、表(2)の相関係数 r は 0.972^{**} 、1%水準で有意であり、 $DW=0.22$ は非有意であるので上記 WPI と CPI とほぼ同様の傾向(図表省略)が認められる。

(3) 米国の WPI と IPI の回帰分析

WPI と IPI の相関分析表(2)の結果は相関係数 $r = 0.9998^{**}$ は 1%水準で有意であり、非常に強い相関関係を示している。また、WPI と IPI の回帰分析すると表(4)の通りで、図(4)の通り素晴らしい連動傾向がみられる。

表(4) 「米国 WPI と IPI の回帰分析データ」

表(4-1) [基本統計量]

	米国 WPI	米国 IPI
件数	29	29
合計	6525.6	7233.2
平均	225.0207	249.4207
偏差平方和	91606.75	129058.3
分散 (n)	3158.853	4450.286
標準偏差 (n)	56.20368	66.71047
分散 (n-1)	3271.67	4609.225
標準偏差 (n-1)	57.19851	67.89128
積和	108706.2	—
相関係数	0.999764	—

表(4-2) [式の係数と精度]
関数式名 直線

式の係数		a =	1.186661
		b =	-17.6026
精度	決定係数	$R^2 =$	0.999528
	重相関係数	$R =$	0.999764
	修正済み決定係数	$R^2 =$	0.99951
	修正済み重相関係数	$R' =$	0.999755
ダーヴィンワトソン比		DW =	0.879178

表(4-3) [分散分析表]

変動因	自由度	偏差平方和	不偏分散	分散比	P 値	判定
全体 (T)	28	129058.3				
回帰	1	128997.4	128997.4	57147.32	1.92E-46	[**]
誤差 (E)	27	60.94649	2.257277			

11) 系列相関：1次式でない相関関係があることを示している。脚注3参照。

12) SAS：Statistical Analysis System

13) 1階の階差：回帰分析で $Y = b + aX$ が成立しない系列相関の存在する場合に行う分析手法である。

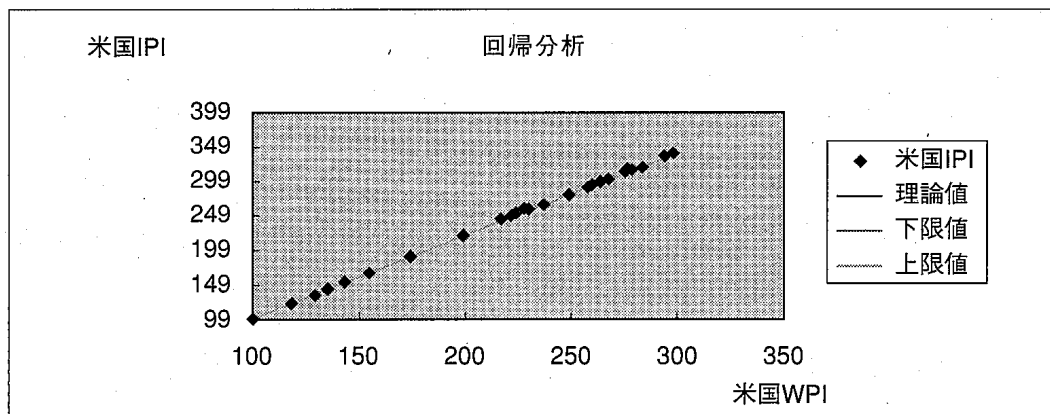
神田：為替レートと物価・賃金・GDPの相関分析・回帰分析による検証分析
 物価指数の回帰分析に於ける表(3-4)及び(3-5)に相当するデータはこれ以降省略する。

回帰式： $Y = -17.608 + 1.187X$ (deta29), $R^2 = 0.9995$, $r = 0.9997^{**}$,
 (239.06)** $DW = 0.879$ $p = 1.92E - 46^{**}$

総合卸売物価指数 WPI を説明変数 (X), 工業製品卸売物価指数 IPI を被説明変数 (Y) とする回帰式において係数 t 値は 1%水準で有意であり, 相関係数を検証する P 値は(**) 1%水準で有意であると検証している。ところが, $DW = 0.879$ で「系列相関」が存在することが推測されるので SAS による一階の階差方式によって, 誤差の系列相関を回避する必要があるが, この誤差の系列相関を回避する分析は本論文では物価指数の式を必要としないので省略する。

一方, 被説明変数を逆にして, 被説明変数 WPI を (Y), 説明変数 IPI を (X) とした場合の相関係数 r は 0.9997^{**} , 1%水準で有意であり, $DW = 0.879$ は非有意である。回帰分析の結果は上記と同様の傾向(図表省略)が認められる。

図(4) 「米国の WPI と IPI の回帰分析グラフ」



図(4)のグラフでは完全と云えるほど連動している。IPI は WPI に対し 1%の水準で有意であり, 非常に強い相関関係を有する。

(4) 米国の IPI と Expi の回帰分析

先進国における輸出の多くは工業製品の輸出が主体であるので、貿易の視点から IPI と Expi の相関分析をすると表(2)通りで相関係数 $r = 0.9899^{**}$ 、1%水準で有意であり、高度の相関関係を示している。

IPI と Expi の相関関係を回帰分析すると表(5)の通りであり、図(5)の通り連動状態を示している。

表(5) 「米国 IPI と Expi の回帰分析データ」

表(5-1) [基本統計量]

	米国 IPI	米国 Expi
件数	29	29
合計	7233.2	6780
平均	249.4207	233.7931
偏差平方和	129058.3	88267.8
分散 (n)	4450.286	3043.717
標準偏差 (n)	66.71047	55.16989
分散 (n-1)	4609.225	3152.421
標準偏差 (n-1)	67.89128	56.14643
積和	105509.8	—
相関係数	0.98855	—

表(5-2) [式の係数と精度]
関数式名 直線

式の係数	a =	0.817536
	b =	29.8828
精度	決定係数 R^2 =	0.977231
	重相関係数 R =	0.98855
	修正済み決定係数 R^2 =	0.976387
	修正済み重相関係数 R' =	0.988123
	ダーヴィンワトソン比 DW =	0.355072

表(5-3) [分散分析表]

変動因	自由度	偏差平方和	不偏分散	分散比	P 値	判定
全体 (T)	28	88267.8				
回帰	1	86257.99	86257.99	1158.8	1.03E-23	[**]
誤差 (E)	27	2009.808	74.43732			

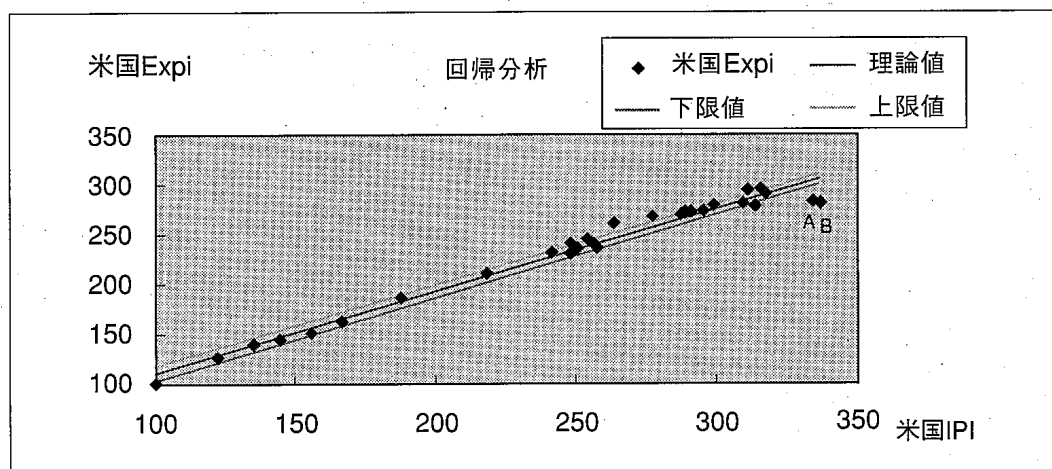
回帰式： $Y = 29.88 + 0.818X$ (data29), $R^2 = 0.977$, $r = 0.988^{**}$,

(34.04)** $DW = 0.355$ $P = 1.03E - 23^{**}$

工業製品卸売物価指数 IPI を説明変数 (X)、輸出物価指数 Expi を被説明変数 (Y) とする回帰式において係数 t 値は 1%水準で有意であり、相関係数を検証する P 値は(**) 1%水準で有意であると相関関係を検証している。ところが、 $DW = 0.355$ で「系列相関」が存在することが推測されるので SAS による一階の階差方式によって、誤差の系列相関を回避する必要があるが、この誤差の系列相関を回避する分析は物価指数においては式を必要としないので省略する。

一方、被説明変数を逆にして、被説明変数 Expi を (X)、説明変数 IPI

図(5) 「米国の IPI と EXPI の回帰分析グラフ」



を (Y) とした場合の相関係数 r は 0.989^{**} , 1%水準で有意であり, t 値 34.04^{**} , $DW = 0.349$ は非有意であるので上記と同様の相関関係 (図表省略) が認められる。

図(5)のグラフ一部に乖離が認められるもののほぼ完全と云えるほど連動傾向を示している。理論値から乖離している A, B の指数は2000年-2001年の米国経済の不況期に生じている。

(5) 米国の Expi と Impi の回帰分析

米国の Expi と Impi の相関分析は相関係数 $r = 0.987^{**}$, 1%水準で有意であり, 非常に強い相関関係にある。また, Expi と Impi の関係を回帰分析すると表(6)の通りであり, それをグラフに描くと図(6)の通りである。

$$\text{回帰式: } Y = -11.068 + 1.263X \quad (\text{deta29}), \quad R^2 = 0.975, \quad r = 0.987^{**}, \\ (32.3)^{**} \quad DW = 0.681 \quad p = 4.1E-23^{**}$$

輸出物価指数 Expi を説明変数 (X), 輸入物価指数 Impi を被説明変数 (Y) とする回帰式において係数 t 値は 1%水準で有意であり, 相関係数を検証する P 値は $(^{**})$ 1%水準で有意であると相関関係を検証している。ところが, $DW = 0.681$ で「系列相関」が存在することが推測されるので, SAS による一階の階差方式によって, 誤差の系列相関を回避する必要がある。

表(6) 「米国 Expi と Impi の回帰分析データ」

表(6-1) [基本統計量]

	米国 Expi	米国 Impi
件数	29	29
合計	6780	8239.5
平均	233.7931	284.1207
偏差平方和	88267.8	144356.2
分散 (n)	3043.717	4977.8
標準偏差 (n)	55.16989	70.55352
分散 (n-1)	3152.421	5155.578
標準偏差 (n-1)	56.14643	71.80235
積和	111447.6	—
相関係数	0.987306	—

表(6-2) [式の係数と精度]
関数式名 直線

式の係数	a =	1.262607	
	b =	-11.0682	
精度	決定係数	$R^2 =$	0.974773
	重相関係数	$R =$	0.987306
	修正済み決定係数	$R'^2 =$	0.973839
	修正済み重相関係数	$R' =$	0.986833
	ダーヴィンワトソン比	DW =	0.680865

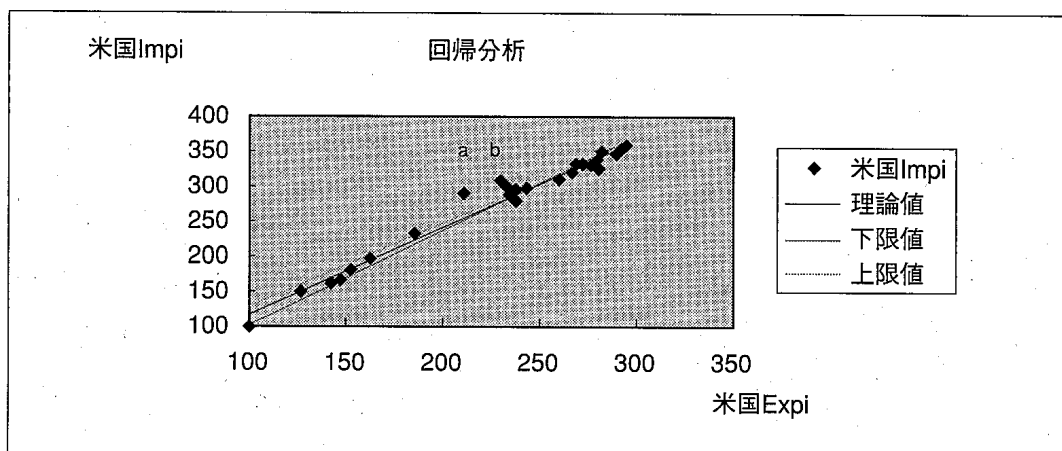
表(6-3) [分散分析表]

変動因	自由度	偏差平方和	不偏分散	分散比	P 値	判定
全体 (T)	28	144356.2				
回帰	1	140714.5	140714.5	1043.286	4.1E-23	[**]
誤差 (E)	27	3641.658	134.8762			

るが、この誤差の系列相関を回避する分析は本論文において式を必要としないので省略する。

一方、被説明変数を逆にして、被説明変数 Impi を (X)、説明変数 Expi を (Y) とした場合の相関係数 r は 0.987^{**} 、 t 値 32.3^{**} 、1%水準で有意であり、 $DW = 0.646$ は非有意であるので上記とほぼ同様の相関関係 (図表省略) が認められる。

図(6) 「米国の Expi と Impi の回帰分析グラフ」



図(6)のグラフからも80-82年のレーガノミックス時代の一部 a, b に乖離

神田：為替レートと物価・賃金・GDPの相関分析・回帰分析による検証分析が認められるもののほぼ完全と云えるほど連動傾向を示し、 $Expi$ が $Impi$ に1%の水準で有意である相関関係を有している。

(4) 米国の物価指数の分析結果

表(2)が示すように米国の物価指数からみた相関分析は図(1)のグラフでも示す通り基本指数CPIが1.000に対して $Impi$ が最も乖離しているが、それでも相関係数 r は0.9034**、1%水準で有意のレベルであり、強い相関係数 r を有している。これらの相関分析の結果、米国市場は、最も強い相関係数 r を持つCPI - WPI, WPI - IPI, IPI - $Expi$, $Expi$ - $Impi$ は非常に強い相関関係を保ち、正常に機能しており、対外要因の最も強い $Impi$ でさえ0.9034**と非常に強い相関関係を有する。このことは米国市場において海外要因の最も強い輸入価格の形成さえも正常であることを証明している。

2. 日本の物価指数のみなし相関分析と回帰分析

(1) 日本の物価指数の動向

日本の物価指数の動向は表(1)の通りであり、相関分析の結果は表(2)の通りである。相関係数 r はCPI 1.000を基準に相関関係をみると国内の卸売物価指数WPIは0.3673, IPIは0.3953, と非常に弱い相関係数 r であり、貿易関係の物価指数である $Expi$ は-0.5699, $Impi$ は-0.1717と逆相関関係を形成している。このことは図(2)の乖離状況からも明らかであり、消費者物価を基準に判断するのが正しいのか、或いは各種の卸売物価を基準にするのが正しいのか、いずれにしても価格形成の構造に大きな問題を抱えていることを示している。

一方、このようにわが国の物価指数は相関関係が弱い中で、意外にもCPIが米国のCPIと相関係数 r は0.9536**、その他の米国の指数とは0.981**、1%の水準で有意という非常に強い相関関係にあることが実証され、予想外の結果がでた。この結果、グローバル的自由競争の原理から、わが国の

物価指数は卸売物価に問題があり、CPIの動向が本質的に正しいと判断すべきであろう。

(2) CPIから判断できる日本の市場原理

日本のCPIはその他の物価指数と非常に弱い相関関係にあるが、米国と比較して相関関係がないに等しい状態である。総合卸売物価指数WPIが消費者物価指数CPIに強い相関関係が存在しないことは日本市場の何処かに問題が潜んでいると考えられ、正常な価格形成の原理が機能していないという証明であろう。

CPIが米国の物価指数と連動していることは、論理的に考えると日本の市場は卸売物価指数に問題が潜んでいると考えるべきである。わが国の流通構造は長い間、企業の系列構造を基軸に商慣習が成立し、しかも小売価格は定価制で消費者不在の競争原理が長らく容認されてきた。競争があっても流通段階での競争で、消費者に利益が還元されない消費者不在の競争原理となり、内外の批判をあびるなかで日本式の商慣習の基本となっていた。その結果、自由競争の原理の導入により、日本的流通構造は消費者を対象とした競争原理を基本とする構造へ改革を余儀なくされ、さらに独占禁止法の競争原理の見直しに繋がってきている。

米国では自由競争の原理によって利益を受けるべきは消費者であり、消費者に利益がない競争は、流通構造と価格形成を歪め、弱小中小企業を排除する不公平な競争原理であると判断されている。強い企業による市場独占を可能にするアンフェアな構造となり、米国では独占禁止法に触れることになる問題を含んでいる。この視点からわが国の競争原理を正す独占禁止法の法概念に、或いは商慣習に問題があると判断され、消費者のための競争原理を導入する競争原理の見直しに繋がっている。

一方、卸売物価指数が正しいと仮定すれば、消費者物価は卸売物価に連動すべきであるが連動していないことは価格形成上重要な問題を示唆していると判断すべきである。WPIとIPIの相関係数 r は0.9978**、1%水準

神田：為替レートと物価・賃金・GDPの相関分析・回帰分析による検証分析
 で有意という完全に連動をしているのに、CPIを高止まりにする構造は卸
 売業の段階における競争原理に問題があり、同時に Expi を安値に誘導で
 きる構造が存在することは、穿った見方をすれば、CPI と Expi の変動状
 態からみて消費者物価 CPI を高めに誘導し、その利益を輸出価格競争力に
 回していると判断することもできよう。

以上のことから、米国市場は各物価指数が正常に相関関係を保つ市場構
 造であるのに対し、わが国の市場は競争の原理が機能しがたい企業優先の
 消費者不在の市場構造であったと判断する。グローバルな視点から見ると
 競争原理の存在しないところには企業の成長はありえないので競争原理が
 機能する構造改革が重要課題であることを日本の物価指数は示唆している。

(3) 日米 CPI の相関分析と回帰分析

日米の CPI の相関分析結果、相関係数 r は 0.9536^{**} 、1%水準で有意であ
 るという非常に強い相関関係が認められる。日米の CPI を回帰分析すると
 表(7)の通りであり、図(7)のグラフを描いている。

表(7) 「日米の CPI 回帰分析データ」

表(7-1) [基本統計量]

	米国 CPI	日本 CPI
件数	29	29
合計	7425.3	6114.5
平均	256.0448	210.8448
偏差平方和	236373.5	52381.65
分散 (n)	8150.81	1806.264
標準偏差 (n)	90.28184	42.50016
分散 (n-1)	8441.91	1870.773
標準偏差 (n-1)	91.87987	43.25244
積和	106111.8	—
相関係数	0.953619	—

