

デフレーションに関する要因分析と推計

～1990年以降の日本における物価動向を中心とした分析と推計～

Analysis and Estimations of Deflation

大西 一成

OHNISHI Kazushige

1. はじめに

本稿の目的は、世界同時不況が日本経済にもたらした影響について分析することにある。特に懸念される物価動向を中心に考察する。よって本稿が対象とする分析期間は1990年代以降とし、今般の世界同時不況後のデータを導入することを優先課題とした。

内閣府が発表した2010年1月の月例経済報告は、「景気は、持ち直してきているが、自律性に乏しく、失業率が高水準にあるなど依然として厳しい状況にある」とし、なかでも「雇用情勢の一層の悪化や海外景気の下振れ懸念、デフレの影響など、景気を下押しするリスクが存在することに留意する必要がある。」としている。本稿においてもデフレーションに関する多面的な考察を試みる。さらに日本経済の大きな問題点である財政赤字とデフレーションの関連についても考察を拡大した。長年にわたる財政赤字を背景に、政府の長期債務残高も2008年度末、国と地方の合計で約778兆程度に達している。こうしたなか日本の物価水準は月例経済報告も言及しているように、デフレの影響が懸念される状況にある。少子高齢化社会の本格化に伴い、如何にして財政赤字、デフレ問題等を解決するのかが問われている。このような難問にアプローチするために、様々なファンダメンタルズに対し理論的かつ時系列的な推計を試みた。マクロ経済モデルから得られる経済政策の指針は、同モデルがもたらす大きな貢献ではないかと考える。時系列分析は、過去の推移における仮定を変更することによって、異なるどのような結果が得られるのかわかりうる利点がある。しかし、仮定の変更は、経済主体の新たな対応をもたらす、その結果は異なるのではないかと批判は免れ得ない。所謂、ルーカス批判に如何に答えていくかがやはり問われる。こうしたことから本稿では、推計に当たり一部フォワード・ルッキング型を導入した。本稿は、急速に変貌を遂げる世界経済を睨みながら、急速な少子高齢化、政府部門の累積債務、脱しきれないデフレーションなど、日本経済が抱える難問を再度問い直すことがこの上もなく重要であるとの考えに立脚している。

2. 先行研究

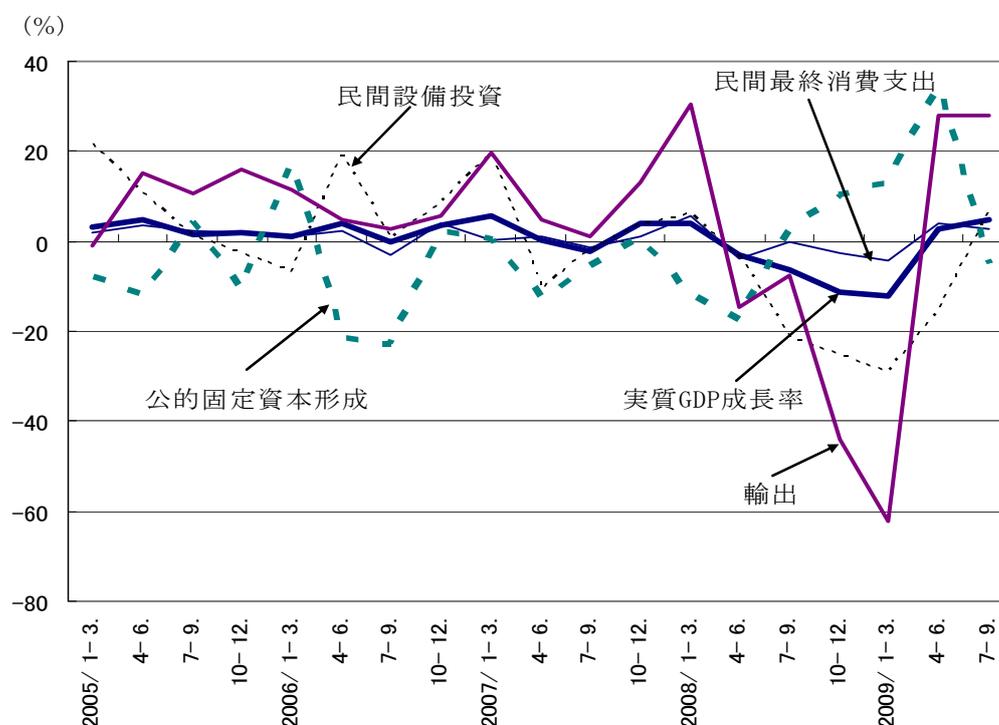
Blanchard¹ & Fisher (1989)、Romer (1996) では、世代重複モデル等に基づいた消費関数を詳細に論じている。ルーカス批判に基づいて、導入されることが多くなったフォワード・ルッキング型モデルについては、伴 (1991) がフォワード・ルッキング型のシミュレーション分析を広範に行っている。近年では北浦 (2009) が財政、社会保障問題についてシミュレーション分析を短期、長期にわたりかつ幅広く検証している。また古賀 (2004) では、家計が直面する動学的最適化モデルを基本に、貯蓄率低下の実証研究を試みている。今日、貯蓄率低下が著しい日本経済にあつて、大きな貢献をもたらしていると考える。貞廣 (2005) は VAR モデルあるいは様々な推計式を立て、長期かつ多岐にわたつての分析を試みている。マイクロ経済理論に基づいたマクロ経済へのアプローチも多く見られ、有益な示唆を得た。浅子・福田・吉野 (1997) では財政政策、金融政策はもとより、様々な各論も取り上げられている。

IMF では Blanchard に基づいたフォワード・ルッキング型が導入している。今後のモデル構築においては、公的な機関が導入しているものとして参考としたい。マクロ経済の考察においては、今後、上記の研究において多く見られるマイクロ経済学的アプローチ及びフォワード・ルッキング型推計は不可欠であると考ええる。

3. 日本経済の概観²

(1) 個人消費支出・民間設備投資を取り巻く状況

大きく落ち込む輸出がもたらすマイナス成長

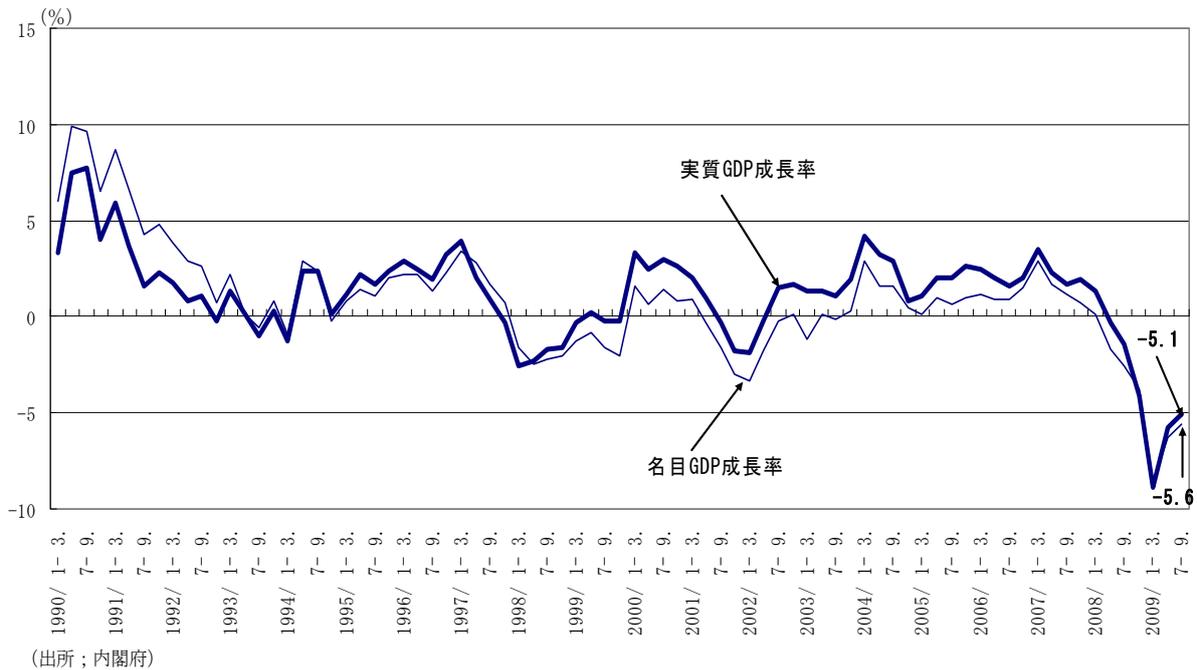


(出所：内閣府、実質季節調整系列(年率))

¹ Blanchard & Fisher (1989 p280) は Samuelson 及び Merton を取り上げている。

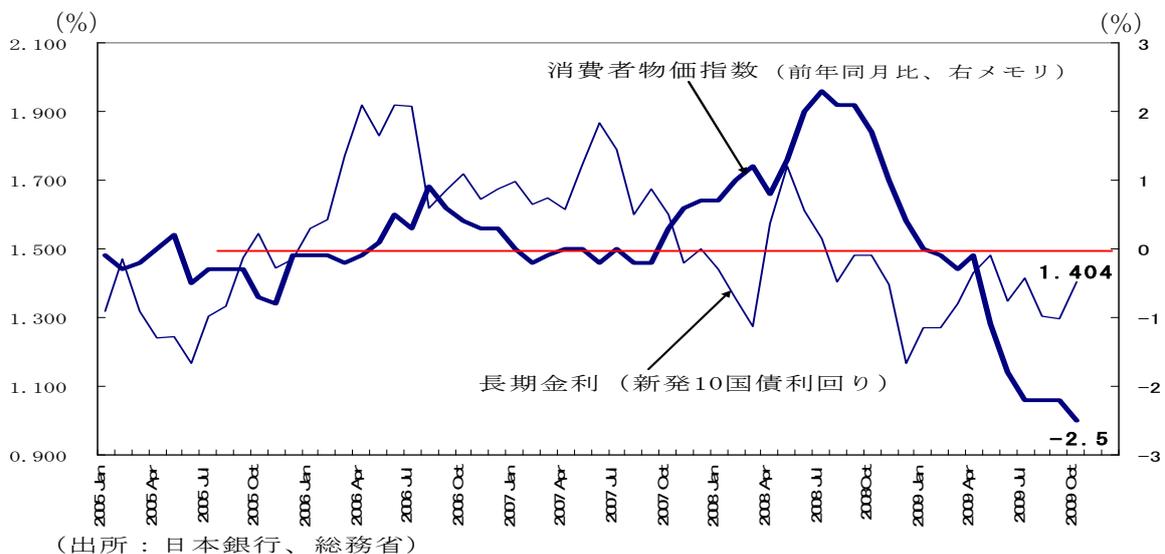
² 本稿に利用したデータは、基本的に2009年12月5日時点において入手可能なデータによる。

デフレを示す実質 GDP 成長率と名目 GDP 成長率の逆転

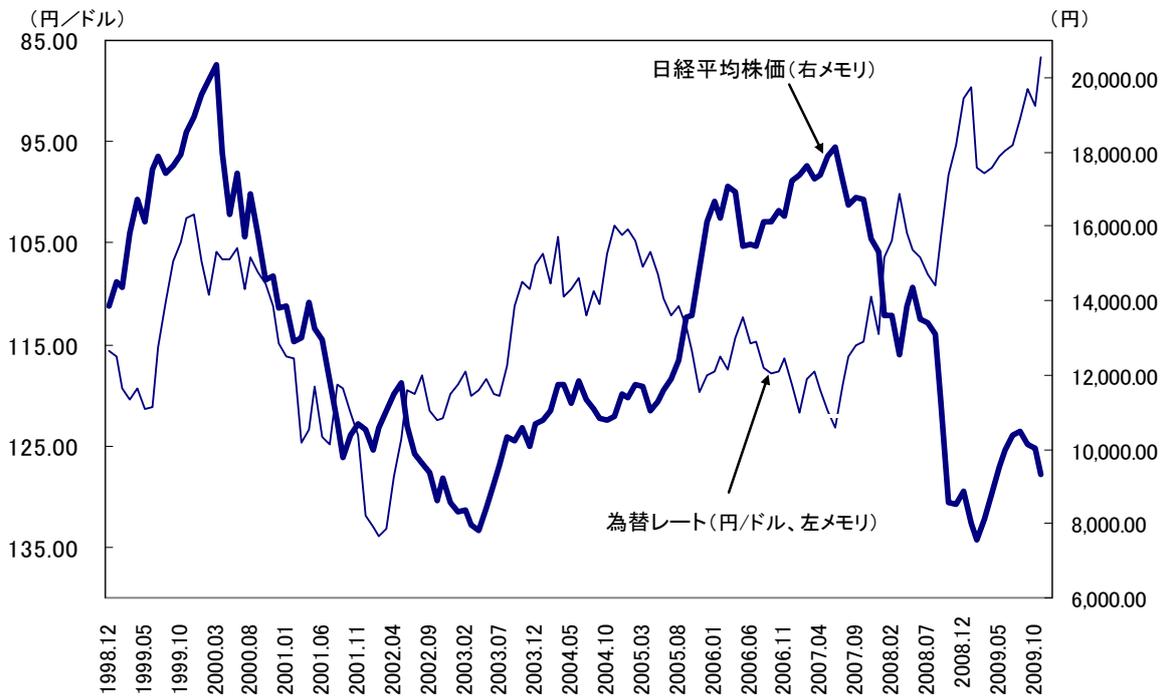


2008年に日本でも世界同時不況に伴う輸出の大幅な減少から、国内総生産はマイナス成長となり、実質国内総生産、名目国内総生産ともに大幅な低下を招いた。国内総生産の推移も2000年7月-9月期から名目国内総生産が実質国内総生産を下回ったままで推移したことから、まさにデフレ状態にあると言わざるを得ない。また、米国の金融緩和を背景に、為替市場は円高傾向が続くなか、企業業績、株価を押し下げる要因となった。こうしたことから、円高と物価下落の関係については、後述するように必ずしも他の要因以上に明確なものは得られなかった。物価下落傾向を背景に長期金利が低下傾向にあるなか、株価と長期金利は類似した動きにある。実際に、消費者物価指数、長期金利の推移から見ても、デフレを裏付けている。また、為替の上昇が大きく日経平均株価を引き下げている姿も鮮明である。

デフレを示す物価と金利



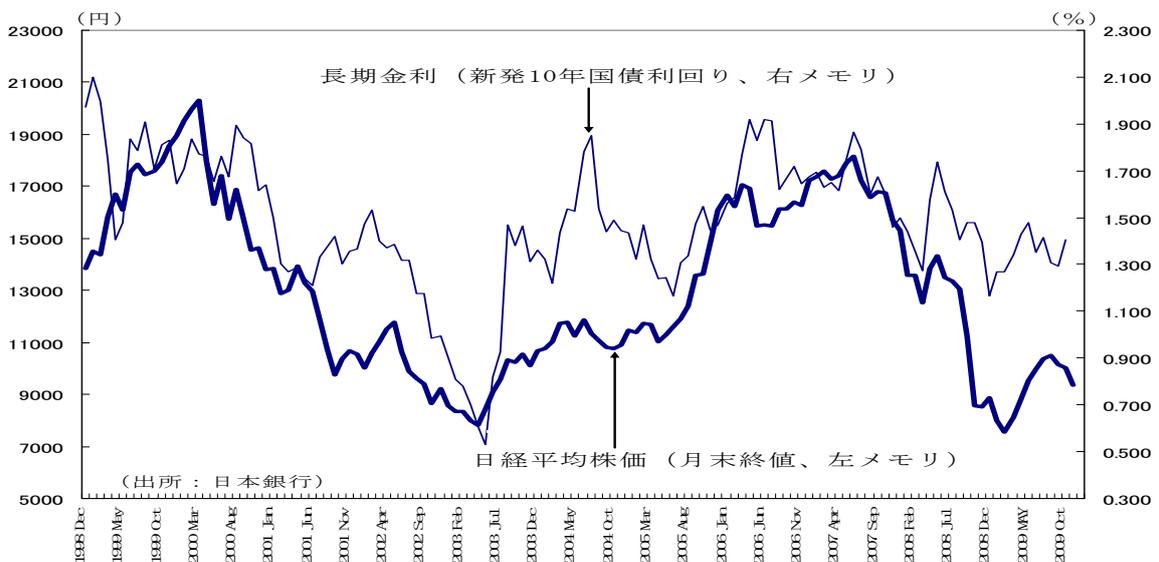
円高を嫌気する株価



(出所：日本銀行)

長期金利の低下は、デフレを背景としていると言えよう。株価の大きな下落にもこうした状況が反映している。長期金利と株価は似た動きを示している。また、雇用と輸出の関係においても、日本の雇用が輸出産業に支えられていることが読み取れる。

長期金利と日経平均株価の関係 【註-1】

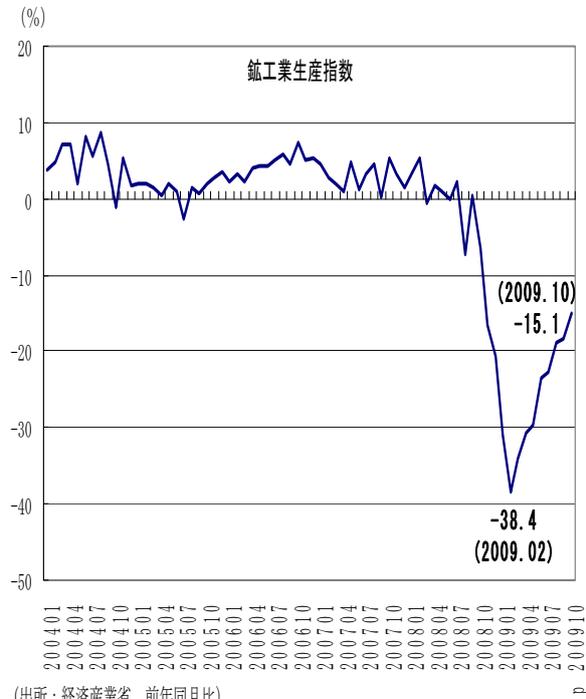


(出所：日本銀行)