表(7-2) [式の係数と精度]
関数式名 直線

式の係数	a =	0.448916
	b =	95.90221
精度	決定係数 R^2 =	0.909389
	重相関係数 R =	0.953619
	修正済み決定係数 R^2 =	0.906033
	修正済み重相関係数 R' =	0.951858
	ダーヴィンワトソン比 DW =	0.172124

表(7-3) [分散分析表]

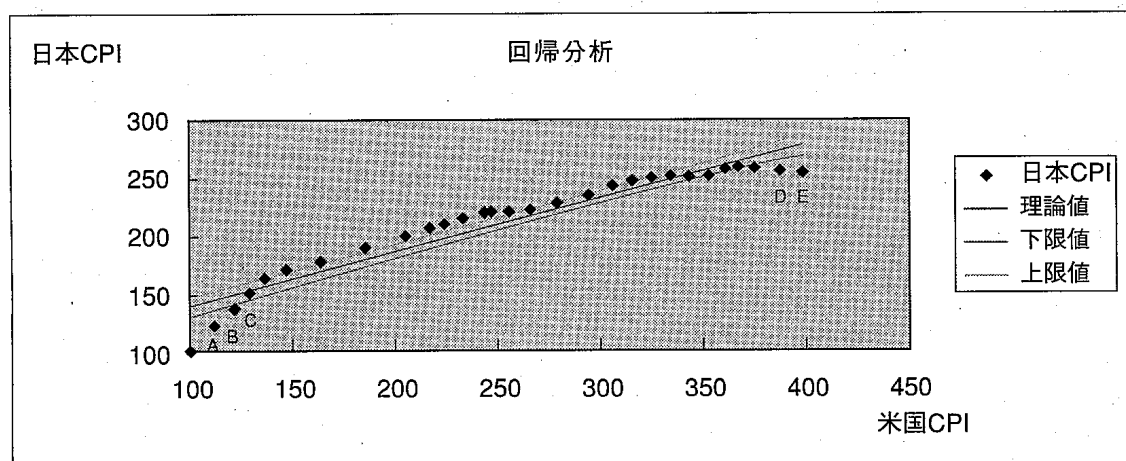
変動因	自由度	偏差平方和	不偏分散	分散比	P 値	判定
全体 (T)	28	52381.65				
回帰	1	47635.3	47635.3	270.9774	1.33E-15	[**]
誤差 (E)	27	4746.348	175.7907			

回帰式： $Y = 95.9 + 0.449X$ (deta29), $R^2 = 0.909$, $r = 0.954^{**}$,
 (16.46)** $DW = 0.172$ $p = 1.33E - 15^{**}$

米国消費者物価指数 CPI を説明変数 (X), 日本の消費者物価指数 CPI を被説明変数 (Y) とする回帰式において, 係数 t 値は 1%水準で有意であり, 相関係数を検証する P 値は(**) 1%水準で有意であると相関関係を検証している。ところが, $DW = 0.172$ は「系列相関」が存在することを推測させるので SAS による一階の階差方式によって, 誤差の系列相関を回避する必要があるが, この誤差の系列相関を回避する分析は式を必要としないので省略する。

一方, 説明変数を逆にして, 米国の説明変数 CPI を (Y), 日本の被説明変数 CPI を (X) とした場合の相関係数 r は 0.954^{**} , 1%水準で有意であり, $DW = 0.155$ は非有意であるので上記とほぼ同様の傾向 (図表省略) が認められる。

図(7) 「日米の CPI 回帰分析グラフ」



図(7)の A, B, C 点の乖離は 73-75 年第 1 次オイルショック時代, D, E 点は 2000-1 年のわが国のデフレ経済状況時代に乖離を示しているがそれ以外は美しい線を描き, 見事な連動傾向を示し, 日米の CPI の正常な姿を反映している。

神田：為替レートと物価・賃金・GDPの相関分析・回帰分析による検証分析

(4) 日本のCPIとWPIの回帰分析

日本のCPIとWPIの相関係数 r は0.367291であり、非常に弱い相関関係にある。回帰分析の結果は表(8)の通りであり、図(8)のグラフを描いている。

表(8) 「日本のCPIとWPIの回帰分析データ」

表(8-1) [基本統計量]

	日本WPI	日本CPI
件数	29	29
合計	4454.8	6114.5
平均	153.6138	210.8448
偏差平方和	9125.394	52381.65
分散 (n)	314.6688	1806.264
標準偏差 (n)	17.73891	42.50016
分散 (n-1)	325.9069	1870.773
標準偏差 (n-1)	8.05289	43.25244
積和	8030.192	—
相関係数	0.367291	—

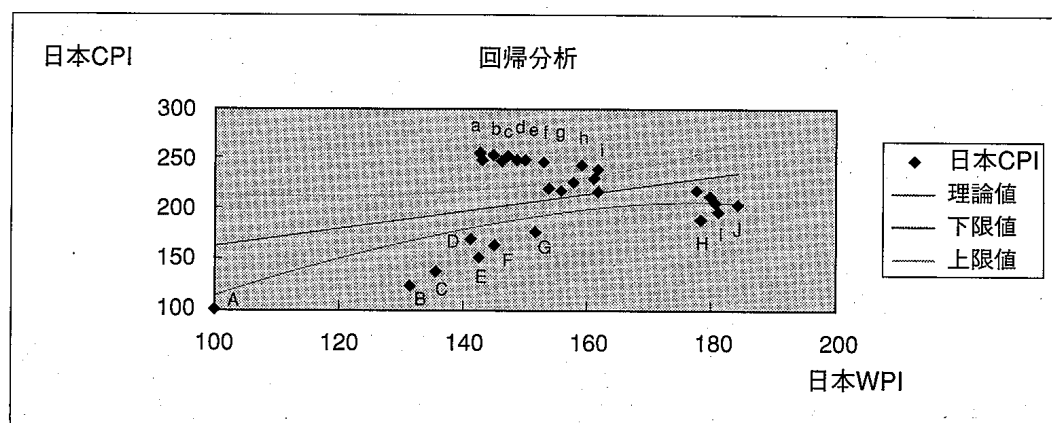
表(8-2) [式の係数と精度]
関数式名 直線

式の係数	a =	0.879983
	b =	75.6673
精度	決定係数 R^2 =	0.134903
	重相関係数 R =	0.367291
	修正済み決定係数 R'^2 =	0.102862
	修正済み重相関係数 R' =	0.320721
	ダーヴィンワトソン比 DW =	0.026704

表(8-3) [分散分析表]

変動因	自由度	偏差平方和	不偏分散	分散比	P 値	判定
全体 (T)	28	52381.65				
回帰	1	7066.433	7066.433	4.210366	0.049991	[*]
誤差 (E)	27	45315.22	1678.341			

図(8) 「日本のCPIとWPIの回帰分析グラフ」



図(8)の下限値の残差-20を超えるA～Jは第1次、第2次オイルショック及びレーガノミックス時代であり、上限値の残差+20をこえるa～iは90年バブル崩壊後に連続して残差が拡大してきている。このことは、外的要因に左右される日本経済の問題点の事実を物語っており、相関関係に影響を与えている。

$$\text{回帰式: } Y = 75.667 + 0.88X \quad (\text{deta}29), \quad R^2 = 0.135, \quad r = 0.367,$$

$$(2.052)^* \quad \text{DW} = 0.027 \quad p = 0.05^*$$

総合卸売物価指数 WPI を説明変数 (X), 消費者物価指数 CPI を被説明変数 (Y) とする回帰式において係数 t 値は 5%水準で有意であり, 相関係数を検証する P 値は(*) 5%水準で有意であると相関関係を検証している。ところが, DW=0.027は「系列相関」が存在すると推測されるので SAS による一階の階差方式によって, 誤差の系列相関を回避する必要があるが, この誤差の系列相関を回避する分析は本論において式を必要としないので省略する。

一方, 説明変数を逆にして, 説明変数 WPI を (Y), 被説明変数 CPI を (X) とした場合の相関係数 r は 0.115, 非有意であり, DW=0.218も非有意であるので上記よりも弱い相関傾向 (図表省略) が認められる。

消費者物価は卸売物価と乖離した相関関係にあることを検証している。

(5) 日本の WPI と IPI の回帰分析

日本の WPI と IPI の相関係数 r は 0.998**, 1%水準で有意であり, 非常に強い相関関係を示している。回帰分析の結果は表(9)の通りであり, 図(9)のグラフを描いている。

図(9)のグラフは見事な線を描いてその有意性を表している。

$$\text{回帰式: } Y = 19.516 + 0.824X \quad (\text{deta}29), \quad R^2 = 0.996, \quad r = 0.998**,$$

$$(74.73)** \quad \text{DW} = 0.913 \quad p = 2.51E - 33**$$

総合卸売物価指数 WPI を説明変数 (X), 工業製品卸売物価指数 IPI を被説明変数 (Y) とする回帰式において係数の t 値は 1%水準で有意であり, 相関係数を検証する P 値は(**) 1%水準で有意であると相関関係を検証している。ところが, DW=0.913は「系列相関」が存在すると推測されるので SAS による一階の階差方式によって, 誤差の系列相関を回避する必要があるが本論では式を必要としないので省略する。

表(9) 「日米のWPIとIPIの回帰分析データ」

表(9-1) [基本統計量]

	日本WPI	日本IPI
件数	29	29
合計	4454.8	4238.9
平均	153.6138	146.169
偏差平方和	9125.394	6230.862
分散 (n)	314.6688	214.8573
標準偏差 (n)	17.73891	14.65801
分散 (n-1)	325.9069	222.5308
標準偏差 (n-1)	18.05289	14.91747
積和	7523.802	—
相関係数	0.997786	—

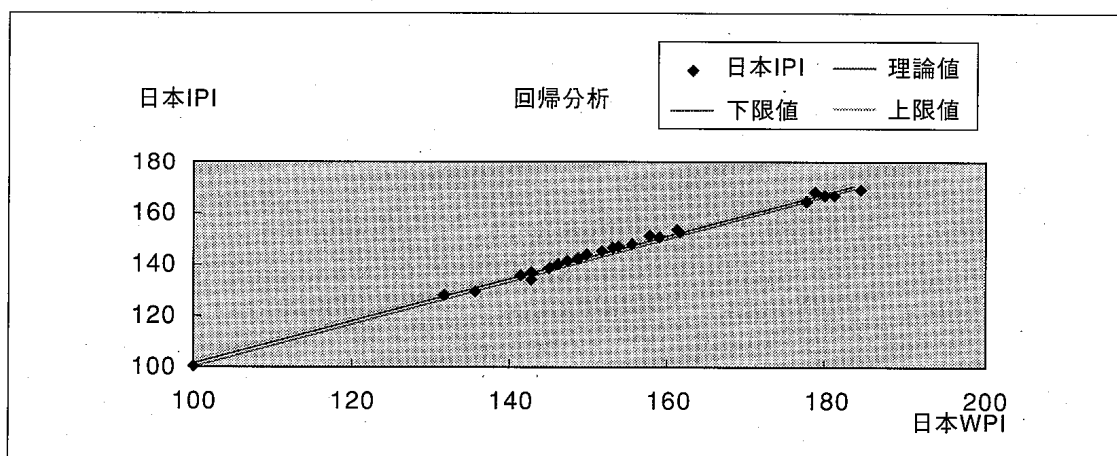
表(9-2) [式の係数と精度]
関数式名 直線

式の係数	a =	0.8244911
	b =	19.51583
精度	決定係数 R^2 =	0.995577
	重相関係数 R =	0.997786
	修正済み決定係数 R^2 =	0.995413
	修正済み重相関係数 R' =	0.997704
	ダーヴィンワトソン比 DW =	0.912688

表(9-3) [分散分析表]

変動因	自由度	偏差平方和	不偏分散	分散比	P 値	判定
全体 (T)	28	6230.862				
回帰	1	6203.305	6203.305	6077.845	2.51E-33	[**]
誤差 (E)	27	27.55734	1.020642			

図(9) 「日本のWPIとIPIの回帰分析グラフ」



一方、説明変数を逆にして、説明変数 WPI を (Y)、被説明変数 IPI を (X) とした場合の相関係数 t は 0.998**, 1%水準で有意であり、 $DW = 0.892$ は非有意であるので上記とほぼ同様の傾向 (図表省略) が認められる。

(6) 日本の IPI と Expi の回帰分析

日本の IPI と Expi の相関係数 r は 0.502 であり、弱い相関関係を示している。回帰分析の結果は表(10)の通りであり、図(10)のグラフを描いている。

表(10) 「日本の IPI と Expi の回帰分析データ」

表(10-1) [基本統計量]

	日本 Expi	日本 IPI
件数	29	29
合計	3252.8	4238.9
平均	112.1655	146.169
偏差平方和	9593.546	6230.862
分散 (n)	330.8119	214.8573
標準偏差 (n)	18.18824	14.65801
分散 (n-1)	342.6266	222.5308
標準偏差 (n-1)	18.51018	14.91747
積和	3882.109	—
相関係数	0.502116	—

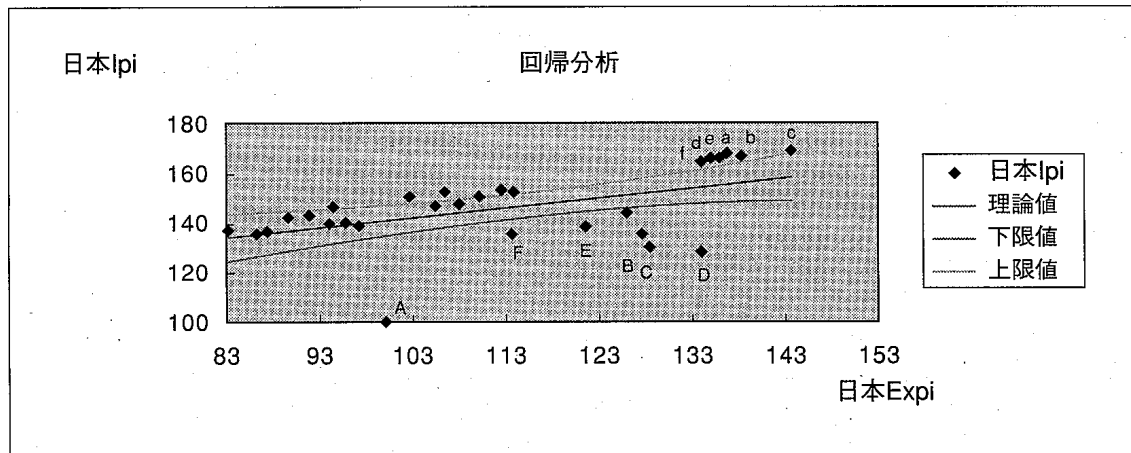
表(10-2) [式の係数と精度]
関数式名 直線

式の係数	a =	0.404658
	b =	100.7802
精度	決定係数 R^2 =	0.252121
	重相関係数 R =	0.502116
	修正済み決定係数 R'^2 =	0.224421
	修正済み重相関係数 R' =	0.473731
	ダーヴィンワトソン比 DW =	0.160195

表(10-3) [分散分析表]

変動因	自由度	偏差平方和	不偏分散	分散比	P 値	判定
全体 (T)	28	6230.862				
回帰	1	1570.928	1570.928	9.102073	0.005511	[**]
誤差 (E)	27	4659.934	172.5901			

図(10) 「日本の IPI と Expi の回帰分析グラフ」



図(10)の下限値の残差-10を超える A ~ F は第 1 次第 2 次オイルショック時代であり、上限値の残差+10前後の a ~ f はレーガノミックス時代に連続して残差が拡大してきている。このことは、日本の輸出競争の問題点を物語っている。

回帰式： $Y = 100.78 + 0.405X$ (deta29), $R^2 = 0.252$ $r = 0.502$,
 (3.017)** $DW = 0.16$ $P = 0.0055**$

神田：為替レートと物価・賃金・GDPの相関分析・回帰分析による検証分析

輸出物価指数 $Expi$ を説明変数 (X), 工業製品卸売物価指数 IPI を被説明変数 (Y) とする回帰式において, 係数 t 値は 1%水準で有意であり, 相関係数を検証する P 値は (**) 1%水準で有意であると相関関係を検証している。ところが, $DW = 0.16$ は「系列相関」が存在すると推測されるので SAS による一階の階差方式によって, 誤差の系列相関を回避する必要があるが, この誤差の系列相関を回避する分析は本論で式を必要としないので省略する。

一方, 説明変数を逆にして, 説明変数 IPI を (X), 被説明変数 $Expi$ を (Y) とした場合の相関係数 r は 0.502, 弱い相関関係を示しており, $DW = 0.16$ は系列相関の存在を示しているので上記とほぼ同様の傾向 (図表省略) が認められる。

(7) 日本の $Expi$ と $Impi$ の回帰分析

$Expi$ と $Impi$ の相関係数 r は 0.865 でありやや強い相関関係を示している。回帰分析の結果は表(11)の通りであり, 図(11)のグラフを描いている。

表(11) 「日本の $Expi$ と $Impi$ の回帰分析データ」

表(11-1) [基本統計量]

	日本 $Expi$	日本 $Impi$
件数	29	29
合計	3252.8	5182.1
平均	112.1655	178.6931
偏差平方和	9593.546	90031.1
分散 (n)	330.8119	3104.521
標準偏差 (n)	18.18824	55.71823
分散 (n-1)	342.6266	3215.396
標準偏差 (n-1)	18.51018	56.70447
積和	25415.7	—
相関係数	0.864801	—

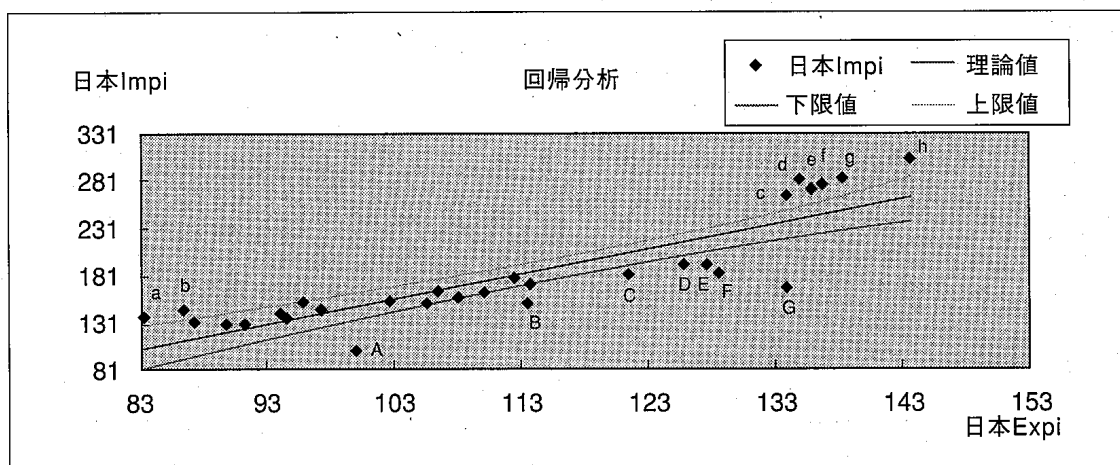
表(11-2) [式の係数と精度]
関数式名 直線

式の係数	a =	2.64925
	b =	-118.461
精度	決定係数 R^2 =	0.747881
	重相関係数 R =	0.864801
	修正済み決定係数 R'^2 =	0.738543
	修正済み重相関係数 R' =	0.859385
	ダーヴィンワトソン比 DW =	0.330331