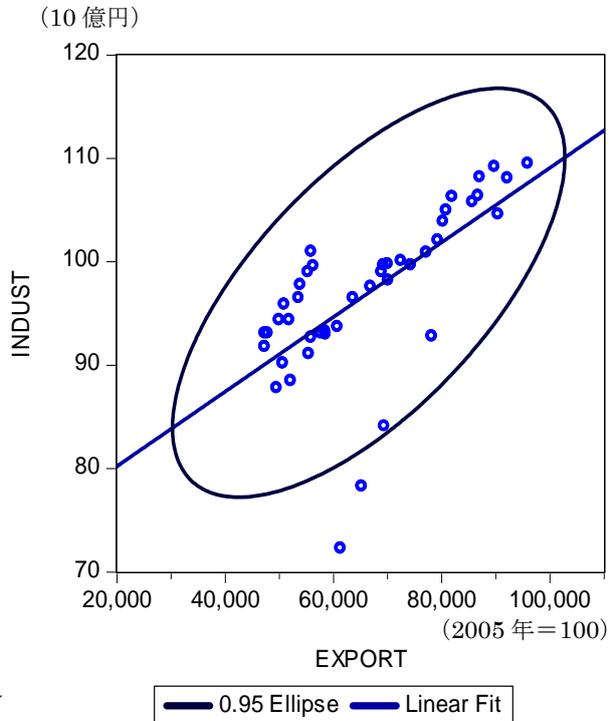
(2) 生産者行動から見た物価への要因分析

① 生産動向

鉱工業生産指数

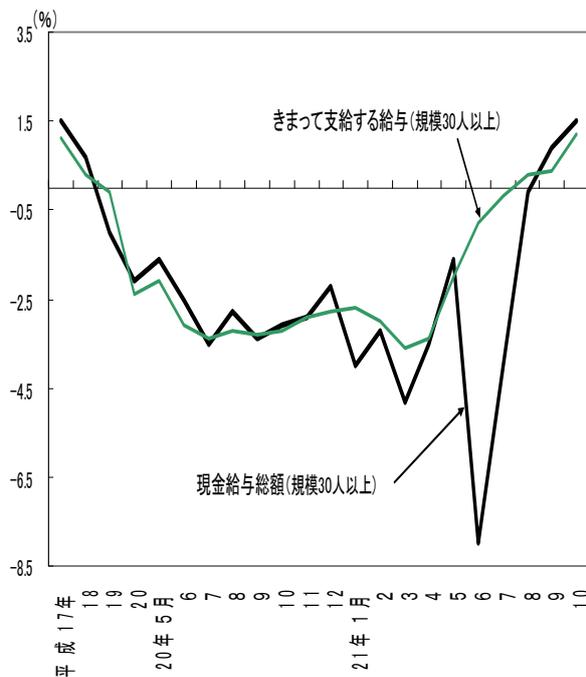


高い正の相関にある輸出と生産動向

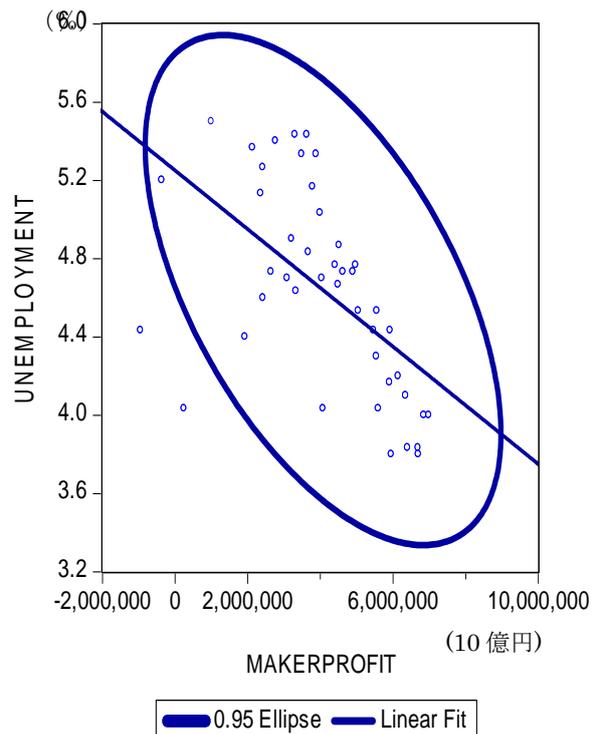


② 企業の雇用に対する姿勢

前年比では回復する給与水準



企業収益（製造業）と失業率

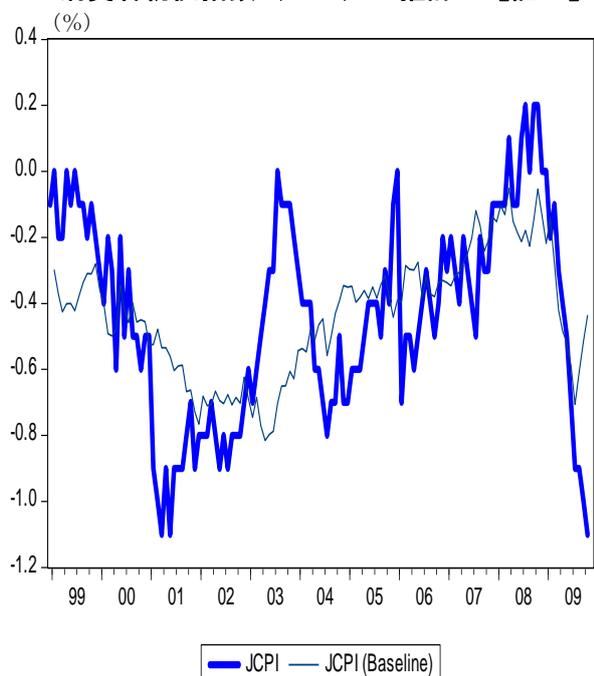


鉱工業生産指数(INDUSTRYDF)には明確な反転の兆しはあるものの、遅効性を有する雇用の改善の動きは鈍い。明確な回復局面を実感するのは困難な情勢である。内需を牽引する個人消費支出、民間設備投資が動き出すには、当面外需の明確な回復に依存せざるを得ない状況である。輸出の著しい落ち込みが、民間設備投資の抑制をもたらし、公的固定資本形成がかろうじて大きな景気の底割れを回避させたのではないかと考えられる。消費に大きな波は見られないものの、2008年の後半には比較的大きなマイナス幅にまで落ち込んでいる。著しい鉱工業生産の落ち込みは2009年2月に前年同月比▲38.4となり、急激な生産の落ち込みがあったことを窺わせる。

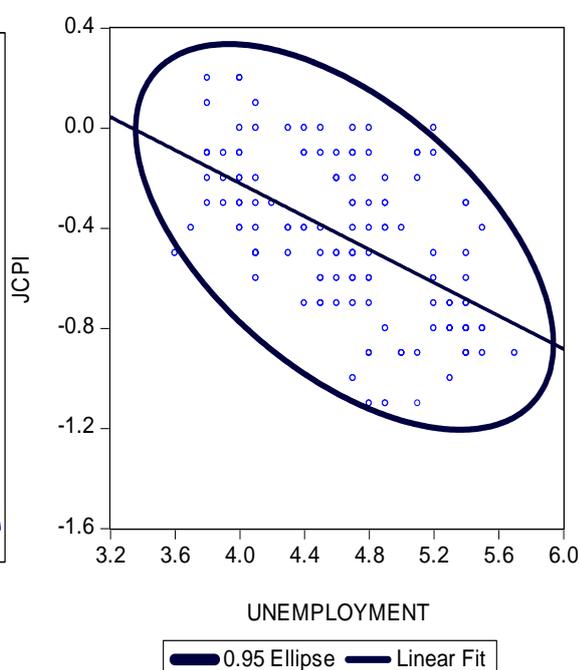
(3) 物価と為替レートの推計

① 物価の推計³

消費者物価指数 (CCPI) の推計 【註-2】



フィリップス曲線の推計



上図のように失業率と物価上昇率の関係では、比較的緩やかな関係が見られる。ここでインフレ率(消費者物価上昇率%、JCPI、月次)を縦軸にとったフィリップス曲線の推計を試みた。⁴ いずれも()はt値である。消費者物価上昇率、完全失業率を(unemployment、月次)として推計した。推計よりも実績値が下回る期間が長いと言えよう。雇用情勢に厳しさ続く限り、物価上昇圧力は小さいと言える。近年、大きく実績値が低下し、過去の低下時には見られなかった推計値と大きく乖離している。過去においては、推計値の緩やかな上昇トレンドと共に、実績値も上昇トレンドに入っている。今般の消費者物価の大きな低下は、当面デフレの進行促すことは避けられないだろう。重要なことは、2009年にはいって推計結果が反転しており、今後、消費者物価は新興国を中心とした海外景気に支えられる形で、緩やかに上昇トレンドに入ると考える。

³ 貞廣(2005)では、国内企業物価上昇率を導出し、また稼働率も説明変数として消費者物価上昇率を推計している。貞廣(2005)では、1990年以降については輸入物価の寄与度は小さく、期待インフレ率に次いで稼働率の低下と国内企業物価の低下が大きく寄与しているとしている。また、1990年代のデフレ要因は、需要要因であるとしている。

⁴ 『2003年度年次経済財政報告』では、カールソン=パーキン法によって、期待物価上昇率を導入している。

推計に関わるデータは【註-3】に掲載した。

$$JCPI_t = \alpha_1 + \alpha_2 * unemployment_t$$

$$JCPI_t = 1.125609 - 0.334227 * unemployment_t$$

(3.32) (-4.60)

② 日本の財政赤字と物価について⁵

物価推計式を Blanchard&Fisher(1989)⁶ で示されている財政赤字と消費者物価に関する $\pi = \alpha(rb - \delta_0) + \frac{M}{PY}$ のような定式化を基に、⁷以下のような財政赤字の影響を導入した物価の推計式を立てた。(b : 公債発行残高名目 GDP 比、 r : 実質金利、 δ_0 : 初期財政赤字、 M : マネーストック、 P : 消費者物価、 Y : 産出量)

$$CCPI_t = \alpha_1 + \alpha_2 * CCPI_{t-r} + \alpha_3 * \left(RINTER_{t-r} * \frac{BONDSTOCK_{t-r}}{NOMINALGDP_{t-r}} - \frac{NEWBOND}{NOMINALGDP} \right) + \frac{MONEYSTK_{t-r}}{NOMINALGDP_{t-r}}$$

($r=1,2,3$)

($CCPI$: 消費者物価指数 (食料及びエネルギーを除く、前年同月比%)、 $RINTER$: 実質金利 (新発 10 年国債利回りから消費者物価指数前年同月比を除いたもので代替した。 $BONDSTOCK$: 公債発行残高、 $NOMINALGDP$: 名目 GDP、 $MONEYSTK$: マネーストック) 推計結果は以下の通りである。【註-4】

・ラグ-1 ($r=1$)

$$CCPI = -14.83731 - 0.116992 * CCPI(-1) + 0.035459 * (RINTER(-1) * BONDSTOCK(-1) / NOMINALGDP(-1) - NEWBOND / NOMINALGDP) + MONEYSTK(-1) / NOMINALGDP(-1)$$

(-58.15) (-0.57) (1.83)

・ラグ-2 ($r=2$)

$$CCPI = -14.84017 - 0.412285 * CCPI(-2) + 0.02203 * (RINTER(-2) * BONDSTOCK(-2) / NOMINALGDP(-2) - NEWBOND / NOMINALGDP) + MONEYSTK(-2) / NOMINALGDP(-2)$$

(-64.20) (-2.23) (1.49)

・ラグ-3 ($r=3$)

$$CCPI = -14.65296 - 0.592113 * CCPI(-3) + 0.003497 * (RINTER(-3) * BONDSTOCK(-3) / NOMINALGDP(-3) - NEWBOND / NOMINALGDP) + MONEYSTK(-3) / NOMINALGDP(-3)$$

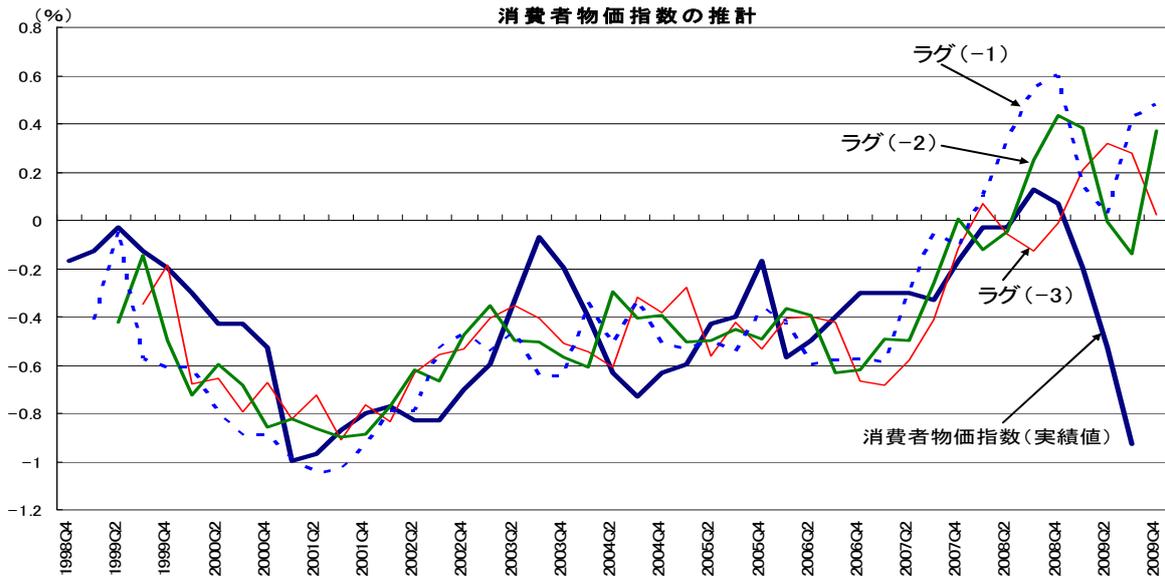
(-59.25) (-3.36) (0.19)

実質金利には新発 10 年国債利回り、初期財政赤字には各年度における公債発行額を用いた。また、 PY には名目 GDP を用いた。推計結果についてはラグ (-2) が優れているように思われる。ただ、いずれのラグ数 (-1、-2、-3 の 3 種類) を用いても、2009 年における消費者物価指数は、推計結果よりも大きく低下していることが窺われる。しかし、いずれの推計においても 2009 年半ばより反転傾向を示していることから、今後、新興国を中心とした海外の回復基調に支えられる形で経済が徐々に立ち直ってくれば、消費者物価指数の明確な反転の可能性も出てこよう。

⁵ Blanchard&Fisher(1989)にて、両変数の関係を概観している。

⁶ Blanchard(1989)では、イスラエルの物価について、財政赤字とインフレ率の間に明瞭な関係は認められないとしているが、日本においては緩やかな正の関係が見られた。

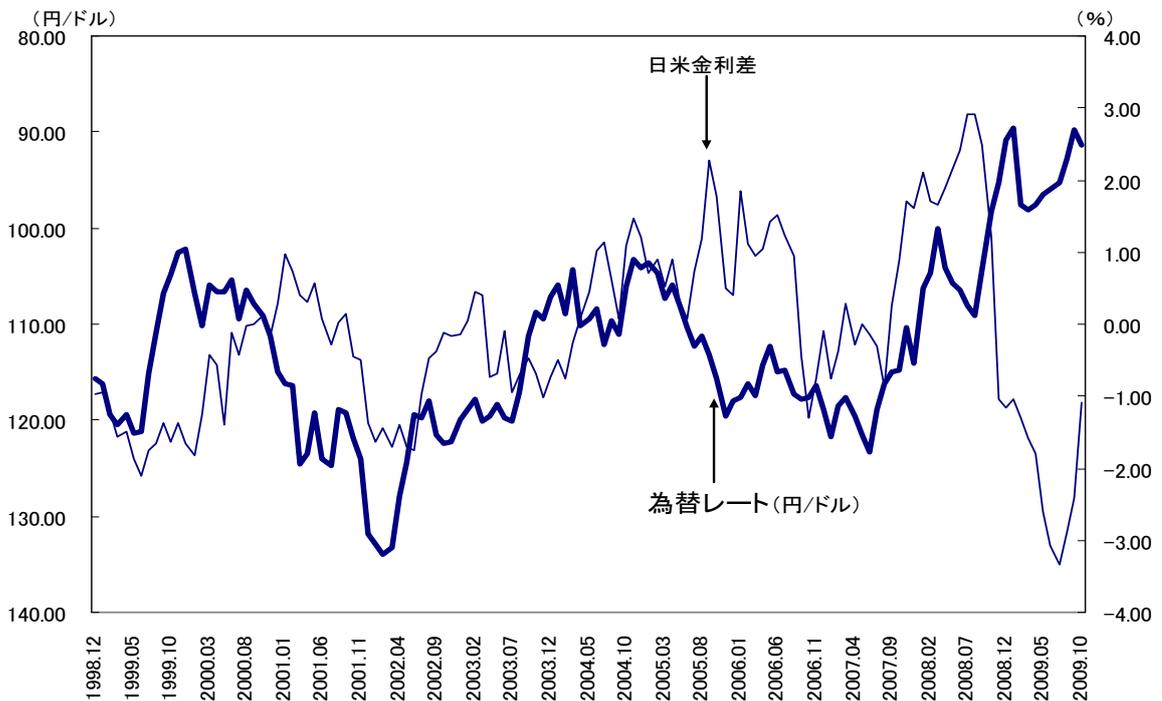
⁷ Blanchard&Fisher(1989 P516)において上記の式の導出が詳細になされている。



(出所：総務省。消費者物価指数の実績値は食料及びエネルギーを除く前年同月比。()内のラグは推計式のラグ数を表す。)

③ 為替レートの推計

日米金利差と為替動向



(出所：日本銀行、総務省、FRB。日米実質長期金利差 = (新発10年国債利回り - 消費者物価) - (米10年国債利回り - 米消費者物価) で求めている。)

為替についての推計は以下の通りである。米国の金融緩和政策に伴う日米金利差(日本の実質長期金利-米実質長期金利)に着目すると、実質長期金利差が拡大すれば円高が進むことが概ね観察できるが、世界同時不況に伴う金利差の縮小は、必ずしも円安をもたらしてはいない。不況に伴う金利低下は、日米で同時に発生し、しかも今回の不況の震源地が米国であったことから、円が買われたものと思われる。経常収支におけるパラメーターは負になっていることから、黒字の拡大あるいは赤字の減少が円高 (EXCH の数値は低下) をもたらすことと整合的である。実際の