表(11-3) [分散分析表]

変動因	自由度	偏差平方和	不偏分散	分散比	P 値	判定
全体 (T)	28	90031.1				
回帰	1	67332.56	67332.56	80.09233	1.45E-09	[**]
誤差 (E)	27	22698.54	840.6867			

図(11) 「日本の Expi と Impi の回帰分析グラフ」



図(8)の下限値の残差-20を超える A ~ G は第 1 次, 第 2 次オイルショック時代に連続して残差が拡大し, a ~ h はレーガノミックス時代とビッグバン以降に残差+20を越えてきている。

回帰式: $Y = -118.46 + 2.649 X$ (deta29), $R^2 = 0.748$, $r = 0.865^*$,
 (8.949)** $DW = 0.33$ $p = 1.45E - 09^{**}$

輸出物価指数 Expi を説明変数 (X), 輸入物価指数 Impi を被説明変数 (Y) とする回帰式において係数 t 値は 1%水準で有意であり, 相関係数を検証する P 値は(**) 1%水準で有意であると相関関係を検証している。ところが, $DW = 0.33$ は「系列相関」が存在すると推測されるので SAS による一階の階差方式によって, 誤差の系列相関を回避する必要があるが本論では省略する。

一方, 説明変数を逆にして, 説明変数 Expi を (Y), 被説明変数 Impi を (X) とした場合の相関係数 r は 0.865^* , 5%水準で有意であり, $DW = 0.281$ は系列相関の存在が推測されるので上記とほぼ同様の傾向 (図表省略) が認められる。

3. 物価指数から算定した適正平価

日米物価指数から算定した平価は表(12)の通りである。

神田：為替レートと物価・賃金・GDPの相関分析・回帰分析による検証分析

購買力平価算定式=73年基準年為替レート271.7円 X 日本の物価指数÷米国の物価指数

表(12) 「日米物価指数から算定した物価平価と相関係数 r 一覧表」

	為替レート	cpr	wpr	ipr	expr	impr	ppp
73	271.7	271.7	271.7	271.7	271.7	271.7	267
74	292.08	301.26	300.26	284.8	285.34	307.66	295
75	296.79	308.69	282.99	261.08	244.49	302.82	289
76	296.55	319.39	284.7	254.47	235.2	308.93	292
77	268.51	318.48	273.02	242.29	216.04	272.45	291
78	210.44	314.27	246.56	222.23	188.84	207.93	284
79	219.14	292.65	235.35	209.23	184.06	224.54	268
80	226.74	277.12	225.79	209.25	175.94	259.46	257
81	220.54	264.27	225.79	188.18	163.11	249.76	243
82	249.08	255.83	225.13	185.25	167.52	273.77	232
83	237.51	252.91	217.8	180.48	155.88	263.53	227
84	237.52	247.88	211.82	176.51	154.82	250.03	223
85	238.54	241.39	210.53	174.1	153.7	250.14	219
86	168.52	240.88	196.91	167.53	129.2	166.03	217
87	144.64	232.63	184.66	158.05	120.71	142.19	211
88	128.15	225.26	175.8	151.61	110.08	129.41	204
89	137.96	219.52	171.77	147.91	112	135.01	199
90	144.79	214.88	169.29	145.21	113.42	142.15	195
91	134.71	212.93	169.38	144.07	106.28	130.53	193
92	126.65	210.2	165.73	140.79	102.41	121.64	188
93	111.2	206.64	157.28	134.79	93.85	109.66	184
94	102.21	202.94	152.04	130.5	89.33	101.95	181
95	94.06	197.14	145.5	124.47	83.19	97.41	169
96	108.78	191.76	139.92	120.56	86.64	105.82	170
97	120.99	190.74	140.78	120.9	89.63	116.61	165
98	130.91	188.83	142.29	122.13	93.88	118	164
99	113.91	184.35	138.87	118.8	85.38	106.13	161
0	107.77	177.09	131.43	111.57	80.1	104.36	
1	121.53	179.97	129.93	109.73	83.8	114.72	

注：1. 表(1)の日米の物価指数から上記算定式で計算。

2. ppp は OECD¹⁴⁾ の購買力平価を採用

単相関係数
件数27

	為替レート	cpr	wpr	ipr	expr	impr	ppp
為替レート	1.0000	0.8943	0.9563	0.9228	0.9361	0.9924	0.9087
cpr	0.8943	1.0000	0.9608	0.9344	0.9010	0.8794	0.9924
wpr	0.9563	0.9608	1.0000	0.9866	0.9779	0.9386	0.9804
ipr	0.9228	0.9344	0.9866	1.0000	0.9930	0.8973	0.9664
expr	0.9361	0.9010	0.9779	0.9930	1.0000	0.9101	0.9396
impr	0.9924	0.8794	0.9386	0.8973	0.9101	1.0000	0.8921
ppp	0.9087	0.9924	0.9804	0.9664	0.9396	0.8921	1.0000

14) OECD Statistics Directory purchasing power parities and real expenditures
1996

表(12)の物価指数算定平価一覧表から相関関係の強い組合せを取り上げると次の通りになる。

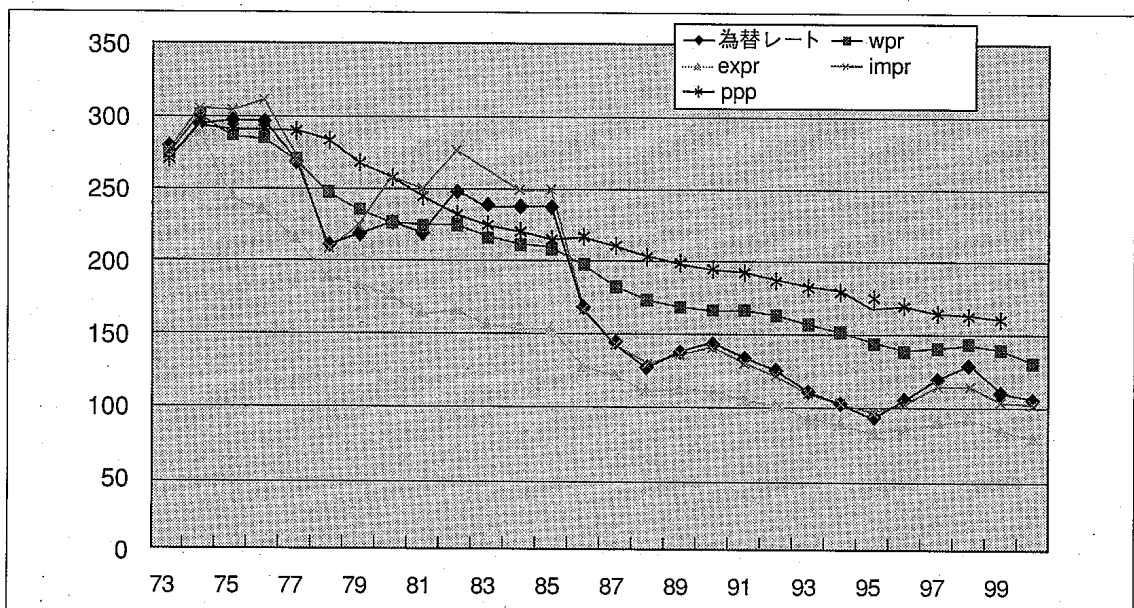
1. cpr(日米消費者物価指数による平価)と ppp(OECD の購買力平価) 相関係数 r は0.9924**
2. wpr(日米総合卸売物価指数による平価)と ipr(日米工業製品卸売物価指数による平価), 相関係数 r は0.98**
3. ipr と expr (日米輸出物価指数による平価), 相関係数 r は0.993**
4. impr (日米輸入物価指数による平価)と為替レート, 相関係数 r は0.993** これらの平価の組合せは因果関係の最も深い物価指数による平価の組合せであり相関係数 r も0.9以上で1%水準で有意であり, 非常に強い相関関係を有していることを立証している。

為替レート分析のための代表平価として上記の中から次のものを選定し分析する。

1. 消費者物価を代表する平価として ppp を採用する。
2. 卸売物価を代表する平価として wpr を採用する。
3. 輸出入を代表する平価として expr と impr を採用する。

為替レートと代表平価の時系列変動は図(12)のグラフの通り変動している。

図(12) 「為替レートと代表平価の変動グラフ」



神田：為替レートと物価・賃金・GDPの相関分析・回帰分析による検証分析

(1) ppp と為替レートの回帰分析

ppp は為替レートの理論的上限を示す平価であることの判定を試みる。

この平価を上回る為替レートになると物価高となり、商品の購入意欲が減退し、需要が減少する。

ppp と為替レートの相関係数 r は 0.909^{**} 、1%水準で有意であり、非常に強い相関関係を示しているので相関関係のあることを証明している。

回帰分析の結果は表(13)の通りであり、図(13)のグラフを描いている。

図(13)の下限値の残差 -20 を超えている A - E は第2次オイルショック時代、レーガノミックス後の急激な円高時代で残差が拡大、残差 $+20$ をこえる a ~ c はレーガノミックス時代に乖離してきている。

回帰式： $Y = -121.776 + 1.39X$ (deta27), $R^2 = 0.826$, $r = 0.909^{**}$

(10.883)** DW = 0.641 p = 5.66E - 11**

購買力平価 ppp を説明変数 (X)、為替レートを被説明変数 (Y) とする回帰式において係数 t 値は 1%水準で有意であり、相関係数を検証する P

表(13) 「ppp と為替レートの回帰分析データ」

表(13-1) [基本統計量]

	ppp	為替レート
件数	27	27
合計	5988	5032.62
平均	221.7778	186.3933
偏差平方和	51960.67	121504.3
分散 (n)	1924.469	4500.158
標準偏差 (n)	43.86877	67.08321
分散 (n-1)	1998.487	4673.241
標準偏差 (n-1)	44.70444	68.3611
積和	72201.42	—
相関係数	0.908683	—

表(13-2) [式の係数と精度]
関数式名 直線

式の係数	a =	1.38954
	b =	-121.776
精度	決定係数 R^2 =	0.825706
	重相関係数 R =	0.908683
	修正済み決定係数 R^2 =	0.818734
	修正済み重相関係数 R' =	0.904839
	ダーヴィンワトソン比 DW =	0.641304

表(13-3) [分散分析表]

変動因	自由度	偏差平方和	不偏分散	分散比	P 値	判定
全体 (T)	26	121504.3				
回帰	1	100326.8	100326.8	118.4356	5.66E-11	[**]
誤差 (E)	25	21177.5	847.1			

修道商学 第 43 卷 第 1 号

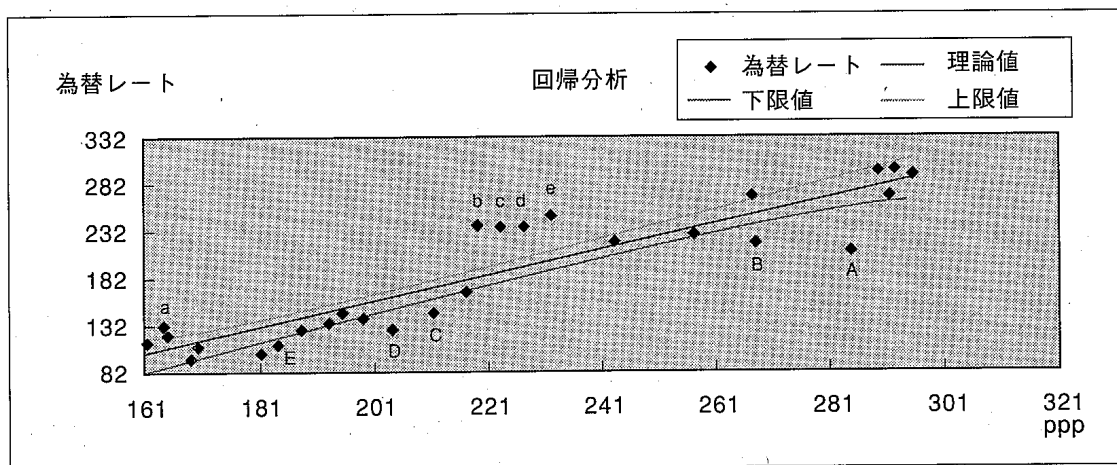
表(13-4) [理論値] 区間推定 95%
直線

年	ppp	為替レート	理論値	残 差	下限値	上限値
73	267	271.7	249.2314	22.46858	232.6635	265.7994
74	295	292.08	288.1385	3.941467	265.6923	310.5847
75	289	296.79	279.8013	16.98871	258.693	300.9096
76	292	296.55	283.9699	12.58009	262.1967	305.7432
77	291	268.51	282.5804	-14.0704	261.0297	304.1311
78	284	210.44	272.8536	-62.4136	252.8335	292.8737
79	268	219.14	250.621	-31.481	233.8633	267.3786
80	257	226.74	235.336	-8.59602	220.5418	250.1302
81	243	220.54	215.8825	4.657542	203.0675	228.6974
82	232	249.08	200.5975	48.48248	188.7525	212.4426
83	227	237.51	193.6498	43.86018	182.0324	205.2673
84	223	237.52	188.0917	49.42834	176.5512	199.6321
85	219	238.54	182.5335	56.0065	170.9744	194.0926
86	217	168.52	179.7544	-11.2344	168.1502	191.3586
87	211	144.64	171.4172	-26.7772	159.5381	183.2962
88	204	128.15	161.6904	-33.5404	149.2431	174.1377
89	199	137.96	154.7427	-16.7827	141.7444	167.741
90	195	144.79	149.1845	-4.39454	135.6692	162.6999
91	193	134.71	146.4055	-11.6955	132.6088	160.2021
92	188	126.65	139.4578	-12.8078	124.8984	154.0172
93	184	111.2	133.8996	-22.6996	118.6756	149.1236
94	181	102.21	129.731	-27.521	113.9809	145.4811
95	169	94.06	113.0565	-18.9965	95.00937	131.1036
96	170	108.78	114.446	-5.66604	96.60034	132.2917
97	165	120.99	107.4983	13.49165	88.63031	126.3664
98	164	130.91	106.1088	24.80119	87.032	125.1856
99	161	113.91	101.9402	11.96981	82.2293	121.6511

表(13-5) [グラフ出力用]

ppp	為替レート	理論値	下限値	上限値
161	113.91	101.9402	82.2293	121.6511
164	130.91	106.1088	87.032	125.1856
165	120.99	107.4983	88.63031	126.3664
169	94.06	113.0565	95.00937	131.1036
170	108.78	114.446	96.60034	132.2917
181	102.21	129.731	113.9809	145.4811
184	111.2	133.8996	118.6756	149.1236
188	126.65	139.4578	124.8984	154.0172
193	134.71	146.4055	132.6088	160.2021
195	144.79	149.1845	135.6692	162.6999
199	137.96	154.7427	141.7444	167.741
204	128.15	161.6904	149.2431	174.1377
211	144.64	171.4172	159.5381	183.2962
217	168.52	179.7544	168.1502	191.3586
219	238.54	182.5335	170.9744	194.0926
223	237.52	188.0917	176.5512	199.6321
227	237.51	193.6498	182.0324	205.2673
232	249.08	200.5975	188.7525	212.4426
243	220.54	215.8825	203.0675	228.6974
257	226.74	235.336	220.5418	250.1302
267	271.7	249.2314	232.6635	265.7994
268	219.14	250.621	233.8633	267.3786
284	210.44	272.8536	252.8335	292.8737
289	296.79	279.8013	258.693	300.9096
291	268.51	282.5804	261.0297	304.1311
292	296.55	283.9699	262.1967	305.7432
295	292.08	288.1385	265.6923	310.5847

図(13) 「ppp と為替レートの回帰分析グラフ」



値は(**) 1%水準で有意であると相関関係を検証している。ところが、DW = 0.64で「系列相関」が存在すると推測されるので SAS による一階の階差方式によって、誤差の系列相関を回避する分析を行う。

SAS による一階の階差で回帰分析すると出力の結果は以下の通りである。

Dependent Variable : DX

Analysis of Variance					
Sum of Mean					
Source	DF	Squares	Square	F Value	Prob > F
Model	1	656.49766	656.49766	1.339	0.2581
Error	25	12254.32584	490.17303		
U Total	26	12910.82350			

Root MSE	22.13985	R-SQUARE	0.0508
Dep Mean	-6.06885	Adj R-sq	0.0129

Parameter ESTIMATES

Variable	DF	Parameter	Standard Error	t for HO: Parameter	prob > t
		ESTIMATES	Error	Parameter	

DY	1	0.573791	0.49580640	1.157	0.2581
DURBIN - WATSON D				1.598	
(for Number of Obs)				26	
1st order Autocorrelation				0.191	

上記の SAS による一階の階差の回帰分析の結果から主要なデータをまとめると次の通りである。(以降は SAS による回帰分析データは主要データのみ掲載)

$$\begin{aligned} \bar{Y} &= 182.17 & [Y = 54.87 + 0.574X] & \text{(deta26)} \\ \bar{X} &= 221.78 & (t \text{ 値}^{15}) & 1.157), \quad \text{Prov} > t = 0.2581 \\ a &= 0.574 & R^2 &= 0.0508, \quad r = 0.225 \\ b &= \bar{Y} - a\bar{X} = 54.87 & \text{Adj } R^2 &= 0.0129 \\ & & t^2 = F \text{ 値} & 1.339 \quad \text{DW} = 1.598 \\ & & 1^{\text{ST}} \text{ order Autocorrelation} & 0.191 \end{aligned}$$

SAS による 1 階の階差で回帰分析した結果、DW は 1 を超えて改善したものの、t 値、F 値共に 25% の確率は高すぎて非有意であるので、回帰式の成立を検証することができなかった。即ち、「系列相関」は改善されたものの係数は 25% の確率でゼロになる可能性が存在し、残念ながら回帰式の成立を認めがたい。

(2) wpr と為替レートの回帰分析

総合卸売物価による平価 wpr は卸売関係平価の中心をなす物価平価であるので為替レートの適正平価を示す指標であることの判定を試みる。

wpr と為替レートの相関係数 r は 0.956** 非常に強い相関関係であり、1% 水準の有意である。回帰分析は表(14)の通りであり、図(14)のグラフを描

15) t 値は偏回帰変数を標準誤差で割った値で、t 値の 2 乗 = F 値である。t 値がある値と比較して大きければ有意と判断する。

神田：為替レートと物価・賃金・GDPの相関分析・回帰分析による検証分析

表(14) 「wpr と為替レートの回帰分析データ」

表(14-1) [基本統計量]

	wpr	為替レート
件数	29	29
合計	5723.02	5261.92
平均	197.3455	181.4455
偏差平方和	75902.17	131183.2
分散 (n)	2617.316	4523.558
標準偏差 (n)	51.15971	67.2574
分散 (n-1)	2710.792	4685.114
標準偏差 (n-1)	52.06527	68.44789
積和	95424.15	—
相関係数	0.956296	—