為替レートは、2008年以降、推計値よりも円高方向にオーバーシュートしている様子が窺われる。推計式は以下の通りである。⁸また、推計に関わるデータは、【註-5】に示した。

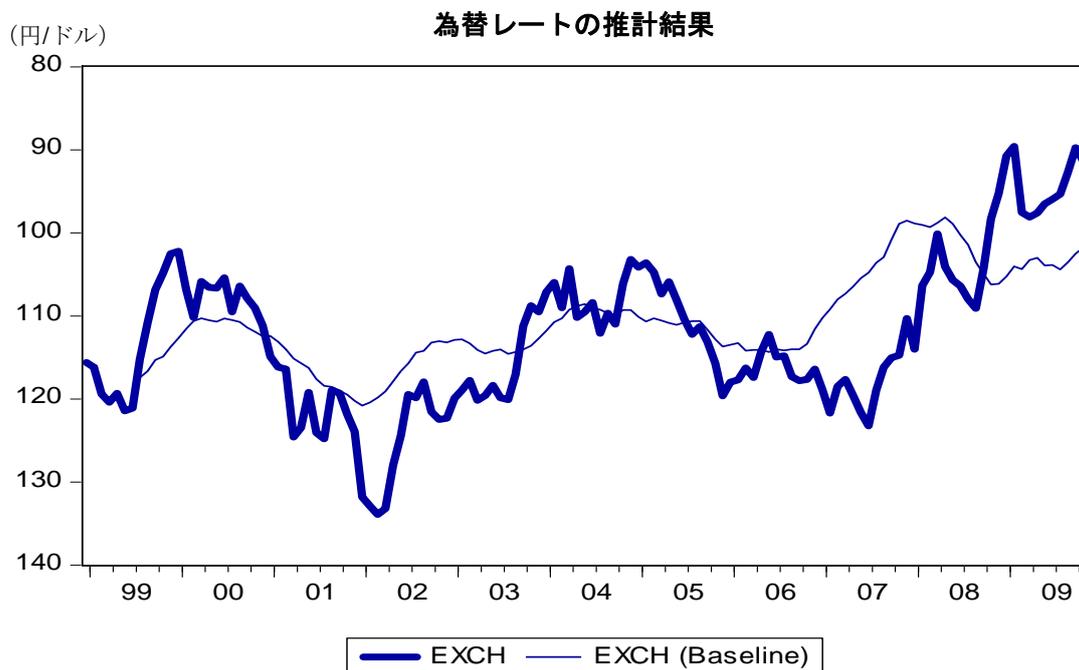
$$EXCH_t = \alpha_1 + \alpha_2 * EXCH_{t-1} + \alpha_3 * ACCNT_{t-6} + \alpha_4 * (NEWBOND_{t-1} - JCPI_{t-1} - US10INTER_{t-1} + USCPI_{t-1})$$

$$EXCH_t = 8.296262 + 0.950780 * \log(EXCH_{t-1}) - 0.000217 * ACCNT_{t-6} + 0.752233 * (NEWBOND_{t-1} - JCPI_{t-1} - US10INTER_{t-1} + USCPI_{t-1})$$

(2.31) (32.76) (-2.67)

(2.91)

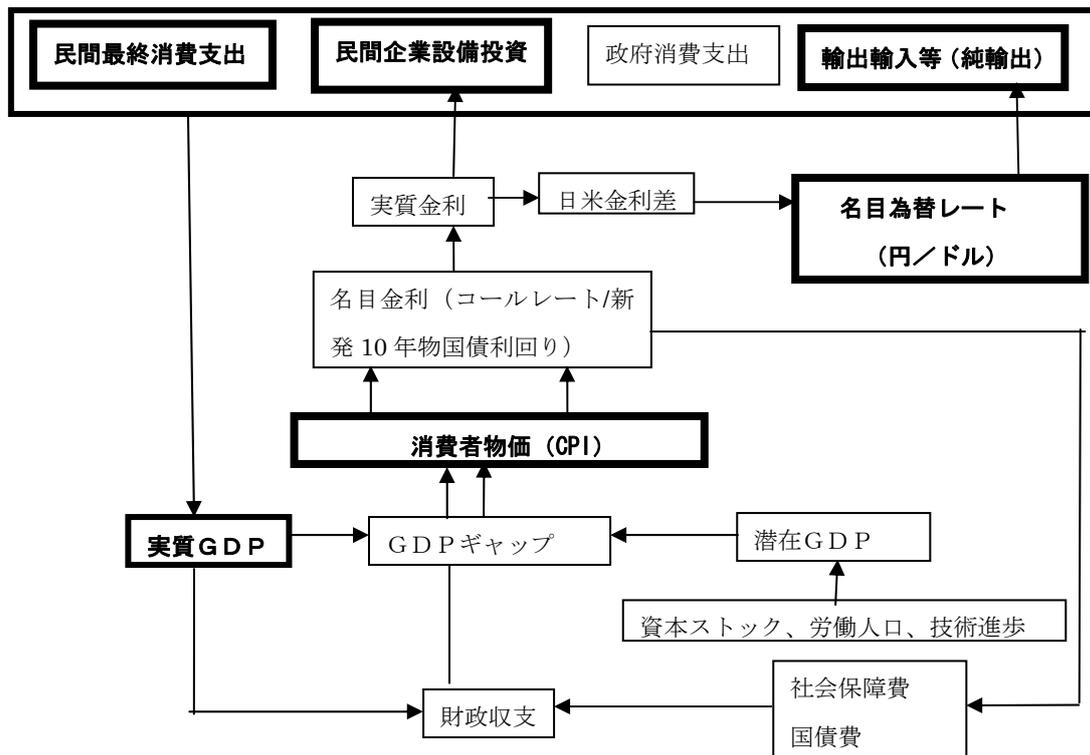
(EXCH: 為替、ACNNT: 経常収支、NEWBOND: 新発 10 年国債利回り、JCPI: 消費者物価上昇率、US10INTER: 米 10 年国債利回り、USCPI: 米国消費者物価上昇率)



為替とインフレ率の関係においては、明確に有意な関係はこの期間に関する限り得られなかった。為替は、企業収益（製造業）、民間企業設備投資、日経平均等に影響を及ぼすことを通じて、インフレ率に影響をもたらすという間接的な影響に留まる。ただ、本稿においては四半期ベースで、概ね 20 年間のデータに基づいていることから、為替に関する限りより長期な推計が必要ではないかと考える。推計値は、1 ドル 100 円近辺への上昇が予想されるが、実績値が既に 90 円台にあることから他通貨が落ち着いてくれば、90 円台後半へ収斂する動きが予想される。ドル、ユーロ共に弱含みで推移していることから、むしろ円が高く評価されすぎているのではないかと懸念される。いずれにしても 2001 年以降、推計値で見る限り円は上昇基調にあるが、実績値は 2007 年以降に急上昇しており、これは一重に弱含みで推移した海外景気によるものと見られる。こうした状況に対し、消費者物価は一貫して低位で推移しており、国内における需要の低迷が主因であろうと予想する。故に、個人消費支出、民間企業設備投資の考察が物価の推計には不可欠であるとの結論に達する。

⁸ 『2002 年度年次経済財政報告』では、為替の経常収支には累積額を算定し用いている。また、金融政策におけるスタンスを示すものとして、名目 GDP マネタリーベースを説明変数として用いている。

4. マクロ経済モデルの基本的な体系⁹



上記のマクロ経済体系においては、海外のファンダメンタルズは米国に限定し、所与としている。また、財政赤字は公債発行額であらわすこととした。最も困難なのは、予想インフレ率であるが、本稿においては、過去のデータに関しては実績値で代替した。公的なデータをベースにした予想インフレ率の算出については今後の課題としている。

上述したように、日本経済は、為替、輸出を通して、生産、雇用そして物価面等において海外の動向に影響を受けている。こうした中で、国内固有の問題としては、財政赤字、少子高齢化問題、地域社会の活性化等の困難な問題に直面している。なかでも財政赤字は深刻さを増しており、国内総生産（GDP）比でみる純債務比率は極めて深刻な状況にある。故に、財政状況と、日本が直面しているデフレとの関連を推計することで、今後の政策課題が明確化されよう。

また、国際経済にあっては、その枠組みが大きく変貌を遂げつつある中で、未だ明確な経済政策路線が打ちさせないことも経済の低迷をもたらしていると思われる。上述したとおり、日本経済が直面する、デフレ問題、失業問題は、いまや一国の要因だけでは解決し得ない問題である。こうした変化を踏まえた長期的なビジョンが求められている局面であろう。特に、様々な推計から見ても、外需に大きく左右される今日の日本経済にあって、内需主導型への方向転換は容易ではないだろう。無論、国際社会における共存のあり方等は如何にあるべきかを明確に政策の中に反映させていかなければならない。今日、内需、外需という枠組みの思考の意義そのものを考え直す時期に来ているのではないかとさえ思われる。以上の概観と考察を踏まえ、マクロ経済の中心的概念のなかでも、2000年以降を中心とした個人消費支出と民間設備投資の動きを中心にデフレの要因分析を行う。

⁹ 太枠及びゴシックの項目は、本稿において推計を行ったものを示す。

5. 消費者行動、民間設備投資に関するミクロ経済学からのアプローチ

(1) 消費行動

本稿においても、消費者行動を理論的な側面から考察してみた。消費者の最適化行動モデルは、Blanchard & Fisher (1989)¹⁰ にならって次のように定式化し、2000年以降を中心に、経済危機後のデータも取り入れて考察を試みた。

消費者行動を以下のように表す。 θ は主観的割引率である。

$$\max E \left[\sum_{t=0}^{T-1} (1 + \theta)^{-t} U(C(t)) \mid t \right]$$

また異時点間における予算制約式は、下記のようになる。¹¹

$$A_{t+1} = (A_t + Y_t - C_t) [(1 + r_t)w_t + (1 + z_t)(1 - w_t)] \quad Y_t \in I_t \quad A_t \geq 0 \text{ とする。}$$

効用関数は、恒常所得仮説に基づいて下記のような有用性の高い相対的危険回避度一定 (Constant relative risk aversion (CRRA) 型¹²) を仮定する。 ρ は相対的危険回避度係数である。

$$U(C(t)) = \frac{C(t)^{1-\rho}}{1-\rho} \quad \rho > 0 \quad \text{この定式化からオイラー方程式を求める。}^{13} \text{【註-6】}$$

$$U'(C_{t-1}) = (1 + \theta)^{-1} (1 + r) U'(C_t)$$

このオイラー方程式を 1998 年以降のデータで検証した。金利に関しては、実質金利よりも名目金利のほうが統計的には有意な結果を得た。また、個人消費支出についてはマクロデータを用いており、この点に関しては、一人当たりの消費支出によって求めるべきであるが、利用できるデータに限界があった。オイラー方程式では今期と前期の比率を用いることから、数学的にはマクロデータを用いることも可能であると考えた。恒常所得仮説が経済危機の時期も含め 2000 年以降、概ね成立していると言えるのではないかと考えた。前掲した GDP の推移に比べ、民間最終消費支出が低位で変化の小さい推移となっていることもその現われではないかと考える。

Euler 方程式の推計結果は以下の通りである。

Dependent Variable: Implicit Equation				
Method: Generalized Method of Moments				
Sample (adjusted): 1999Q1 2008Q3				
Included observations: 39 after adjustments				
Sequential 1-step weighting matrix & coefficient iteration				
Estimation weighting matrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Standard errors & covariance computed using estimation weighting matrix				
Convergence achieved after 8 iterations				
C(1)*(1+INTER)*(PCONS(-1)/PCONS)^C(2)-1				
Instrument specification: C INTER PCONS PCONS(-1)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.383356	0.008824	43.44618	0.0000
C(2)	-5.924064	1.742112	-3.400506	0.0016
Mean dependent var	0.000000	S.D. dependent var	0.000000	
S.E. of regression	0.117221	Sum squared resid	0.508407	
Durbin-Watson stat	0.470556	J-statistic	3.454948	
Instrument rank	4.000000	Prob(J-statistic)	0.177733	

¹⁰ 基本的な定式化は Blanchard & Fisher (1989 p 282) による。

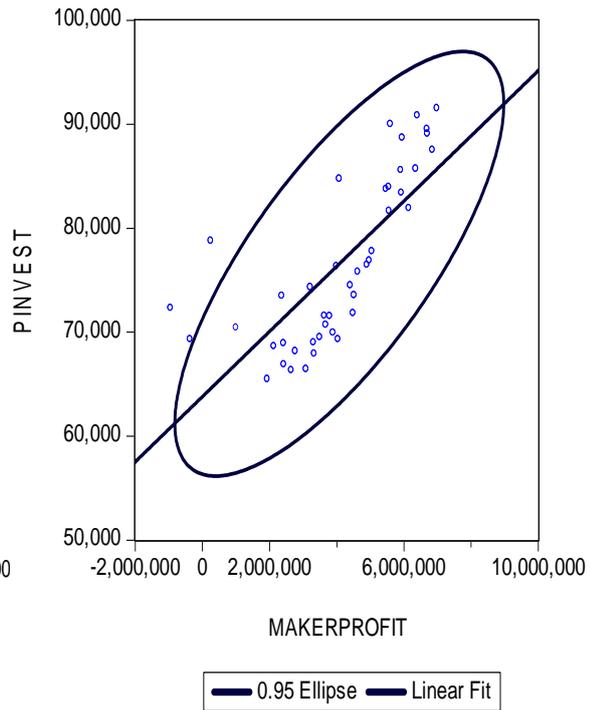
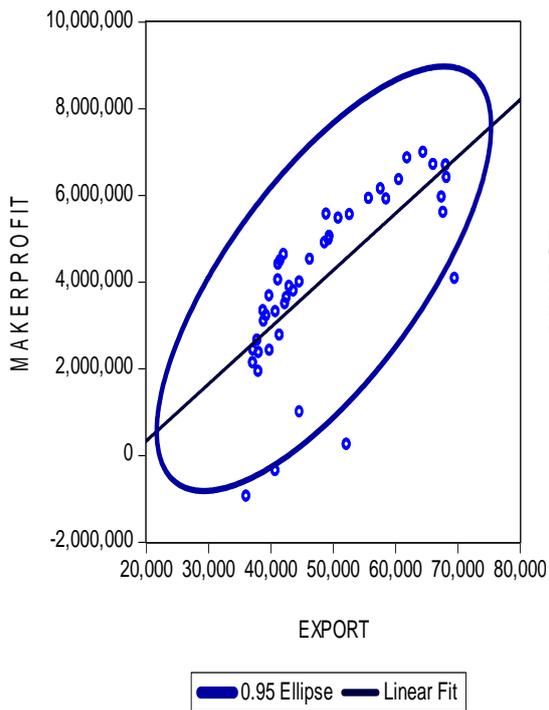
¹¹ 貞廣 (2005 p153) による。貞廣 (2005) では期間を 1970 年代より 4 期間に分けて詳細な検証がなされている。

¹² Blanchard & Fisher (1989 P44) 及び Romer (1996) が詳しい。

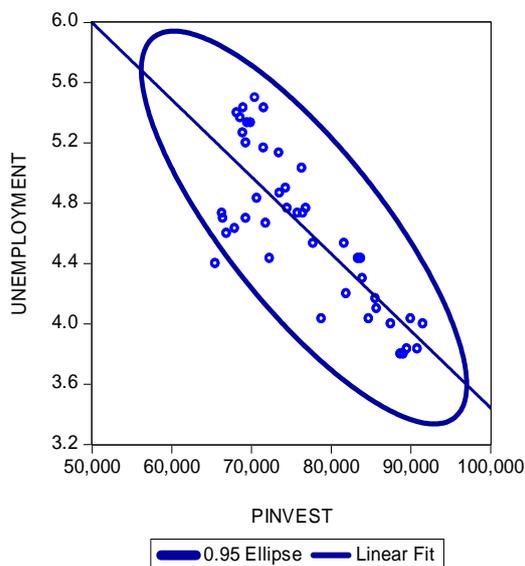
¹³ オイラー方程式の導出については Blanchard & Fisher (1989 p 281 ~ p 282) 詳細に取り上げられている。

(2) 生産者行動

生産者行動における設備投資を決定付ける要因は、実質金利、輸出動向、経常利益、為替等と考えられる。上記概論でも示したように、輸出 (EXPORT、単位 10 億円) と生産動向、雇用には明確な相関関係が見受けられる。輸出の回復に伴う企業収益の回復と設備投資 (PINVEST、単位 10 億円) 動向にはかなり明確な相関関係が見られる。要するに企業収益 (製造業、MAKERPROFIT、単位 100 万円) の回復を背景とした設備投資が動き出せば、当然雇用環境の改善が期待される。2009 年 12 月における輸出の明確な回復基調は雇用にとって明るい材料であり、物価に対しても下方圧力が弱まるのではないか。