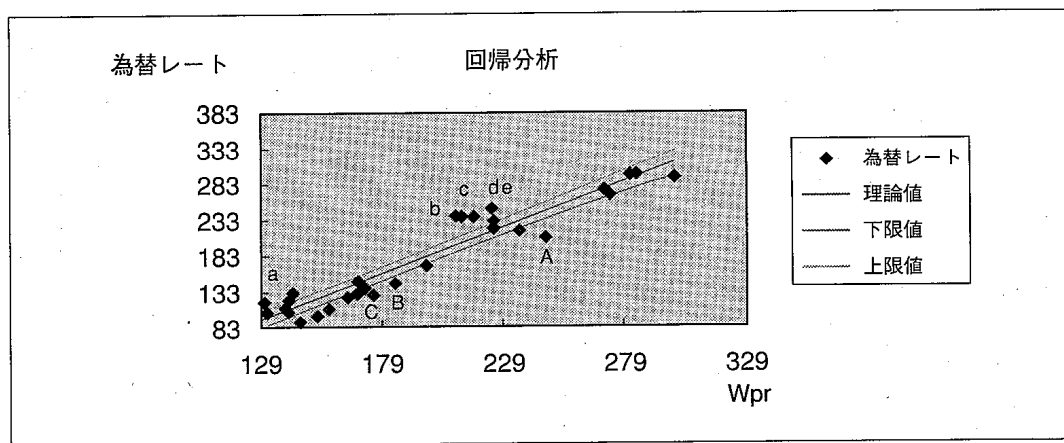
表(14-2) [式の係数と精度]
関数式名 直線

式の係数	a =	1.257199
	b =	-66.6571
精度	決定係数 R^2 =	0.914501
	重相関係数 R =	0.956296
	修正済み決定係数 R^2 =	0.911334
	修正済み重相関係数 R' =	0.954638
	ダーヴィンワトソン比 DW =	0.71809

表(14-3) [分散分析表]

変動因	自由度	偏差平方和	不偏分散	分散比	P 値	判定
全体 (T)	28	131183.2				
回帰	1	119967.2	119967.2	288.7935	6.05E-16	【**】
誤差 (E)	27	11216.02	415.4081			

図(14) 「wpr と為替レートの回帰分析グラフ」



いている。

図(14)の残差+20余りある a～e はレーガノミックス時代に、残差-20余りある A-E は、第2次オイルショック時代と87-88年、94-95年に乖離している。

回帰式： $Y = -66.657 + 1.257X$ [deta28], $R^2 = 0.915$, $r = 0.956^{**}$,
[16.994]** DW=0.718 p=6.05E-16**

総合卸売物価平価 wpr を説明変数 (X) と為替レートを被説明変数 (Y) とする回帰式において係数 t 値は 1%水準で有意であり、相関係数を検証する P 値は(**) 1%水準で有意であると相関関係を検証している。ところが、 $DW=0.718$ は「系列相関」が存在すると推測されるので SAS による一階の階差方式によって、誤差の系列相関を回避する分析を行う。

SAS による一階の階差で回帰分析すると出力の結果「Analysis of Variance」アウトプットされた主要なデータは次の通りである。(データの明細は省略)

$$\begin{aligned} \bar{Y} &= 183.59 & [Y &= -72.68 + 1.283X] \text{ (deta28)} \\ \bar{X} &= 199.75 & (t \text{ 値} &4.258), & \text{Prob} > t & 0.0002^{**} \\ a &= 1.283 & R^2 &= 0.402, & \text{Adj } R^2 &= 0.38 \\ b &= \bar{Y} - a\bar{X} = -72.68 & r &= 0.634 \\ & & t^2 = F \text{ 値} &18.126 & \text{Prob} > F & 0.0002^{**} \\ & & DW &= 1.875 \\ & & 1^{\text{ST}} \text{ order Autocorrelation} & 0.03 \end{aligned}$$

SAS による 1 階の階差で回帰分析した結果、 DW は見事に 2 に近づき、 t 値、 F 値共に 1%水準で有意であり、回帰式の成立を証明している。決定係数 $R^2=0.402$ は、回帰式がゼロでなく、 X の変数が Y の変数の成立を 40.2%説明できることを証明しているので回帰式は成立する。

(3) $expr$ と為替レートの回帰分析

$expr$ は輸出採算の限界を示す平価であり、この平価を為替レートが切り上げると輸出が不可能になる基準の平価である。

$expr$ と為替レートの相関分析は相関係数 r が 0.939^{**} 、1%の水準で有意であり、非常に強い相関関係を示して連動している。回帰分析は表(15)の通りであり、図(15)のグラフを描いている。

神田：為替レートと物価・賃金・GDPの相関分析・回帰分析による検証分析

表(15) 「expr と為替レートの回帰分析データ」

表(15-1) [基本統計量]

	expr	為替レート
件数	29	29
合計	4176.54	5261.92
平均	144.0186	181.4455
偏差平方和	101923.2	131183.2
分散 (n)	3514.593	4523.558
標準偏差 (n)	59.28401	67.2574
分散 (n-1)	3640.114	4685.114
標準偏差 (n-1)	60.33336	68.44789
積和	108785.2	—
相関係数	0.940793	—

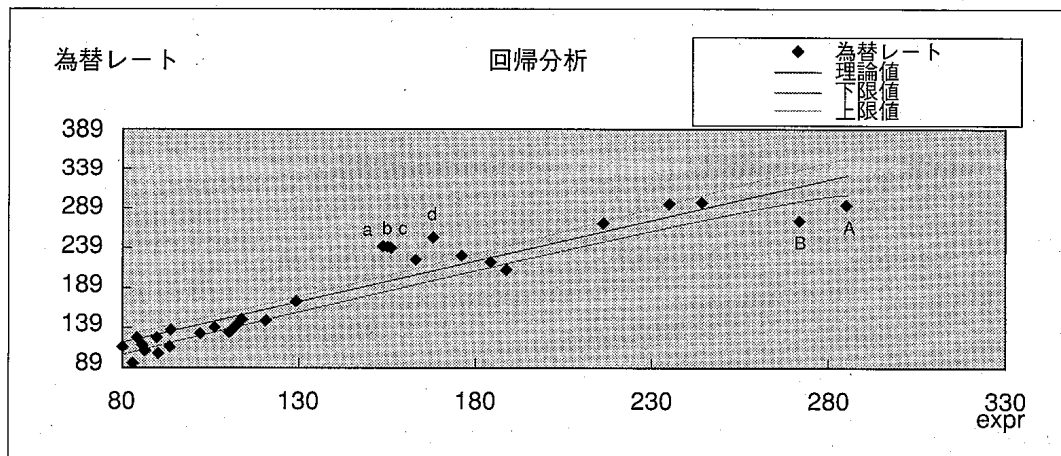
表(15-2) [式の係数と精度]
関数式名 直線

式の係数	a =	1.067325
	b =	27.73082
精度	決定係数 R ² =	0.885092
	重相関係数 R =	0.940793
	修正済み決定係数 R ² =	0.880836
	修正済み重相関係数 R' =	0.938529
	ダーヴィンワトソン比 DW =	0.476341

表(15-3) [分散分析表]

変動因	自由度	偏差平方和	不偏分散	分散比	P 値	判定
全体 (T)	28	131183.2				
回帰	1	116109.2	116109.2	207.9704	3.32E-14	[**]
誤差 (E)	27	15074.01	558.2966			

図(15) 「expr と為替レートの回帰分析グラフ」



回帰式： $Y = 27.73 + 1.067X$, (deta29) $R^2 = 0.885$, $r = 0.941^{**}$

(14.421)**, $DW = 0.476$ $p = 3.32E - 14^{**}$

輸出物価指数 expr を説明変数 (X), 為替レートを被説明変数 (Y) とする回帰式において係数 t 値は 1%水準で有意であり, 相関係数を検証する P 値は(**) 1%水準で有意であると相関関係を検証している。ところが, $DW = 0.877$ で「系列相関」が存在すると推測されるので SAS による一階の階差方式によって, 誤差の系列相関を回避する分析を行う。

図(15)の a - d はレーガノミックス時代に、A - B は第 1 次オイルショックの 73 - 4 年に乖離している。

SAS による一階の階差で回帰分析すると出力の結果「Analysis of Variance」アウトプットされた主要なデータは次の通りである。(データの明細は省略)

$$\begin{aligned} \bar{Y} &= 183.59 & [Y &= 13.54 + 1.14X] & (\text{deta}28) \\ \bar{X} &= 149.17 & (t \text{ 値} & 4.75), & \text{Prob} > t & 0.0001^{**} \\ a &= 1.140 & R^2 &= 0.455, & \text{Adj } R^2 &= 0.435 \\ b &= \bar{Y} - a\bar{X} = 13.54 & r &= 0.675 & \text{DW} & 1.474 \\ & & t^2 &= F \text{ 値} 22.571 & \text{Prob} > F & 0.0001^{**} \\ & & 1^{\text{ST}} \text{ order Autocorrelation} & & & 0.255 \end{aligned}$$

SAS による 1 階の階差で回帰分析した結果、DW は 1 を超え、t 値、F 値共に 1% 水準で有意である。また、 R^2 は 46% 上記回帰式の成立を証明している。この結果、為替レートの子測は $X = 80$ と推定すると理論的に次の結果が出る。例、 $\text{expr}(X) = 80$ と推定、為替レートは上記式より 109.09 円と予測される。

(4) impr と為替レートの回帰分析

impr は輸入物価の平価であり、impr が ppp を超えると輸入採算割れになる平価である。

impr と為替レートの相関分析は相関係数 r が 0.993^{**}、1% の水準で有意であり、非常に強い相関関係を示して連動している。回帰分析は表(16)の通りであり、図(16)のグラフを描いている。

図(16)のグラフは残差 17 - 20 の A、B は 80 - 81 年第 2 次オイルショックの影響時代で、若干の乖離があるが、相関グラフは連動を物語っている。

SAS による一階の階差で回帰分析すると出力の結果主要データは以下の通りである。(明細は省略)

神田：為替レートと物価・賃金・GDPの相関分析・回帰分析による検証分析

表(16) 「impr と為替レートの回帰分析データ」

表(16-1) [基本統計量]

	impr	為替レート
件数	29	29
合計	5384.34	5261.92
平均	185.6669	181.4455
偏差平方和	163726.8	131183.2
分散 (n)	5645.75	4523.558
標準偏差 (n)	75.13821	67.2574
分散 (n-1)	5847.384	4685.114
標準偏差 (n-1)	76.46819	68.44789
積和	145521.2	—
相関係数	0.99295	—

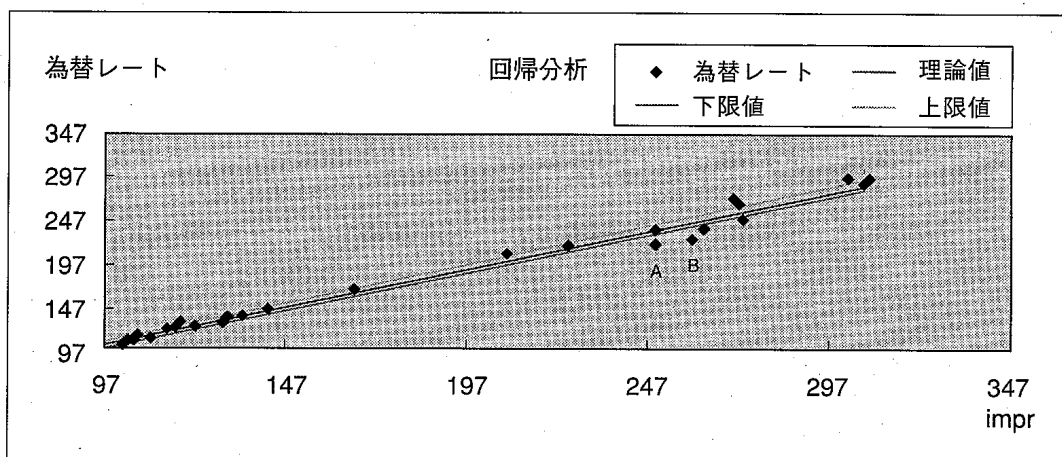
表(16-2) [式の係数と精度]
関数式名 直線

式の係数	a =	0.888805
	b =	16.42379
精度	決定係数 R ² =	0.98595
	重相関係数 R =	0.99295
	修正済み決定係数 R ² =	0.985429
	修正済み重相関係数 R' =	0.992688
	ダーヴィンワトソン比 DW =	0.761932

表(16-3) [分散分析表]

変動因	自由度	偏差平方和	不偏分散	分散比	P 値	判定
全体 (T)	28	131183.2				
回帰	1	129340	129340	1894.679	1.51E-26	[**]
誤差 (E)	27	1843.152	68.26488			

図(16) 「impr と為替レートの回帰分析の回帰分析グラフ」



回帰式： $Y = 16.424 + 0.889X$ (deta29), $R^2 = 0.986$, $r = 0.993^{**}$
 $(43.538)^{**}$ $DW = 0.762$ $p = 1.51E - 26^{**}$

impr の説明変数 (X), 為替レートの被説明変数 (Y) とする回帰式において係数 t 値は 1%水準で有意であり, 相関係数を検証する P 値は(**) 1%水準で有意であると相関関係を検証している。ところが, $DW = 0.762$ は「系列相関」が存在すると推測されるので, SAS による一階の階差方式によって, 誤差の系列相関を回避する分析を行う。

SAS による一階の階差で回帰分析すると出力の結果「Analysis of Variance」アウトプットされた主要なデータは次の通りである。(データの明細は省略)

$$\begin{aligned} \bar{Y} &= 183.59 & [Y &= 31.34 + 0.809X] \text{ (deta28)} \\ \bar{X} &= 188.2 & (t \text{ 値} & 246.9^{**}), \quad \text{Prov } t = 0.0001^{**} \\ a &= 0.809 & R^2 &= 0.9014^{**}, \quad \text{Adj } R^2 = 0.8987 \\ b &= \bar{Y} - a\bar{X} = 31.34 & t^2 &= F \text{ 値} 246.9^{**} \quad \text{Prob.} > F 0.0001^{**} \\ & & r &= 0.949 \quad \text{DW} = 2.046 \\ & & & 1^{\text{ST}} \text{ Order Autocorrelation } -0.063 \end{aligned}$$

SAS による 1 階の階差で回帰分析した結果、DW は見事に 2 に近づき、t 値、F 値共に 1%水準で有意であり、完全な直線の上記 1 次式が成立していることを証明している。R² は 90% の高い説明力で回帰式 X と Y の関係の成立を証明している。例 impr(X) = 120 と推定すると為替レート (Y) は上記式より 129.44 円と予測される。

(6) 物価指数による算定平価の結論

- ① 各種の物価指数による各種の平価は相関分析の結果、1%水準で有意であり相関関係が存在することが検証された。従って、為替レートは物価平価が原因で為替レートが結果として決定する相関関係があることが検証された。
- ② ppp は為替レートの理論的上限を示す平価であり、この平価を上回る為替レートになると購買力がなくなり、需要が減少するので貿易の採算が取れなくなる。オイルショックなど経済に異常事態が発生し、異常なインフレにならない限り、ppp の水準を越える円安になり得ないことが分析データから証明された。Y = b + aX の回帰式は成立しなかったが、系列相関が存在するものの相関関係は 1%水準で有意である。
- ③ 総合卸売物価による平価 wpr は卸売関係平価の中心をなす基本平

神田：為替レートと物価・賃金・GDPの相関分析・回帰分析による検証分析

価であり、為替レートの適正平価を示す指標平価である。回帰式 $[Y = -72.68 + 1.283X]$ (deta28) は成立し、決定係数 $R^2 = 0.402$ は説明変数 X が被説明変数 Y を何%説明力があるかという指標であるので、40% X が Y を説明できることを証明している。

例：回帰式を用いて wpr の視点から $X = 130$ で為替レートの適正平価を予測すると $Y = 94.23$ 円と適正平価が算出される。

- ④ $expr$ は輸出採算の限界を示す平価であり、この平価を為替レートが切り上げると輸出が不可能になる基準の平価である。変動相場制移行後の為替レートは年単位でみるとデータが示す通り、この平価を1度も切り上げていない。回帰式の $[Y = 1.14X + 13.54]$ (deta28), $R^2 = 0.455$ は約46%の比率で式の成立を証明している。

例：回帰式を用いて、 $expr$ の視点から $X = 85$ で為替レートの適正平価を予測すると、 $Y = 110.44$ 円と算出される。

- ⑤ $impr$ は輸入物価の平価であり、 $impr$ が ppp を超えると輸入採算割れになる平価であるので $impr$ を論じるとき ppp を円安の限界平価として考慮する必要がある。オイルショック及びレーガノミックス時代の異常な時代に為替レートは ppp を超えているが他の時代は超えていない。SASによる回帰分析は $DW = 2.046$ で2に近く、 $R^2 = 0.9$ で1に近く、 t 値 F 値は $\{\ast\ast\}$ 1%水準で有意であるので、回帰式は $[Y = 0.809X + 31.34]$ が成立し、これを用いて、 $impr$ の視点から為替レートの適正平価の予測が可能である。

例： $X = 110$ で為替レートの適正平価を予測すると $Y = 120.33$ 円となる。

以上、 wpr , $expr$, $impr$ と為替レートの回帰式は成立し、それぞれの立場から為替の適正平価を表すことが判明した。

II. 日米国内総生産 (GDP) と基礎条件の分析

1973年為替変動相場制移行後の為替平価のファンダメンルズ (基礎条件) を日米の国民総生産 GDP に求めて為替レートに対する GDP_r 平価の有効性の分析を行う。

1. GDP_r を検証するための賃金平価 [awpr, mwpr] との相関分析

GDP_r を検証するため賃金平価 [awpr, mwpr] との相関分析を行い GDP_r の有効性を検証する。GDP の原統計を IMF の IFS 統計により作成すると表(17)の通りである。

2. 日米の GDP から生産性を比較分析

GDP は両国の国内総生産の規模を表す。日米一人当りの GDP は73年を100にして2000年までの推移表及びこの間の日米の一人当りの GDP_i 格差をまとめると表(18)の通りである。また、日米一人当りの GDP_i を73年100として2000年は日本389.9、米国541.5と格差が拡大している。その格差は1次、第2次オイルショックを経験する過程で日本の生産性が米国を上回っていたが、83年を境にして逆転し、バブルの崩壊の91年を境に日米のバランスが崩れはじめ、日本は経済構造を改革するためにビッグバンに踏み切った98年から急激に格差を拡大している。この原因は、日本の GDP がマイナス成長を、賃金が減少を続けるデフレ経済の中で生じ、2000年には-28%に拡大した。この事実は日米経済力の歴史的事実を反映している。