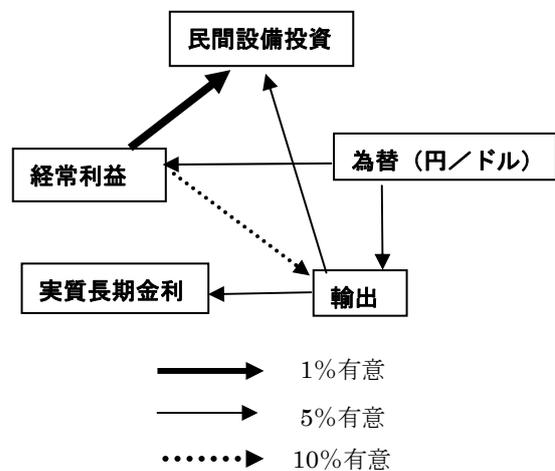


設備投資と雇用の関係



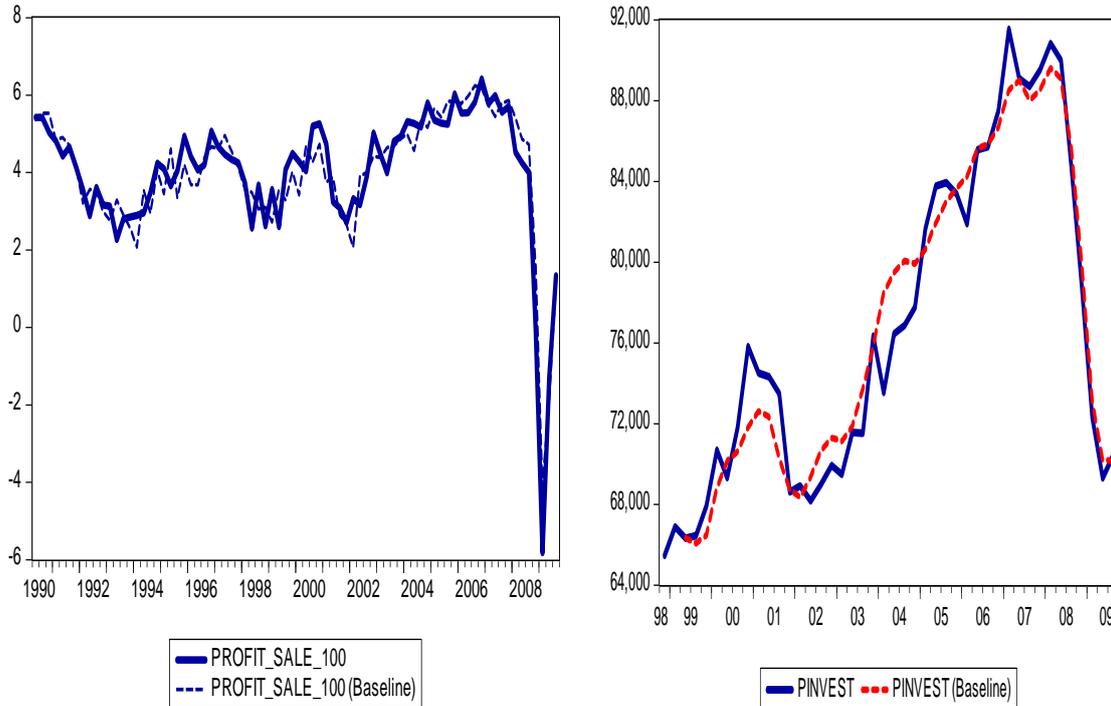
民間企業設備投資の要因分析 【註-7】

(GRANGER CAUSARITY (LAGS4))



以上のような結果を踏まえ、GRANGER CAUSARITY (LAGS4) を行うと上図のような結果となった。(期間は1998年10～12月期から2009年9～10月期までの四半期データによる。実質金利以外は対数数値を用いている。) 同様の分析は、2003年度年次経済財政報告においてもマネーサプライ、GDP、物価の関係において試みられている。

『2004年度年次経済財政報告』において取り上げられた為替レートが輸出企業に与える影響に関する推計式にならって、為替が製造業の収益にあたえる影響に置き換えて推計した。



推計式及びその結果は下記の通りである。同経済財政白書では、売上高粗利益率を用いているが、本稿では売上高営業利益率を用いた。また民間資本ストックは進捗ベースを用いた。この推計から2009年に本格化した経済危機の一つの特徴として、売上高の落ち込み以上に利益の落ち込み方が顕著であったとの結論を得た。

①為替が製造業の収益に与える影響¹⁴ 【註-8】

$$profit_sale_100_t = \alpha_1 + \alpha_2 * operation_t + \alpha_3 * depr_sale_100_t + \alpha_4 person\ cost_sale_100_t + \alpha_5 * \log(no\ min\ alexch_t)$$

$$profit_sale_100_t = -5.149452 + 0.083545 * operation_t - 2.191996 * depr_sale_100_t - 0.028043 * personcost_sale_100_t + 1.754343 * \log(nominalalexch_t)$$

(-0.762) (4.053) (-9.063) (-0.577) (2.302)

(売上高営業利益率 *profit_sale_100*、稼働率指数 *operation*、減価償却費売上高比率 *depre_sale_100*、人件費売上高比率 *personcost_sale_100*、名目実行為替レート *nominalalexch* 製造業の規模は資本金10億円以上とした。)

¹⁴ 『2004年度年次経済財政報告』による。これに基づき、本稿の分析期間におけるデータで推計した。

② 民間企業設備投資の推計¹⁵～マクロデータに基づく推計～ 【註-8】

$$pinvest_t = \alpha_1 + \alpha_2 * pinvest_{t-1} + \alpha_3 * GDP_t + \alpha_4 * rint er_{t-2} + \alpha_5 * stock_{t-1}$$

$$pinvest_t = -46189.07 + 0.442286 * pinvest_{t-1} + 0.229937 * GDP_t$$

$$(-3.670) \quad (4.383) \quad (6.528)$$

$$+287.0035 * rint er_{t-2} - (9.34E-05) * stock_{t-1}$$

$$(0.613) \quad (-5.654)$$

(民間企業設備投資 *pinvest*、国内総生産 *GDP*、実質長期金利 *rinter*、民間企業ストック *stock*)

③ 民間設備投資の推計～マイクロデータに基づく推計～ 【註-9】

・設備投資の決定要因

『2001年度年次経済財政報告』にならって、以下のような設備投資関数を推計した。¹⁶

$$\frac{I_t}{K_t} = \alpha_1 + \alpha_2 \left(\frac{M_t}{K_t} \right) + \alpha_3 PIKAN_t$$

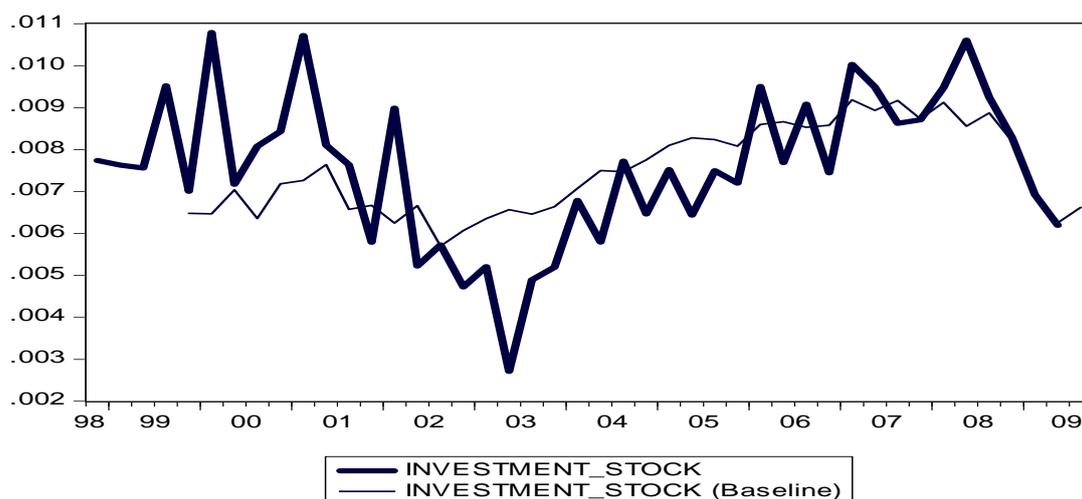
$$\frac{investment_t}{stock_t} = \alpha_1 + \alpha_2 * \frac{cash_{t-1}}{stock_{t-1}} + \alpha * pikan_{t-4}$$

$$\frac{investment_t}{stock_t} = 0.00377 + 0.34236 * \frac{cash_{t-1}}{stock_{t-1}} - (4.63E-05) * pikan_{t-4}$$

$$(1.800) \quad (2.285) \quad (-1.867)$$

(I：設備投資額、K：法人企業資本ストック、M：キャッシュフロー、PIKAN：DDI/生産設備/全規模/製造業/実績)¹⁷実際の推計には先決変数を導入した。

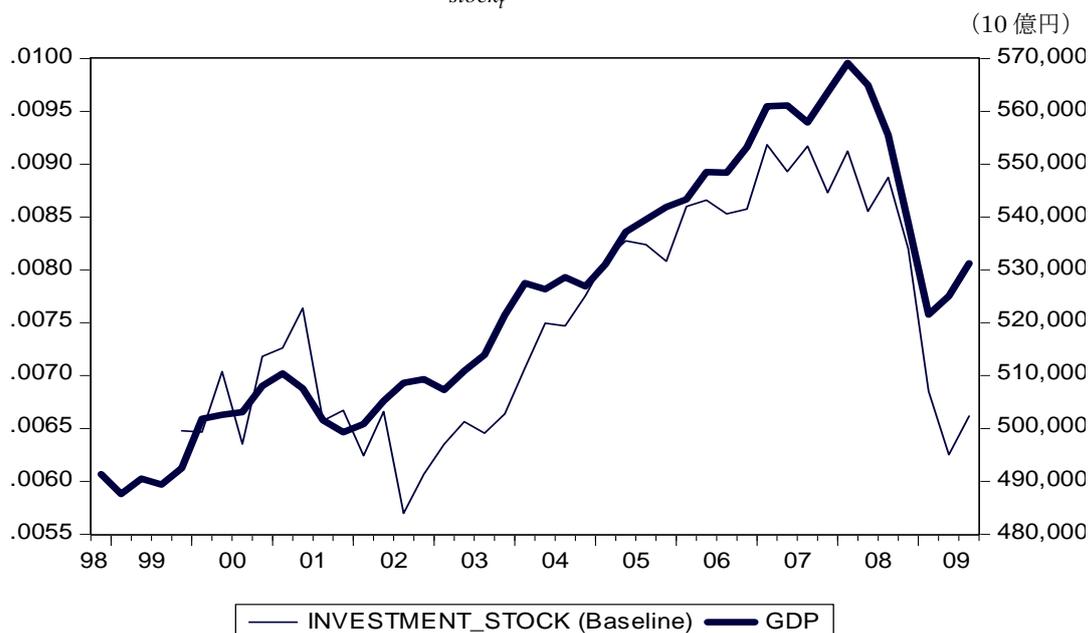
$\frac{investment_t}{stock_t}$ の推計結果



¹⁵ 『2009年度年次経済財政報告』における均衡経常収支の推計による。

¹⁶ 『2001年度年次経済財政報告』では全企業・全産業について分析している。実質長期金利については、期待インフレ率ではなく、消費者物価指数（前年同月比%）で代替した。