このような日米の GDP_i 格差が生じた要因は日本が競争の原理に馴染まない商慣習や社会慣習があるなかで、わが国の市場もグローバル市場になり、競争原理がわが国の経済構造や社会構造の改革を進め、それを受け入れなければ国際市場で対応できない、受け入れざるを得ない状況に追い込まれてきた結果であると判断される。このことは次章Ⅲの日米平均賃金の推移からも立証されている。

神田：為替レートと物価・賃金・GDPの相関分析・回帰分析による検証分析

表(17) 「日米国内総生産 (GDP) の推移データ」

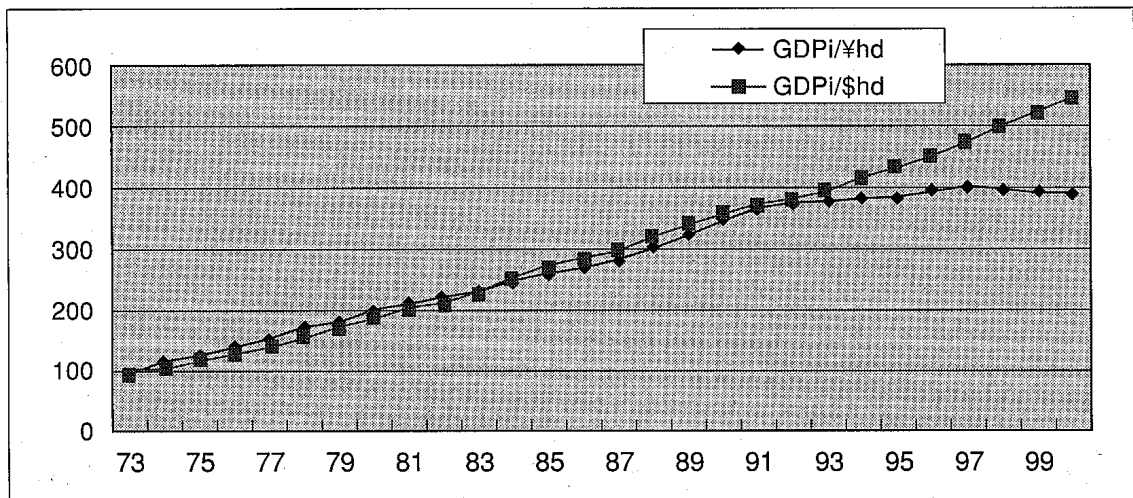
	GDP/JP	GDP/US	GDP/JP	GDP/US	GDP/¥hd	GDP/\$hd	GDP/¥hd	GDP/\$hd	GDP/¥hd	GDP/\$hd	GDP/¥hd	GDP/\$hd	GDP/¥hd	GDP/\$hd	為替レート
1973	112498	13,855	100	100	1034.8	6538	100	100	100	100	158.27	100	100	271.7	
74	134244	15010	119	108	1218.6	7019	117.8	107.4	117.8	107.4	173.61	115.8	107.4	292.08	
75	148327	16352	132	118	1329.5	7571	128.5	115.8	128.5	115.8	175.6	127.9	115.8	296.79	
76	166573	18239	148	132	1477.1	8365	142.7	127.9	142.7	127.9	176.58	141.1	127.9	296.55	
77	185622	20314	165	147	1630.3	9224	157.5	141.1	157.5	141.1	176.75	157.8	141.1	268.51	
78	204404	22959	182	166	1779	10314	171.9	157.8	171.9	157.8	172.48	174.4	157.8	210.44	
79	221547	25664	197	185	1912	11403	184.8	174.4	184.8	174.4	167.68	187.7	174.4	219.14	
80	243235	27956	216	202	2082.3	12274	201.2	187.7	201.2	187.7	169.65	208.3	187.7	226.74	
81	261028	31313	232	226	2218.5	13618	214.4	208.3	214.4	208.3	162.91	214.7	208.3	220.54	
82	274050	32592	244	232	2313	14038	223.5	214.7	223.5	214.7	164.77	230.8	214.7	249.08	
83	285579	35349	254	255	2393.6	15087	231.3	230.8	231.3	230.8	158.65	245.3	230.8	237.51	
84	304859	39327	271	284	2538.8	16638	245.3	254.5	245.3	254.5	152.59	270.2	254.5	237.52	
85	325792	42130	290	304	2696.1	17665	260.5	270.2	260.5	270.2	152.62	271.2	270.2	238.54	
86	340948	45294	303	327	2806.4	18501	271.2	283	271.2	283	151.69	281.6	283	168.52	
87	355837	47425	316	342	2914.5	19529	281.6	298.7	281.6	298.7	149.24	300.8	298.7	144.64	
88	381579	51083	339	369	3112.9	20845	300.8	318.8	300.8	318.8	149.34	321.6	318.8	128.15	
89	409602	54891	364	396	3328.2	22193	321.6	339.4	321.6	339.4	149.97	345.8	339.4	137.96	
90	441915	58032	393	419	3578.8	23217	345.8	355.1	345.8	355.1	154.15	365.8	355.1	144.79	
91	469230	59862	417	432	3785.3	23695	365.8	362.4	365.8	362.4	159.75	374	362.4	134.71	
92	481582	63189	428	456	3870.6	24744	374	378.5	374	378.5	156.43	376.6	378.5	126.65	
93	486519	66423	432	479	3897.5	25668	376.6	392.6	376.6	392.6	151.84	379.7	392.6	111.2	
94	491835	70543	437	509	3929	27069	379.7	414	379.7	414	145.15	383.4	414	102.21	
95	497739	74005	442	534	3967	28135	383.4	438.3	383.4	438.3	141	392.5	438.3	94.06	
96	510802	78132	454	564	4061.7	29433	392.5	450.2	392.5	450.2	138	400	450.2	108.78	
97	521862	83008	464	599	4139.5	30971	400	473.7	400	473.7	133.66	394.3	473.7	120.99	
98	515835	87902	459	634	4080.7	32489	394.3	496.9	394.3	496.9	125.6	391.1	496.9	130.91	
99	512530	92992	456	671	4046.8	34102	391.1	521.6	391.1	521.6	118.67	389.9	521.6	113.91	
0	511836	99631	455	719	4034.3	35403	389.9	541.5	389.9	541.5	113.95		541.5	107.77	

注：①. 一人当りの GDP = GDP ÷ 総人口で算定, (GDP/¥hd, GDP/\$hd)
 ②. GDPi は73年の GDP を分母に, 73年を100として算定。GDPt = 日本の一人当りの GDP / ¥hd ÷ 米国の一人当りの GDP / \$hd で算定
 ③. 相関分析を行うため為替レートを加えた。
 出所：GDP 及び為替レートは IMF の IFS 統計書より作成

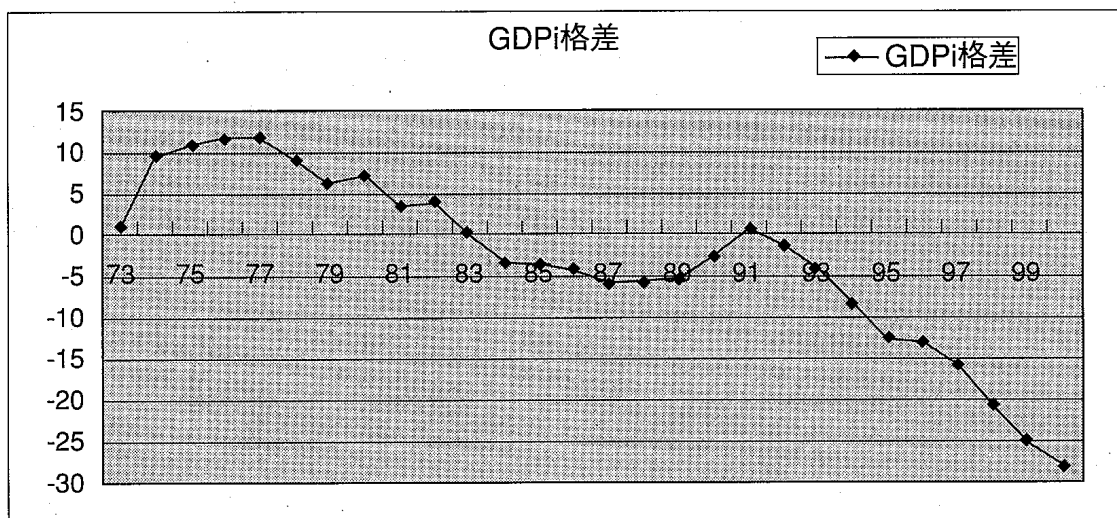
表(18) 「日米一人当たりの GDPi
の格差推移表」

年	GDPi/¥hd	GDPi/\$hd	GDPi 格差
73	100	100	1
74	117.8	107.4	9.7
75	128.5	115.8	11.0
76	142.7	127.9	11.6
77	157.5	141.1	11.6
78	171.9	157.8	8.9
79	184.8	174.4	6
80	201.2	187.7	7.2
81	214.4	208.3	2.9
82	223.5	214.7	4.1
83	231.3	230.8	0.2
84	245.3	254.5	-3.6
85	260.5	270.2	-3.6
86	271.2	283	-4.2
87	281.6	298.7	-5.7
88	300.8	318.8	-5.6
89	321.6	339.4	-5.2
90	345.8	355.1	-2.6
91	365.8	362.4	0.9
92	374	378.5	-1.2
93	376.6	392.6	-4.1
94	379.7	414	-8.3
95	383.4	430.3	-12.5
96	392.5	450.2	-12.8
97	400	473.7	-15.6
98	394.3	496.9	-20.6
99	391.1	521.6	-25
00	389.9	541.5	-28

図(17) 「日米一人当たりの GDPi の推移グラフ」



図(18) 「日米一人当りの GDPi 格差の推移グラフ」



日米の GDP 関係のデータを相関分析すると表(19)の通りとなり、GDPi、GDP_r 関係指数の相関係数 r は0.95** を超える1%水準で有意であり、日米の GDP 関係指標は非常に強い相関関係にあることを証明している。

表(19) 「日米の GDP 及び GDPi の相関係数 r のデータ」

単相関係数

件数28

	GDP/JP	GDP/US	GDPi/JP	GDPi/US	GDP/¥hd	GDP/\$hd	GDPi/¥hd	GDPi/\$hd	GDP _r	為替レート
GDP/JP	1.0000	0.9633	1.0000	0.9633	0.9998	0.9759	0.9998	0.9761	-0.8204	-0.9435
GDP/US	0.9633	1.0000	0.9635	1.0000	0.9583	0.9981	0.9583	0.9981	-0.9236	-0.8990
GDPi/JP	1.0000	0.9635	1.0000	0.9634	0.9998	0.9760	0.9998	0.9762	-0.8207	-0.9432
GDPi/US	0.9633	1.0000	0.9634	1.0000	0.9582	0.9981	0.9583	0.9980	-0.9236	-0.8993
GDP/¥hd	0.9998	0.9583	0.9998	0.9582	1.0000	0.9719	1.0000	0.9721	-0.8114	-0.9437
GDP/\$hd	0.9759	0.9981	0.9760	0.9981	0.9719	1.0000	0.9720	0.9999	-0.9142	-0.9130
GDPi/¥hd	0.9998	0.9583	0.9998	0.9583	1.0000	0.9720	1.0000	0.9721	-0.8114	-0.9437
GDPi/\$hd	0.9761	0.9981	0.9762	0.9980	0.9721	0.9999	0.9721	1.0000	-0.9138	-0.9138
GDP _r	-0.8204	-0.9236	-0.8207	-0.9236	-0.8114	-0.9142	-0.8114	-0.9138	1.0000	0.7708
為替レート	-0.9435	-0.8990	-0.9432	-0.8993	-0.9437	-0.9130	-0.9437	-0.9138	0.7708	1.0000

Ⅲ. 日米業種別賃金の推移と賃金平価の動向の分析

賃金は国民所得計算では消費と貯蓄に変わり、国民経済計算に占める比重が高いので、賃金による適正平価を算定し、為替レートとの相関関係を分析する。日米業種別賃金の原統計の推移は表(20)の通りである。日米業種別賃金を相関分析すると表(21)の通りである。

表(20) 「日米業種別賃

	日本全業種平均賃金	鉱業	建設	製造業	公益事業	運輸通信	卸小売業	金融保険	不動産
73	1470540	1478988	1340292	1395252	1960008	1628784	1398540	1620528	1760964
74	1859604	2061720	1663560	1757568	2429568	2056356	1770204	2068896	2054808
75	2126556	2367612	1896540	1964748	2892468	2384028	1979496	2483748	2288412
76	2402904	2569080	2131692	2202684	3129456	2691312	2213304	2860452	2508444
77	2635440	2832204	2403360	2409048	3395376	2954328	2415360	3206004	2738160
78	2824536	2990604	2625096	2574900	3650412	3129240	2578644	3453180	2947464
79	2974908	3179376	2823432	2733036	3848784	3208968	2719296	3647700	3227364
80	3160632	3377736	3018948	2934852	4044564	3378876	2873736	3889296	3495780
81	3349152	3603060	3260460	3116748	4355016	3611916	3015492	4157928	3615552
82	3464856	3683604	3355212	3234996	4608120	3762324	3023868	4404288	3732924
83	3567228	3822624	3471120	3349272	4725996	3908964	3085404	4621596	3801456
84	3725556	3942096	3649056	3507060	4944936	4069584	3228336	4834932	3970524
85	3805092	4108068	3674928	3594372	5126052	4127076	3272304	4837488	3871992
86	3924000	4088400	3836400	3664800	5413200	4239600	3398400	5106000	4212000
87	4030800	4154400	3976800	3758400	5564400	4432800	3500400	5240400	4346400
88	4094400	4131600	4180800	3824400	5665200	4528800	3412800	5706000	4585200
89	4285200	4312800	4478400	4039200	5916000	4743600	3573600	5835600	5090400
90	4442400	4557600	4819200	4224000	6201600	4975200	3710400	5880000	5304000
91	4617600	5013600	5095200	4416000	6508800	5066400	3877200	5900400	5451600
92	4711200	5197200	5246400	4471200	6661200	5170800	3970800	6057600	5536800
93	4718400	5127600	5334000	4456800	6829200	5276400	3915600	6248400	5274000
94	4813200	5172000	5376000	4543200	6915600	5382000	4009200	6362400	5534400
95	4906800	5222400	5408400	4687200	7010400	5454000	4034400	6494400	5577600
96	4957200	5574000	5540400	4813200	7080000	5423600	4177200	6555600	5030400
97	5054400	5526000	5619600	4953600	7219200	5194800	4282800	6648000	5181600
98	4988400	5592000	5491200	4893600	7267200	5155200	4140000	6421200	5037600
99	4755600	5432400	5481600	4789200	7364400	4849200	3686400	6394800	5347200
0	4777200	5476800	5467200	4880400	7264800	4898400	3685200	6556800	5344800

表(21) 「日米業種別賃

単相関係数

	日本全業種平均賃金	鉱業	建設	製造業	公益事業	運輸通信	卸小売業	金融保険	不動産
全業種平均鉱業	1.0000	0.9716	0.9914	0.7312	0.9732	0.9789	0.9925	0.9885	0.9807
鉱業	0.9716	1.0000	0.9720	0.7092	0.9662	0.9385	0.9600	0.9549	0.9305
建設	0.9914	0.9720	1.0000	0.7215	0.9791	0.9698	0.9742	0.9783	0.9808
製造業	0.7312	0.7092	0.7215	1.0000	0.6453	0.5924	0.7046	0.7212	0.7660
公益事業	0.9732	0.9662	0.9791	0.6453	1.0000	0.9622	0.9557	0.9622	0.9371
運輸通信	0.9789	0.9385	0.9698	0.5924	0.9622	1.0000	0.9796	0.9651	0.9575
卸小売業	0.9925	0.9600	0.9742	0.7046	0.9557	0.9796	1.0000	0.9746	0.9655
金融保険	0.9885	0.9549	0.9783	0.7212	0.9622	0.9651	0.9746	1.0000	0.9691
不動産	0.9807	0.9305	0.9808	0.7660	0.9371	0.9575	0.9655	0.9691	1.0000
サービス	0.9972	0.9647	0.9809	0.7408	0.9630	0.9734	0.9928	0.9870	0.9767
全業種平均建設	0.9415	0.9488	0.9501	0.7048	0.9496	0.8954	0.9074	0.9388	0.9158
建設	0.9488	0.9466	0.9614	0.7286	0.9525	0.9079	0.9202	0.9458	0.9407
製造業	0.9718	0.9685	0.9823	0.7250	0.9787	0.9338	0.9414	0.9683	0.9482
公益事業	0.9817	0.9712	0.9812	0.7351	0.9779	0.9444	0.9577	0.9787	0.9543
卸売業	0.9576	0.9645	0.9731	0.7222	0.9706	0.9140	0.9214	0.9567	0.9336
小売業	0.9458	0.9611	0.9601	0.7179	0.9636	0.8962	0.9086	0.9460	0.9150
金融保険	0.8687	0.8906	0.9011	0.6402	0.8998	0.8305	0.8286	0.8634	0.8518
サービス	0.9536	0.9613	0.9743	0.7184	0.9682	0.9121	0.9155	0.9524	0.9349

神田：為替レートと物価・賃金・GDPの相関分析・回帰分析による検証分析

金の推移データ」

サービス	米国全業種平均賃金	鉱業	建設	製造業	公益事業	卸売業	小売業	金融保険	サービス
1608840	7560.28	10472.28	12266.28	8655.92	10572.12	8296.08	5008.64	6718.4	6099.08
2069976	8047.52	11395.28	12961	9193.6	11308.96	8836.88	5339.36	7155.72	6552
2429580	8503.56	12964.12	13836.16	9921.08	12138.88	9473.88	5660.72	7705.88	7002.84
2741112	9123.4	14242.8	14753.96	10884.64	13348.92	10102.04	5959.2	8082.36	7463.04
2941980	9828	15662.24	15373.8	11902.8	14502.8	10874.76	6326.32	8593.52	7979.4
3162036	10592.4	17309.76	16571.88	12962.04	15745.6	11863.28	6770.4	9256	8510.84
3287172	11435.32	18983.64	17835.48	14005.68	16930.16	12892.36	7208.24	9920.04	9114.04
3445836	12225.2	20647.12	19124.56	15008.24	18265	13877.76	7663.76	10899.2	9916.92
3608448	13270.4	22815	20761.52	16536	19783.36	15115.36	8217.56	11910.6	10866.44
3730560	13897.52	23913.76	22194.64	17173.52	20928.96	16091.92	8520.2	12762.88	11730.68
3788580	14596.4	24928.8	23034.44	17372.16	21882.12	17097.08	8894.6	13722.8	12430.08
3938856	15228.72	26186.16	23842.52	19449.56	22782.76	17777.76	9065.16	14482	12866.36
4060800	15552.68	27036.36	24151.92	20091.24	23415.6	18270.72	9081.28	15029.04	13351
4220400	15852.2	27342.12	24271	20592.52	23849.28	18601.44	9156.16	15823.6	13824.2
4282800	16250	27648.4	24982.88	21128.12	24522.16	18999.76	9292.4	16478.8	14348.36
4327200	16745.04	28154.88	25777.96	21778.12	24313.64	19772.48	9548.24	16913	15053.48
4471200	17380.48	29649.36	26684.84	22343.36	25034.36	20530.64	9813.44	17740.84	15901.08
4558800	17958.2	31371.08	27352.52	22976.72	25798.76	21377.2	10108.8	18560.36	16612.96
4745000	18406.96	32762.08	27736.8	23661.56	26151.84	22090.64	10320.96	19287.84	17235.4
4863600	18907.72	33192.12	27960.4	24432.72	26747.24	22625.2	10663.12	20142.72	17812.6
4792800	19429.28	33632.56	28788.76	25274.08	27691.04	23320.44	10917.4	21129.16	18218.2
4878000	20064.72	34664.24	29796	26360.88	28447.64	24081.2	11255.92	22022.52	18657.6
4953600	20505.68	35563.32	30524	26758.68	28949.44	24755.64	11516.44	22999.08	19190.08
4960800	21143.72	36794.68	31373.16	27623.96	29755.44	25631.84	11965.72	23895.04	19864
5070000	22094.28	38126.92	32529.12	28763.28	30800.64	26856.96	12518.48	25041.64	20817.16
5062800	22993.88	38602.2	33598.76	29251.56	31447	28021.76	13179.92	26631.8	21766.16
4890000	23752.56	38301.12	34950.76	30140.76	31574.4	29057.6	13707.72	27520.48	22664.72
4843200	24667.76	38170.08	36539.36	31106.92	32556.68	30430.4	14216.28	28446.08	23652.72

金の相関分析データ」

件数28

サービス	米国全業種平均賃金	鉱業	建設	製造業	公益事業	卸売業	小売業	金融保険	サービス
0.9972	0.9415	0.9877	0.9488	0.9718	0.9817	0.9576	0.9458	0.8687	0.9536
0.9647	0.9488	0.9787	0.9466	0.9685	0.9712	0.9645	0.9611	0.8906	0.9613
0.9809	0.9501	0.9911	0.9614	0.9823	0.9812	0.9731	0.9601	0.9011	0.9743
0.7408	0.7048	0.7287	0.7286	0.7250	0.7351	0.7222	0.7179	0.6402	0.7184
0.9630	0.9496	0.9815	0.9525	0.9787	0.9779	0.9706	0.9636	0.8998	0.9682
0.9734	0.8954	0.9551	0.9079	0.9338	0.9444	0.9140	0.8962	0.8305	0.9121
0.9928	0.9074	0.9667	0.9202	0.9414	0.9577	0.9214	0.9086	0.8286	0.9155
0.9870	0.9388	0.9803	0.9458	0.9683	0.9787	0.9567	0.9460	0.8634	0.9524
0.9767	0.9158	0.9636	0.9407	0.9482	0.9543	0.9336	0.9150	0.8518	0.9349
1.0000	0.9308	0.9783	0.9400	0.9602	0.9743	0.9440	0.9339	0.8509	0.9380
0.9308	1.0000	0.9740	0.9566	0.9819	0.9769	0.9852	0.9850	0.9084	0.9812
0.9783	0.9740	1.0000	0.9663	0.9944	0.9970	0.9887	0.9815	0.9035	0.9851
0.9400	0.9566	0.9663	1.0000	0.9664	0.9632	0.9658	0.9595	0.8871	0.9664
0.9602	0.9819	0.9944	0.9664	1.0000	0.9951	0.9972	0.9910	0.9193	0.9952
0.9743	0.9769	0.9970	0.9632	0.9951	1.0000	0.9902	0.9853	0.8990	0.9843
0.9440	0.9852	0.9887	0.9658	0.9972	0.9902	1.0000	0.9970	0.9274	0.9984
0.9339	0.9850	0.9815	0.9595	0.9910	0.9853	0.9970	1.0000	0.9207	0.9928
0.8509	0.9084	0.9035	0.8871	0.9193	0.8990	0.9274	0.9207	1.0000	0.9363
0.9380	0.9812	0.9851	0.9664	0.9952	0.9843	0.9984	0.9928	0.9363	1.0000

日本の全業種平均賃金で業種別賃金を相関分析すると日本の製造業の相関係数 r は 0.731* 及び米国の金融・保険業 0.8687* は 5%水準で有意であるが、その他の業種は全て 0.9** 以上で 1%水準で有意であるという素晴らしい相関関係が存在している。I 項で日本の物価指数の相関関係に問題があったが、賃金指数の面では輸出に関係の深い製造業の賃金指数に若干の問題を見出すものの、他の業種には素晴らしい相関関係が存在する。日本の物価指数は賃金指数のように連動すべきであり、連動していないところに問題が存在すると判定できよう。製造業の賃金指数が他の賃金指数に乖離しているのは輸出価格競争力を重視する日本の産業構造及び商慣習の実態を表していると考えられる。

米国の全業種平均賃金で業種別賃金を相関分析すると全業種とも全て 0.9** 以上、1%水準で有意であり、日本以上に強い相関関係を有している。

1. 日米賃金構造の分析

日米全業種別平均賃金の推移は表(22)の通り日米の格差がなく図(19)はその事実を表している。

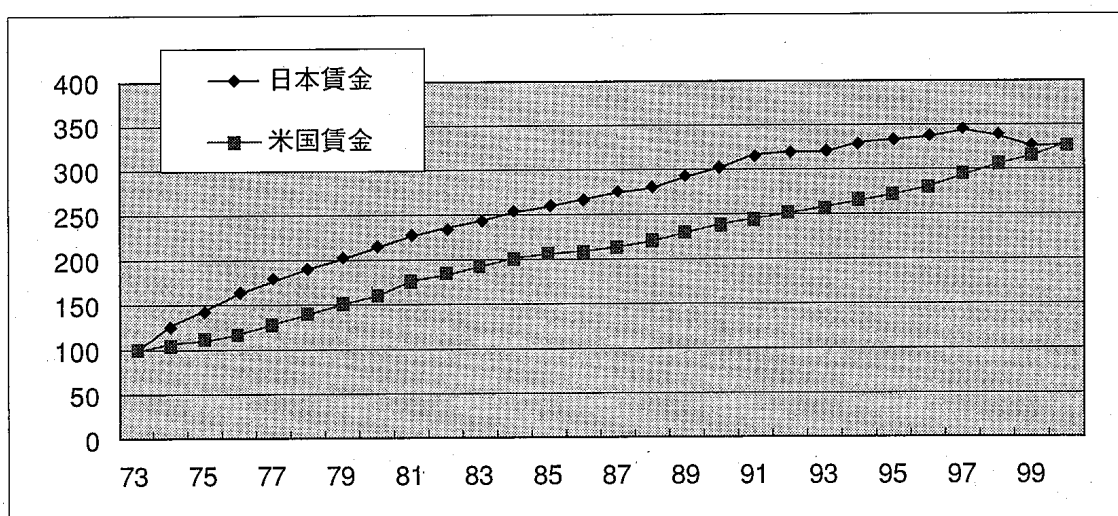
日米の業種別賃金構造を分析するために日米業種別平均賃金を 5 年毎に推移をまとめてみると表(23)及び図(20)の通り業種によっては賃金構造の変革を生じ、業種別賃金は日米共に実体経済の変革の事実を表している。

① 日米の賃金構造はデータ表(23)、図(20)からわかる通り、全業種平均賃金を基準に業種別賃金の乖離を算定すると業種により異なる。日本の賃金格差が表(23)の通り 1973 年では建設業 -8.9 から公益事業 33.3, 42.2% の格差が、2000 年で卸小売業の -22.9% から公益事業の 52.1%, 74% の格差に拡大し、米国では 73 年小売業 -33.8 から建設業 62.3, 96%, 2000 年には小売業の -42.4% から鉱業の 54.7%, 賃金格差は 97% で格差は大きいですが、安定している。このことから日本の業種別賃金格差が米国並みになることが予測される。このことは競争の原理とデフレが構造改革を促し、予測される将来像と所得配分の構造変革を物語っている。

表(22) 「日米全業種平均賃金推移データ」

年	日本全業種平均賃金	米国全業種平均賃金	日本賃金	米国賃金
73	1470540	7560.28	100	100
74	1859604	8047.52	126.5	106.4
75	2126556	8503.56	144.6	112.5
76	2402904	9123.4	163.4	120.7
77	2635440	9828	179.2	130
78	2824536	10592.4	192.1	140.1
79	2974908	11435.32	202.3	151.3
80	3160632	12225.2	214.9	161.7
81	3349152	13270.4	227.7	175.5
82	3464856	13897.52	235.6	183.8
83	3567228	14596.4	242.6	193.1
84	3725556	15228.72	253.3	201.4
85	3805092	15552.68	258.8	205.4
86	3924000	15852.2	266.8	209.7
87	4030800	16250	274.1	214.9
88	4094400	16745.04	278.4	221.5
89	4285200	17380.48	291.4	229.9
90	4442400	17958.2	302.1	237.5
91	4617600	18406.96	314	243.5
92	4711200	18907.72	320.4	250.1
93	4718400	19429.28	320.9	257
94	4813200	20064.72	327.3	265.4
95	4906800	20505.68	333.7	271.2
96	4957200	21143.72	337.1	279.7
97	5054400	22094.28	343.7	292.2
98	4988400	22993.88	339.2	304.1
99	4755600	23752.56	323.4	314.2
0	4777200	24667.76	324.9	326.3

図(19) 「日米全業種平均賃金推移グラフ」



表(23) 「日米業種別賃」

	全業種平均賃金	全業種平均賃金	鉱業	鉱業	建設	建設	製造業	製造業	公益事業
73	1470540	7560.28	1478988	10472.28	1340292	12266.28	1395252	8655.92	1960008
80	3160632	12225.2	3377736	20647.12	3018948	19124.56	2934852	15008.24	4044564
85	3805092	15552.68	4108068	27036.36	3674928	24151.92	3594372	20091.24	5126052
90	4442400	17958.2	4557600	31371.08	4819200	27352.52	4224000	22976.72	6201600
95	4906800	20505.68	5222400	35563.32	5408400	30524	4687200	26758.68	7010400
0	4777200	24667.76	5476800	38170.08	5467200	36539.36	4880400	31106.92	7264800

注：1. 左の欄は日本，右は米国を表す。 2. 不動産，運輸，卸小売業のデータは日本を表す。

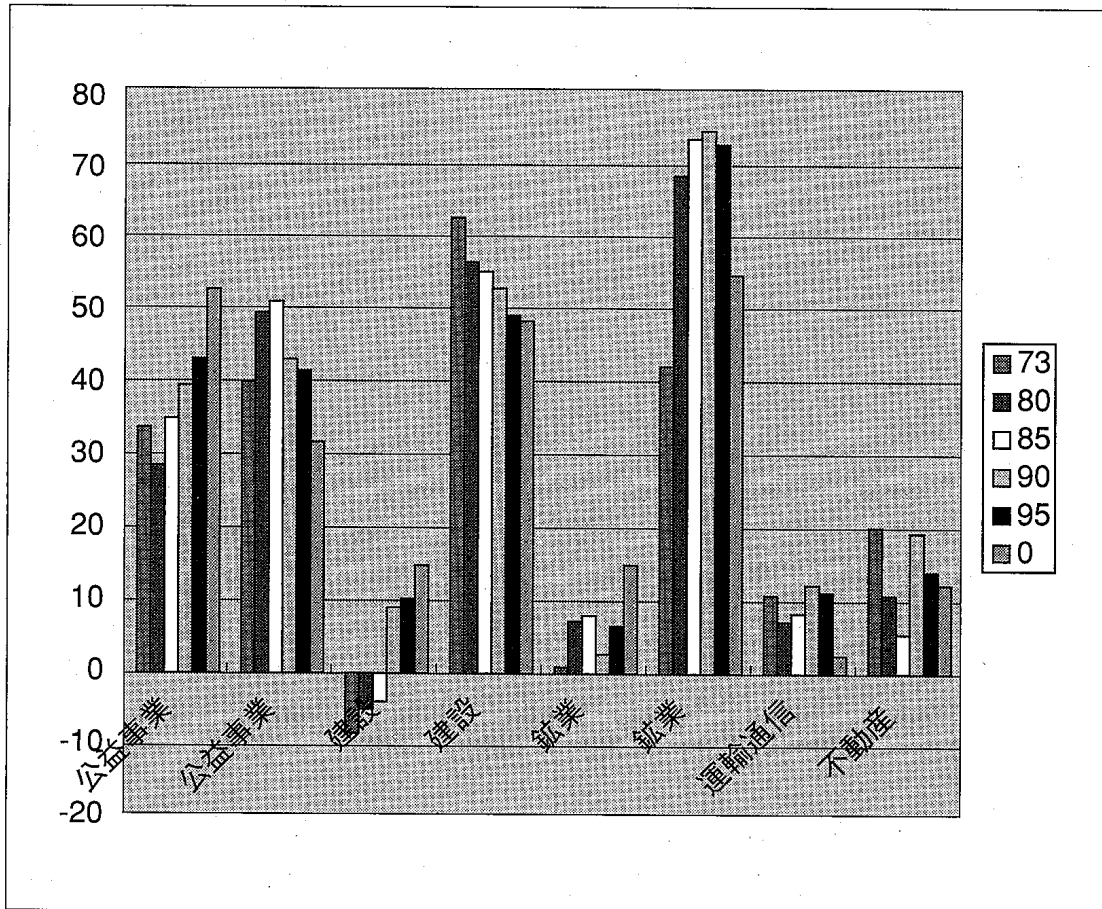
表(23-2) 「日米業種別」

	公益事業	公益事業	建設	建設	鉱業	鉱業	運輸通信	不動産	製造業
73	33.28	39.84	-8.86	62.25	0.57	42.09	10.76	19.75	-5.12
80	27.97	49.4	-4.48	56.44	6.87	68.89	6.91	10.6	-7.14
85	34.72	50.56	-3.42	55.29	7.96	73.84	8.46	4.92	-5.54
90	39.6	43.66	8.93	52.31	2.59	74.69	11.99	19.39	-4.92
95	42.87	41.18	10.22	48.85	6.43	73.43	11.15	13.67	-4.48
0	52.07	31.98	14.44	48.13	14.64	54.74	2.54	11.88	2.16

注：1. 各業種別賃金÷全業種平均賃金で算定。

図(20) 「日米業種別賃金構造変化のグラフ」

図20-1



注：①左のグラフは日本，右は米国を表す。 ②不動産，運輸，卸小売業のグラフは日本を表す。

神田：為替レートと物価・賃金・GDPの相関分析・回帰分析による検証分析

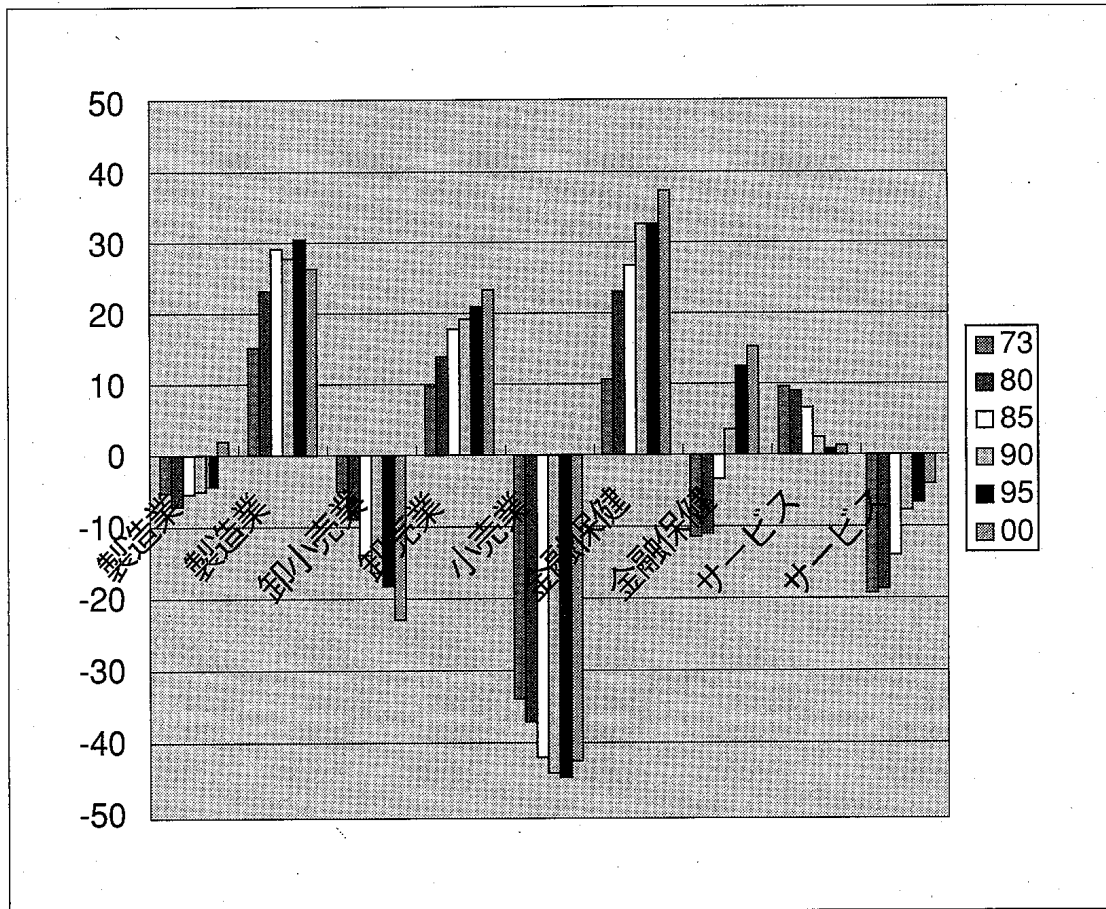
金の構造変化データ]

運輸通信	公益事業	卸小売業	卸売業	小売業	金融保険	不動産	金融保険	サービス	サービス
1628784	10572.12	1398540	8296.08	5008.64	1620528	1760964	6718.4	1608840	6099.08
3378876	18265	2873736	13877.76	7663.76	3889296	3495780	10899.2	3445836	9916.92
4127076	23415.6	3272304	18270.72	9081.28	4837488	3992400	15029.04	4060800	13351
4975200	25798.76	3710400	21377.2	10108.8	5880000	5304000	18560.36	4558800	16612.96
5454000	28949.44	4034400	24755.64	11516.44	6494400	5577600	22999.08	4953600	19190.08
4898400	32556.68	3685200	30430.4	14216.28	6556800	5344800	28446.08	4843200	23652.72

賃金の格差]

製造業	卸小売業	卸売業	小売業	金融保険	金融保険	サービス	サービス
14.49	-4.9	9.73	-33.75	10.2	-11.14	9.4	-19.3
22.76	-9.08	13.52	-37.31	23.05	-10.85	9.02	-18.88
29.18	-14	17.48	-41.61	27.13	-3.37	6.72	-14.16
27.95	-16.48	19.04	-43.71	32.36	3.35	2.62	-7.49
30.49	-17.78	20.73	-43.84	32.36	12.16	0.95	-6.42
26.1	-22.86	23.36	-42.37	37.25	15.32	1.38	-4.11

図20-2



② さらに、全業種平均賃金と各業種別賃金の格差を把握するため、5年置きにまとめてみると、表(23)及び図(20)の通り、業種毎の構造変化の状況がグラフから読み取れる。日本も競争の原理が機能するとリストラによる失業者の多くは小売業やサービス業に流れ、米国並に構造変革を起こし、賃金格差が拡大することが予測される。このことは基礎条件の視点からみると為替レートの変動拡大要因であろう。

③ 一方、73年を100として日米の全業種平均賃金は表(22)日米全業種平均賃金推移データ及び図(19)日米全業種平均賃金推移グラフの通り、日本は324.9、米国は326.3となり、日米の全業種平均賃金はほとんど格差がないことは基礎条件として日米の賃金平価は有意であると判定することができる重要な意味を持っている。

日米の基礎条件を分析する場合に上記の事実は賃金による経済の実態を表しているので非常に重要な要因である。

2. 日米賃金比較から算定した適正平価の相関分析と回帰分析

Ⅱ項で分析した GDP_r の有効性を検証するために、日米業種別賃金の中から代表する賃金指数として日米の全業種平均賃金 (awp と略す)、貿易を代表する賃金指数として製造業の平均賃金 (mwp と略す) を選び、日米の賃金平価 (awpr, mwpr) を算定した。

日米の全業種平均賃金から算定した awpr、製造業の mwpr の適正平価と GDP_r の相関関係は表(24)の通りであり、図(21)のグラフを描いている。

GDP_r を中心に相関分析すると表 (24-2) の通り相関係数 r は5%水準で有意である。しかし為替レートを中心に相関係数 r を見ると GDP_r のみ5%有意であり、各賃金平価は弱い相関関係にある。

(1) awpr と GDP_r の回帰分析

GDP_r を1.000としたときの awpr の相関係数 r は0.7441*、mwpr は0.8953*、為替レートは0.7714* で相関関係が5%水準で有意であり、強い

表(24) 「awpr, mwpr, GDP, 為替レートの推移
と相関分析データ」

表(24-1)

	為替レート	GDP	awpr	mwpr
73	271.7	158.27	194.51	161.19
74	292.08	173.61	231.08	191.17
75	296.79	175.6	250.08	198.04
76	296.55	176.58	263.38	202.37
77	268.51	176.75	268.15	202.39
78	210.44	172.48	266.65	198.65
79	219.14	167.68	260.15	195.14
80	226.74	169.65	258.53	195.55
81	220.54	162.91	252.38	188.48
82	249.08	164.77	249.31	188.37
83	237.51	158.65	244.39	192.8
84	237.52	152.59	244.64	180.32
85	238.54	152.62	244.66	178.9
86	168.52	151.69	247.54	177.96
87	144.64	149.24	248.05	177.89
88	128.15	149.34	244.51	175.61
89	137.96	149.97	246.55	180.78
90	144.79	154.15	247.37	183.84
91	134.71	159.75	250.86	186.6
92	126.65	156.43	249.17	183
93	111.2	151.84	242.85	176.34
94	102.21	145.15	239.88	172.35
95	94.06	141	239.29	175.17
96	108.78	138	234.45	174.24
97	120.99	133.66	228.77	172.22
98	130.91	125.6	216.94	167.29
99	113.91	118.67	200.21	158.89
0	107.77	113.95	193.66	156.89

表(24-2) 単相関係数

件数28

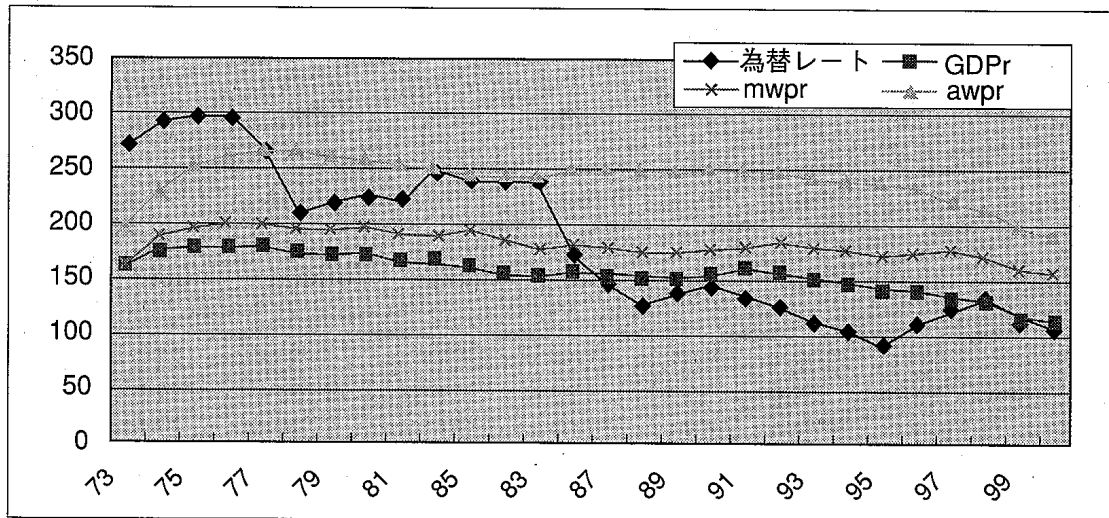
	為替レート	GDP	awpr	mwpr
為替レート	1.0000	0.7714	0.3169	0.6460
GDP	0.7714	1.0000	0.7441	0.8953
awpr	0.3169	0.7441	1.0000	0.8726
mwpr	0.6460	0.8953	0.8726	1.0000

相関関係を表している。そこで GDP と awpr 回帰分析により相関関係を検証する。(GDP に対する mwpr の相関関係は awpr より強いが全業種内の1業種分野であるので本文では回帰分析を省略する。)

awpr と GDP の相関分析の結果は表 (24-2) 通りであり、相関係数 r は0.7441*, 5%の水準で有意であり、やや強い相関関係を示して連動している。回帰分析は表(25)の通りであり、図(22)グラフを描いている。

図(22)のグラフ A, B, C は第1次オイルショックの時代に a - d は95-8

図(21) 「awpr, mwpr, GDP, 為替レートの推移のグラフ」



年に GDP と乖離したことを表している。その他は非常に強い相関関係にある。
相関関係を検証するために回帰分析をすると次のデータが出力した。

回帰式： $Y = -1.371 + 0.642X$ (deta28), $R^2 = .0554$, $r = 0.744^*$,
[32.247]** $DW = 0.127$ $p = 5.66E - 06^{**}$

全業種平均賃金平価 awpr を説明変数 (X), GDP を被説明変数 (Y) とする, 回帰式において係数 t 値は 1%水準で有意であり, 相関係数を検証する P 値は(**) 1%水準で有意であると相関関係を検証している。ところが, $DW = 0.12$ で「系列相関」が存在することが推測されるので, SAS による一階の階差方式によって, 誤差の系列相関を回避するために, SAS による一階の階差で回帰分析すると出力の結果「Analysis of Variance」アウトプットされた主要なデータは次の通りである。(データの明細は省略)

$\bar{Y} = 148.30$ $(Y = 53.46 + 0.407X)$ (deta27)
 $\bar{X} = 233.03$ (t 値 5.678**), $Prov\ t = 0.0001^{**}$
 $a = 0.407$ $R^2 = 0.604$, $Adj\ R^2 = 0.589$
 $b = \bar{Y} - a\bar{X} = +53.46$ $r = 0.777^*$ $DW = 1.396$
 $t^2 = F$ 値 39.63 $Prob > F$ 0.0001**
1st order Autocorrelation 0.294

神田：為替レートと物価・賃金・GDPの相関分析・回帰分析による検証分析

表(25) 「awpr と GDP の回帰分析データ」

表(25-1) [基本統計量]

	awpr	GDP
件数	28	28
合計	6758.01	4300.6
平均	241.3575	153.5929
偏差平方和	10169.23	7572.009
分散 (n)	363.1867	270.4289
標準偏差 (n)	19.05746	16.44472
分散 (n-1)	376.638	280.4448
標準偏差 (n-1)	19.40716	16.74649
積和	6529.167	—
相関係数	0.744061	—

表(25-2) [式の係数と精度]

関数式名		直線	
式の係数		a =	0.642051
		b =	-1.37109
精度	決定係数	R ² =	0.553626
	重相関係数	R =	0.744061
	修正済み決定係数	R ² =	0.536458
	修正済み重相関係数	R' =	0.732433
		ダーヴィンワトソン比 DW =	0.127325

表(25-3) [分散分析表]

変動因	自由度	偏差平方和	不偏分散	分散比	P 値	判定
全体 (T)	27	7572.009				
回帰	1	4192.062	4192.062	32.24713	5.66E-06	[**]
誤差 (E)	26	3379.947	129.998			

表(25-4) [理論値]

区間推定 95%

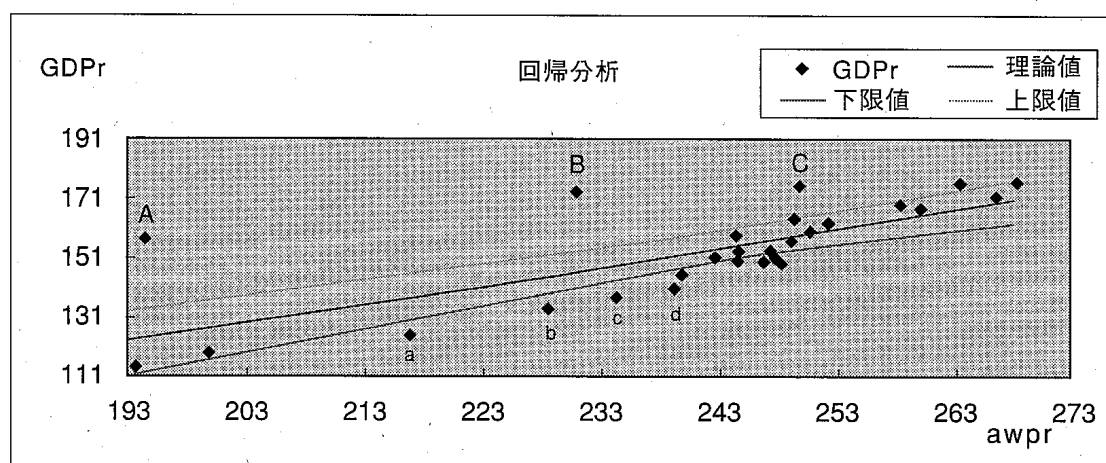
直線

年	awpr	GDP	理論値	残差	下限値	上限値
73	194.51	A 158.27	123.5143	34.75565	111.7603	135.2684
74	231.08	B 173.61	146.9942	26.61583	141.9621	152.0263
75	250.08	C 175.6	159.1932	16.40685	154.3222	164.0641
76	263.38		167.7324	8.847564	160.9639	174.5009
77	268.15		170.795	5.954978	163.1537	178.4363
78	266.65		169.8319	2.648055	162.472	177.1919
79	260.15		165.6586	2.02139	159.4383	171.8789
80	258.53		164.6185	5.031514	158.6565	170.5804
81	252.38		160.6699	2.24013	155.5533	165.7864
82	249.31		158.6988	6.071228	153.8995	163.498
83	244.39		155.5399	3.110122	151.0551	160.0247
84	244.64		155.7004	-3.11039	151.2061	160.1947
85	244.66		155.7132	-3.09323	151.2181	160.2083
86	247.54		157.5623	-5.87234	152.906	162.2187
87	248.05		157.8898	-8.64979	153.1955	162.584
88	244.51		155.6169	-6.27692	151.1277	160.1062
89	246.55		156.9267	-6.95671	152.3362	161.5172
90	247.37		157.4532	-3.30319	152.8089	162.0975
91	250.86		159.694	0.056049	154.7448	164.6431
92	249.17		158.6089	-2.17888	153.8221	163.3957
93	242.85		154.5511	-2.71112	150.1085	158.9938
94	239.88		152.6442	-7.49423	148.2019	157.0866
95	239.29	d 141	152.2654	-11.2654	147.8104	156.7205
96	234.45	c 138	149.1579	-11.1579	144.4468	153.8689
97	228.77	b 133.66	145.511	-11.851	140.203	150.819
98	216.94	a 125.6	137.9156	-12.3156	130.717	145.1142
99	200.21		127.174	-8.50404	116.6352	137.7129
00	193.66		122.9686	-9.01861	111.0313	134.9059

表(25-5) [グラフ出力用]

awpr	GDP _r	理論値	下限値	上限値
193.66	113.95	122.9686	111.0313	134.9059
194.51	A 158.27	123.5143	111.7603	135.2684
200.21	B 118.67	127.174	116.6352	137.7129
216.94	125.6	137.9156	130.717	145.1142
228.77	133.66	145.511	140.203	150.819
231.08	173.61	146.9942	141.9621	152.0263
234.45	138	149.1579	144.4468	153.8689
239.29	141	152.2654	147.8104	156.7205
239.88	145.15	152.6442	148.2019	157.0866
242.85	151.84	154.5511	150.1085	158.9938
244.39	158.65	155.5399	151.0551	160.0247
244.51	149.34	155.6169	151.1277	160.1062
244.64	152.59	155.7004	151.2061	160.1947
244.66	152.62	155.7132	151.2181	160.2083
246.55	149.97	156.9267	152.3362	161.5172
247.37	154.15	157.4532	152.8089	162.0975
247.54	151.69	157.5623	152.906	162.2187
248.05	149.24	157.8898	153.1955	162.584
249.17	156.43	158.6089	153.8221	163.3957
249.31	164.77	158.6988	153.8995	163.498
250.08	C 175.6	159.1932	154.3222	164.0641
250.86	159.75	159.694	154.7448	164.6431
252.38	162.91	160.6699	155.5533	165.7864
258.53	169.65	164.6185	158.6565	170.5804
260.15	167.68	165.6586	159.4383	171.8789
263.38	176.58	167.7324	160.9639	174.5009
266.65	172.48	169.8319	162.472	177.1919
268.15	176.75	170.795	163.1537	178.4363

図(22) 「awpr と GDP_r の回帰分析グラフ」



SAS による 1 階の階差で回帰分析した結果、DW は見事に改善し、r 値、F 値は 1%水準で有意、DW = 1.396 と 1 を超え、2 に近づき有意であるので、従って上記回帰式「 $Y = 53.46 + 0.407X$ 」は成立することが検証された。R² が 0.6 と 60% の比率で回帰式 awpr (X) が GDP_r (Y) の成立を検証している。

神田：為替レートと物価・賃金・GDPの相関分析・回帰分析による検証分析

(2) awpr と為替レートの回帰分析

賃金を代表する平価 awpr を説明変数 (X) として為替レートを被説明変数 (Y) との相関関係を検証するため回帰分析を行った。

awpr と為替レートの相関分析の結果は表 (24-2) 通りであり、相関係数 r は0.317非有意であり弱い相関関係を示して連動している。回帰分析は表 (26)の通りであり、図(23)グラフを描いている。

表(26) 「awpr と為替レートの回帰分析データ」

表(26-1) [基本統計量]

	awpr	為替レート
件数	28	28
合計	6758.01	5140.39
平均	241.3575	183.5854
偏差平方和	10169.23	127465.1
分散 (n)	363.1867	4552.325
標準偏差 (n)	19.05746	67.47092
分散 (n-1)	376.638	4720.93
標準偏差 (n-1)	19.40716	68.70902
積和	11409.56	—
相関係数	0.316905	—

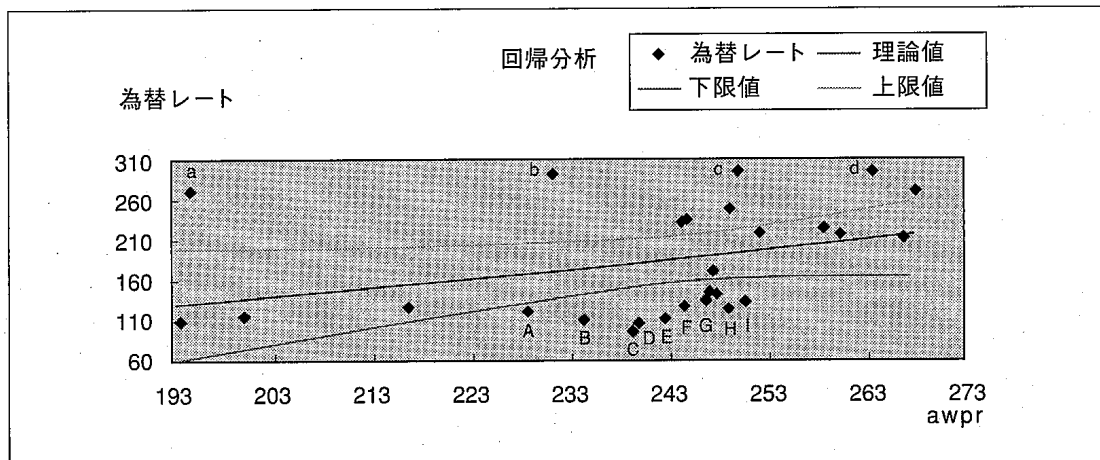
表(26-2) [式の係数と精度]
関数式名 直線

式の係数		a =	1.121969
		b =	-87.2104
精度	決定係数	$R^2 =$	0.100429
	重相関係数	$R =$	0.316905
	修正済み決定係数	$R^2 =$	0.06583
	修正済み重相関係数	$R' =$	0.256574
ダーヴィンワトソン比		DW =	0.126717

表(26-3) [分散分析表]

変動因	自由度	偏差平方和	不偏分散	分散比	P 値	判定
全体 (T)	27	127465.1				
回帰	1	12801.18	12801.18	2.902662	0.100359	[]
誤差 (E)	26	114663.9	4410.151			

図(23) 「awpr と為替レートの回帰分析グラフ」



図(23)のグラフは非常に弱い相関関係を示している。

相関関係を検証するために回帰分析をすると次のデータが出力した。

$$\begin{aligned} \text{回帰式: } Y &= -87.21 + 1.122X, \quad (\text{deta28}) \quad R^2=0.1, \quad r=0.317 \\ & \quad (1.704) \quad \quad \quad DW=0.127 \quad P=0.1004 \end{aligned}$$

全業種平均賃金平価 awpr の説明変数 (X) と為替レートの被説明変数 (Y) とする回帰式において係数 t 値は非有意であり、相関係数を検証する P 値は非有意であると相関関係を検証している。また、DW=0.127で「系列相関」が存在することが推測されるので、SAS による一階の階差方式によって、誤差の系列相関を回避する。

SAS による一階の階差で回帰分析すると出力の結果「Analysis of Variance」アウトプットされた主要なデータは次の通りである。(データの明細は省略)

$$\begin{aligned} \bar{Y} &= 177.25 & \text{「} Y &= 108.96 + 0.293X \text{」 (deta27)} \\ \bar{X} &= 233.03 & (t \text{ 値} & 0.677) & \text{Prob } t &= 0.5041 \\ a &= 0.293 & R^2 &= 0.0173 & \text{Adj-R} &= 0.0204 \\ b &= \bar{Y} - a\bar{X} = 108.96 & t^2 = F \text{ 値} &= F \text{ 値} 0.459 & \text{Prob} > F &= 0.504 \\ & & DW &= 1.488 & r &= 0.132 \\ & & 1^{\text{st}} \text{ order Autocorrelation} & & & 0.252 \end{aligned}$$

このデータ結果は DW が1.5に近く改善されたが、相関係数 $r=0.132$, t 値, F 値は50%水準で非有意である。 R^2 , 0.0173, であるので、上記相関が成立せず系列相関がないが、係数ゼロの可能性あることを検証している。

3. GDP_r と為替レートの相関分析と回帰分析

日米の一人当りの GDP_i / JP と GDP_i / US 比較から算定した適正平価 GDP_r と為替レートは表(24)の通りであり、図(24)の通り推移し、相関分析は 0.77*, 5%水準で有意であり、やや強い相関関係を示して連動している。

神田：為替レートと物価・賃金・GDPの相関分析・回帰分析による検証分析

[平価の計算式：GDP_r = 日本の GDP/¥hd ÷ 米国の一人当りの GDP/\$hd]

GDPは為替レートのファンダメンタルズ（基礎条件）を表す最も優れた経済指標であると考えるので、回帰分析によって実証を試みる。GDP_rと為替レートの回帰分析は表(27)の通りであり、図(24)のグラフを描いている。

回帰式： $Y = -302.527 + 3.165X$ (deta28), $R^2 = 0.595$, $r = 0.771^*$,
(6.181)** $DW = 0.273$ $p = 1.55E - 06^{**}$

GDP_rを説明変数(X)、為替レートを被説明変数(Y)とする回帰式において係数t値は1%水準で有意であり、相関係数を検証するP値は(**)1%水準で有意であると相関関係を検証している。ところが、 $DW = 0.273$ で「系列相関」が存在すると推測されるのでSASによる一階の階差方式によって、誤差の系列相関を回避する。SASによる一階の階差で回帰分析すると出力結果「Analysis of Variance」アウトプットされた主要なデータは次の通りである。(データの明細は省略)

$\bar{Y} = 183.59$ $[Y = -21.59 + 1.338X]$ (deta27)
 $\bar{X} = 153.59$ (t値1.697), $Prob > t = 0.1016$
 $a = 1.338$ $R^2 = 0.0997$, $r = 0.316$
 $b = \bar{Y} - a\bar{X} = -21.91$ $Adj R^2 = 0.0651$
 $t^2 = F$ 値 = 2.880 $Prob > F = 0.1016$
 $DW = 1.500$
 1ST order Autocorrelation 0.250

SASによる1階の階差で回帰分析した結果、DWは見事に1.5に改善されたが、逆にt値、F値共に非有意であり、さらに決定係数 $R^2 = 0.065$ は、回帰式がゼロになる可能性もあるので、回帰式は成立しないことが証明された。

表(27) 「GDP_r と為替レートの回帰分析データ」

表(27-1) [基本統計量]

	GDP _r	為替レート
件数	28	28
合計	4300.6	5140.39
平均	153.5929	183.5854
偏差平方和	7572.009	127465.1
分散 (n)	270.4289	4552.325
標準偏差 (n)	16.44472	67.47092
分散 (n-1)	280.4448	4720.93
標準偏差 (n-1)	16.74649	68.70902
積和	23964.99	—
相関係数	0.771393	—

表(27-2) [式の係数と精度]
関数式名 直線

式の係数	a =	3.164944
	b =	-302.527
精度	決定係数 R ² =	0.595048
	重相関係数 R =	0.771393
	修正済み決定係数 R ² ' =	0.579473
	修正済み重相関係数 R'	0.761231
	ダーヴィンワトソン比 DW =	0.272533

表(27-2) [分散分析表]

変動因	自由度	偏差平方和	不偏分散	分散比	P 値	判定
全体 (T)	27	127465.1				
回帰	1	75847.84	75847.84	38.2051	1.55E-06	[**]
誤差 (E)	26	51617.27	1985.28			

表(27-4) [理論値]

区間推定 95%

直線

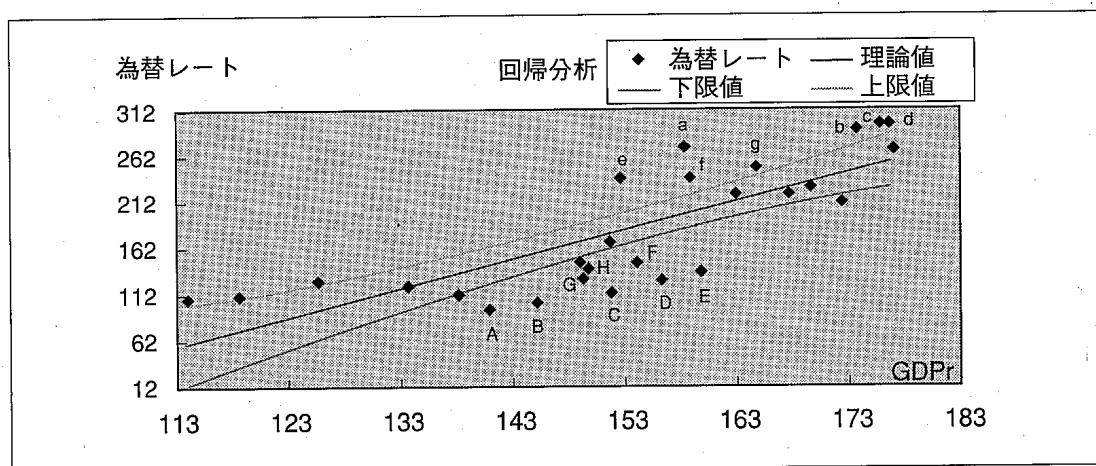
年	GDP _r	為替レート	理論値	残 差	下限値	上限値
73	158.27	a 271.7	198.3883	73.31175	180.3935	216.3831
74	173.61	b 292.08	246.9385	45.1415	219.6721	274.2049
75	175.6	c 296.79	253.2367	43.55327	224.3214	282.1521
76	176.58	d 296.55	256.3384	40.21162	226.5903	286.0864
77	176.75	268.51	256.8764	11.63358	226.9827	286.7702
78	172.48	210.44	243.3621	-32.9221	217.0039	269.7203
79	167.68	219.14	228.1704	-9.03038	205.3796	250.9611
80	169.65	226.74	234.4053	-7.66532	210.2143	258.5963
81	162.91	220.54	213.0736	7.466407	193.1802	232.967
82	164.77	249.08	218.9604	30.11961	198.0326	239.8882
83	158.65	237.51	199.5909	37.91907	181.4826	217.6992
84	152.59	e 237.52	180.4114	57.10863	163.0709	197.7519
85	152.62	f 238.54	180.5063	58.03368	163.1677	197.8449
86	151.69	168.52	177.5629	-9.04292	160.1391	194.9868
87	149.24	144.64	169.8088	-25.1688	151.9044	187.7132
88	149.34	H 128.15	170.1253	-41.9753	152.2475	188.0031
89	149.97	G 137.96	172.1192	-34.1592	154.3958	189.8426
90	154.15	F 144.79	185.3487	-40.5587	168.0304	202.667
91	159.75	E 134.71	203.0724	-68.3624	184.5906	221.5541
92	156.43	D 126.65	192.5648	-65.9148	175.0007	210.1288
93	151.84	C 111.2	178.0377	-66.8377	160.6313	195.4441
94	145.15	B 102.21	156.8642	-54.6542	137.408	176.3204
95	141	A 94.06	143.7297	-49.6697	121.9294	165.53
96	138	108.78	134.2348	-25.4548	110.3827	158.087
97	133.66	120.99	120.499	0.491021	93.30107	147.6969
98	125.6	130.91	94.98953	35.92047	60.8187	129.1604
99	118.67	g 113.91	73.05647	40.85353	32.42828	113.6847
00	113.95	h 107.77	58.11793	49.65207	12.94562	103.2902

神田：為替レートと物価・賃金・GDPの相関分析・回帰分析による検証分析

表(27-5) [グラフ出力用]

GDP _r	為替レート	理論値	下限値	上限値
113.95	107.77	58.11793	12.94562	103.2902
118.67	113.91	73.05647	32.42828	113.6847
125.6	130.91	94.98953	60.8187	129.1604
133.66	120.99	120.499	93.30107	147.6969
138	108.78	134.2348	110.3827	158.087
141	94.06	143.7297	121.9294	165.53
145.15	102.21	156.8642	137.408	176.3204
149.24	144.64	169.8088	151.9044	187.7132
149.34	128.15	170.1253	152.2475	188.0031
149.97	137.96	172.1192	154.3958	189.8426
151.69	168.52	177.5629	160.1391	194.9868
151.84	111.2	178.0377	160.6313	195.4441
152.59	237.52	180.4114	163.0709	197.7519
152.62	238.54	180.5063	163.1677	197.8449
154.15	144.79	185.3487	168.0304	202.667
156.43	126.65	192.5648	175.0007	210.1288
158.27	271.7	198.3883	180.3935	216.3831
158.65	237.51	199.5909	181.4826	217.6992
159.75	134.71	203.0724	184.5906	221.5541
162.91	220.54	213.0736	193.1802	232.967
164.77	249.08	218.9604	198.0326	239.8882
167.68	219.14	228.1704	205.3796	250.9611
169.65	226.74	234.4053	210.2143	258.5963
172.48	210.44	243.3621	217.0039	269.7203
173.61	292.08	246.9385	219.6721	274.2049
175.6	296.79	253.2367	224.3214	282.1521
176.58	296.55	256.3384	226.5903	286.0864
176.75	268.51	256.8764	226.9827	286.7702

図(24) 「GDP_r と為替レートの回帰分析グラフ」



図(24)のの下限値の残差-30以上で変動している A-H は、89-95年、及びビッグバン以降であり、上限値の残差+40以上で変動している a-g は 73-76年と84-85年である。

3. 賃金平価 $awpr$, $mwpr$, $GDPr$ と為替レートの相関関係の結論

① 賃金平価 $awpr$, $mwpr$ と $GDPr$

$GDPr$ と賃金平価の関係は予測通り相関係数 r が 0.7 以上で 5% 水準で有意であり、国民経済計算の相関関係を裏つけている。特に、 $awpr$ と $GDPr$ の回帰式『 $Y=53.46+0.407X$ 』が成立したので予測が可能である。

② 賃金平価と為替レート

賃金平価と為替レートの相関関係は弱く、直接の相関関係を保つのでなく、 $GDPr$ との相関関係が強いので、 $GDPr$ 等を通して間接的に影響を及ぼしていると判断される。

③ $GDPr$ と為替レート

$GDPr$ と為替レートは係数 t 値は 1% 水準で有意、相関係数を検証する P 値は(**) 1% 水準で有意で強い相関関係が実証されているが、 $DW=0.273$ で「系列相関」が存在するので、回帰式の成立には他の要因を分析する必要がある。

以上の結果から絶対値の視点と国民経済計算を代表する平価として $GDPr$ を採用して為替レートの分析の結論をまとめる。

IV. 結 論

- ① 物価指数を分析する過程で、日米の CPI の相関係数 r は 0.9、1% 水準で有意であり、非常に強い相関関係を発見できたことは貴重な研究成果である。また、日本の物価指数の相関関係は、現実の日本経済の問題点を物語っており、米国の素晴らしい物価指数の相関関係は一層日本の構造改革の重要性を示唆している。
- ② $OECD$ の購買力平価 ppp は他の物価関係平価との相関係数 r が 0.9 ($impr$ は 0.89 で最も低い相関関係数) 1% 水準で有意であるという非常に強い相関関係にある。
- ③ $awpr$ と $GDPr$ の回帰式『 $Y=53.46+0.407X$ 』 ($deta28$) が成立した

神田：為替レートと物価・賃金・GDPの相関分析・回帰分析による検証分析

ことは awpr から予測が可能となり、また、賃金平価が GDP_r の基礎条件の一つであることを示している。

- ④ 為替レートと物価関係平価は相関係数 r (cpr のみ0.89) が0.9を超える1%水準で有意であるという相関関係があり、為替レートが物価指数と非常に強い相関関係のあることを証明している。特に、impr の回帰式 $[Y=0.809X+31.34]$ が成立したことは物価指数の有効性を立証している。
- ⑤ 国民経済計算を代表する平価として GDP_r を分析したが為替レートとの相関係数 r は0.77、5%水準で有意であるという強い相関関係にあることを証明している。このことは、わが国の経済が米国並に競争の原理が働くように構造改革が行われるとこの GDP_r に為替レートが連動するようになる平価であると判断される。GDP を検証するために賃金平価 (awpr, mwpr) と相関分析をした結果、相関係数 r 0.77は5%水準で有意という強い相関関係があり、GDP_r へ賃金の影響があることが検証され、回帰式 $[Y=53.46+0.407X]$ の成立が検証された。このことは awpr が GDP_r と強い相関関係にあることを検証している。
- ⑥ 為替レートと GDP_r の相関係数 r 0.77は5%水準で有意であるという強い相関関係があることが立証された。しかし、回帰式は成立せず、系列相関が存在する。

この他、分析の過程で次の日本的システム・経済事情及び GDP の分析、賃金構造の分析による構造変革等が明らかになり、円ドル相場に影響を与えていることが判明した。

- ① 日米一人当りの GDP_i が1993年頃から乖離 (図-17参照) しはじめ、バブル崩壊後の対応の遅れが現在まで続き、構造改革の目途が立っていない状況が現れているが、欧米諸国ではこのような無策はあり得ないことであり、日本的経営の終焉を示唆する問題点がここに存在している。

- ② 1973-2000年の平均賃金の上昇は米国3.26倍、日本3.25倍となり、この間の賃金上昇は完全に一致し、日米の格差がなくなったことを示している。この間、オイルショック、レーガノミックス時代は日本が上昇、その後は米国が上昇、1997年をピークにそれ以降は日本の平均賃金は減少を続け、デフレ経済の問題点を浮き彫りにしており、経済成長の実態をそのまま表している。
- ③ 日本の賃金構造の転換期を表わす要因は。i, 日米の業種別賃金格差が73年で約2倍あったが2000年には大幅に縮小, ii, 業種別賃金格差は米国が格差は大きいものの安定を保ち、日本が構造改革の影響もあって格差が拡大, iii, 日米の賃金構造が同じ傾向にあるのは公益事業であり, iv, 傾向が同じであっても建設, 鉱業, は格差が約4倍以上ある, v, 構造変革を起こしてきた業種は米国では金融保険業, 日本では建設業, 製造業であり, それぞれ国の経済構造に問題が生じたときに変革している。このような賃金構造が平均賃金 $awpr$ を経由して GDP_r に影響を与えている。
- ④ 日本はリストラと失業が悪化する中で小売業, サービス業が米国の傾向に近づきつつある。競争の原理が機能すると専門, 技術は必要性により就職の難易度の高い業種が高賃金業種になる傾向で構造改革が起きつつある。
- ⑤ 構造改革が行われ, 競争の原理が機能すると日米の経済構造は物価指数や賃金指数から判断して同一化する傾向が予測される。

以上の分析結果より, ①為替レートは相場であるので投機要因が加わりオーバーフローする。しかし, 理論的視点から適正レートは存在するはずであり, 本分析の結果, ②為替レート(平価)は ppp と $expr$ の間で変動し, ③ wpr , $impr$ 及び $awpr$, $mwpr$ は長期的トレンドとして GDP_r に収斂する傾向が見られる。従って, ④為替レートは $¥ = \$$ 関係においては

神田：為替レートと物価・賃金・GDPの相関分析・回帰分析による検証分析

GDP_rを基軸に安定して連動する傾向がビッグバン以降現れてきている。

⑤ GDP_rと為替レートはプラザ合意以降連動傾向を強めてきている。また、
⑥ 為替レートともっとも密接に連動しているのは *impr* であるが、その理由は輸入決済後直接国内物価に為替レートが反映するため、連動せざるを得ない原理があるためである。円相場は、プラザ合意以降の急激な円高は日本の産業構造を変革し、GDP_rに連動傾向を強めてきたが、ビッグバンによる規制撤廃後はGDP_rに連動してきている。(図(21)参照) 為替の変動は日本の競争原理が米国並に機能するように構造改革が進んだ場合、短期的には投機的要因が働きオーバーフローすることを認めざるを得ないが、長期的視点で判断するとGDP_rを中心とした基礎条件に連動するものと判断できる。この証明は今後の研究課題としたい。

おわりに

本論文は、WINDOWS 98, EXCEL 多変量解析 Ver.4.0を使用して相関分析及び回帰分析の統計処理を行い、SASで1階の階差方式で回帰分析を行った。為替レートの適正平価の分析を目的とした相関分析とその結果を検証する回帰分析により感覚的な結論ではなく、統計分析手法で論理的に結論を導き出すことができた。さらに、統計数字の背景にある国際問題や経済問題などの相関関係の存在が明確になり、経済分析の面でも重要であることが判明した。

SASによる回帰分析に際しては、広島修道大学教授であり、統計官・統計主事の資格を取得されている柳田義章先生にSASによる回帰分析プログラムからデータの出力をお願いし、ご指導を頂いた。また、本学の統計の専門家である張南先生からもご助言を頂いた。ここに感謝の意を表して記録にとどめる。

参 考 資 料

1. 神田善弘 (1975.3) 『変動相場制下の新貿易戦略』, 日本貿易振興会
2. 神田善弘 (2001.1) 『実践貿易実務第 1 版 第 6 版』, 日本貿易振興会
3. 神田善弘 (1995.2) 『物価・賃金・GDP による為替平価分析』日本貿易学会年報第32号
4. 神田善弘 (1996.5) 『為替レートと内外価格差生産性格差の分析』日本貿易学会年報第33号
5. 神田善弘 (1997.3) 『円ドル為替変動要因の分析』広島修道大学商経学会第37卷第 2 号
6. International Financial Statistics (IFS) Year book 2001, International Monetary found (IMF)
7. OECD Statistics Directory Purchasing Power Parities and Real Expenditures 1996
8. 円レートの変動要因, 富士総合経済研究所, 1994年 4 月
9. 作間逸雄 (1992) 『物価と購買力平価の国際比較』藪下・国府田・秋山編著 経済企画庁「日本経済 競争・規制・自由化」(第12章) 有斐閣, 204頁
10. 内外価格差問題研究委員会報告書 (1998.2) 『内外価格差を考える』経済企画庁
11. 柳田義章 (2002.4) 『労働生産性の国際比較研究』文真堂
12. 得津一郎・高橋秀世『SAS でらくらく統計学』
13. 菅民郎 (2000.9) 『多変量統計分析』現代数学社