¹⁷ 北浦（2009 p137）では、設備投資関数を次のように定式化している。 $\frac{I_t}{K_t} = \left[\frac{I}{K} \right] + \frac{1}{x(1-\tau_t)} (q_t - 1)$

$\frac{investment_t}{stock_t}$ と GDP の推移比較

キャッシュフローと企業の需要予想による設備投資関数の推計式が、GDP の動きを極めてよく説明しうることがわかる。以上、マクロ経済モデルの体系にミクロ経済学の基礎とも言うべき消費者理論と生産者理論を導入することで理論的なアプローチを試みた。

資本ストックに占める設備投資の推移には明確な回復基調は窺えない。こうしたことから、当面、資本財市場あるいは企業物価からの物価上昇圧力は小さいのではないかと予想される。ただ、推計値が 2009 年に反転の兆しを示しており、また GDP とも高い相関を示していることから、推計上は反転局面あるいはボトムアウトしたのではないかと期待される。

売り上げ営業利益率が大きく改善傾向を示すなか、マクロデータに基づく推計、マイクロデータに基づく推計共に民間企業設備における動きは鈍いという結果が得られた。生産者行動が、極めて慎重になっている様子が窺われる。明確な景気の反転を示唆する動きがファンダメンタルズから出てこない限り、生産者行動としては慎重な姿勢が続こう。

一方、他の要因分析と比較して、企業収益（製造業）と失業率の関係は比較的緩やかである。このことから、企業収益の回復がもたらす失業率の低下は、比較的緩やかなものに留まるのではないかと懸念される。よって、所得環境の改善の遅れ、消費の低迷から、物価が明確な上昇基調に入る可能性は、国内要因で見ると小さいと言わざるを得ない。マイクロベースでの改善を前提にゆっくりとした基調でマクロベースの改善が見られるようになるのではないかとと思われる。いずれにしても、マイクロベースでの推計とマクロベースでの推計結果から得られる結論に大きな相違点は見当たらなかった。このことは、企業の最適化行動を前提としたオイラー方程式の推計と時系列分析の比較検討の有意性を裏付けるものである。

雇用の回復には、当面の企業収益の持ち直しはもとより、新たな産業に向けた構造転換が求められる。とりわけ環境分野、医療・介護といったこれまでにない分野、あるいはサービス分野が重要となろう。そうした意味からも、製造業のあり方は今後、アジア経済をも含めた形での見直しが不可欠であろう。

6. 小型マクロ計量モデルによる推計

これまでの考察を踏まえ、結論として小型のマクロ経済モデルで GDP の推計を試みる。いずれも大西 (2009) をベースとしている。

(1) Forward-Looking 型推計式を一部導入した推計式集¹⁸

推計の基礎データとしている内閣府の実質国内総生産の発表形式に基づき GDP を以下のように定義した。推計には開差 (RESIDUAL) による調整を加えている。

定義式及び推計式は以下の通りである。

<定義式>

- $GDP = PCONS + PINVEST + PHOUS + GCONS + GINVEST + PINVENT + GINVENT + EXPORT - IMPORT$
- $GPEI = PHOUS + GCONS + GINVEST + PINVENT + GINVENT + EXPORT - IMPORT + RESIDUAL$

<推計式>

- $PCONS_t = \alpha_1 * GDP_{t+1} + \alpha_2 * PCONS_{t-1} + \alpha_3 * MAKERPROFIT_{t-2}$
- $PINVEST_t = \alpha_4 + \alpha_5 * PROFIT_{t+1} + \alpha_6 * NEWBOND_{t-1} + \alpha_7 * PIKAN_{t-3} + \alpha_8 * TKYSTC_{t-3}$
- $PPOFIT_t = \alpha_9 * EXPORT_t + \alpha_{10} * INDUS_{t-6} + \alpha_{11} * EEXCH_{t-2}$
- $ACCNT_t = \alpha_{12} * IMPORT_t + \alpha_{17} * EXPORT_t + \alpha_{18} * EXCH_{t-5}$
- $EEXCH_t = \alpha_{15} + \alpha_{16} * ACCNT_{t-8} + \alpha_{17} * EXCH + \alpha_{18} * GDP_t$
- $TKYSTC_t = \alpha_{19} * TKYSTC_{t-1} + \alpha_{20} * EEXCH + \alpha_{21} * RINTER_{t-2} + \alpha_{22} * PROFIT_{t-4} + \alpha_{23} * CALL_{t-4}$

本稿のモデルで用いた変数 (表記方法) は、内閣府発表 (2008 年 12 月 9 日) の『四半期別 GDP 速報 (93SNA、平成 12 年基準)』及び内閣府『国民経済計算年報 平成 19 年版』より実質国内総生産 (GDP)、民間最終消費支出 (PCONS)、民間企業設備投資 (PINVEST)、公的固定資本形成 (GINVEST) を採用した。国民可処分所得 (YDIS) は、内閣府「平成 20 年版国民経済計算年報」における「可処分所得」を用いた。この数値に対し季節調整値 (YDISSA) を算定した。また他の経済指標に関しては、鉱工業生産指数 (経済産業省、INDUST)、民間企業収益 (PROFIT 財務省『法人企業統計』、経常利益、製造業、全規模、当期末季節調整値)、経常収支 (財務省、ACCNT)、輸出 (同、EXPORT)、輸入 (同、IMPORT)、消費者物価指数 (総務省、CCPI 食料 (酒類を除く) 及びエネルギーを除く総合・前年同期比、全国) 及び消費者物価指数 (総務省、CTCPI 食料 (酒類を除く) を除く総合・前年同期比、全国)、短期金利 (CALL 無担保コール翌日物金利)、日経平均 (日本経済新聞社、出所は日本銀行、月末終値、TKYSTC) を用いた。また、日本銀行発表の貨幣供給量 (M2CD、季節調整値、平均残高)、企業設備 DI (PIKAN 日本銀行『全国企業短期経済観測調査 (生産・営業用設備 (「過剰」 - 「不足」%ポイント、全規模、製造業))、実質国民金融資産 (WEAL、名目金融資産を GDP デフレーターで実質化)、長期金利 (INTER 新発 10 年国債利回り) に加え実質長期金利 (RINTER、新発 10 年国債利回りを GDP デフレーターで実質化を試みた)。日本銀行より名目為替レート (EXCH、中心相場) と実質実効為替レート (EEXCH) を用いた。分析期間は、四半期データに関しては、1998 年 Q4 ~ 2009 年 Q3 である。

¹⁸ 大西 (2009) におけるモデルを基本に、一部新たに Forward-Looking 型の推計を加えたものである。

(2) 推計結果

推計結果は以下の通りである。より詳細な推計結果は【註-10】に示した。()内は t 値である。新たに製造業の経常利益 (MAKERPROFIT 法人企業統計) を加えている。推計にはいずれも 2 段階最小二乗法 (Two-Stage Least Squares) を用いた。

- $PCONS = 0.157338 * GDP (+1) + 0.738255 * PCONS (-1) - 0.001066 * MAKERPROFIT (-2)$
(4.22) (11.63) (-3.77)
- $PINVEST = 73829.3 + 0.002149 * PROFIT (+1) - 3824.492 * NEWBOND (-1) - 457.3733 * PIKAN (-3)$
(18.79) (4.16) (-1.98) (-7.30)
 $+ 0.598738 * TKYSTC (-3)$
(3.42)
- $PROFIT = 169.6606 * EXPORT (-1) - 89226.65 * INDUST (-6) + 33351.84 * EEXCH (-2)$
(9.75) (-4.65) (3.64)
- $ACCNT = -0.677901 * IMPORT + 0.950997 * EXPORT - 45.50807 * EEXCH (-5)$
(-6.49) (9.67) (-6.08)
- $EEXCH = 549.555 + 0.00129 * ACCNT (-8) - 0.760396 * EXCH - 0.000689 * GDP$
(21.60) (3.57) (-9.37) (-15.47)
- $TKYSTC = 0.622425 * TKYSTC (-1) - 9.098352 * EEXCH (-1) + 742.4587 * RINTER (-2)$
(7.79) (-1.10) (1.98)
 $+ 0.001181 * \log(PLOFIT (-4)) - 5447.807 * CALL (-4)$
(5.51) (-4.67)

(3) 実質 GDP のファイナルテスト

実質 GDP 成長率の推計結果

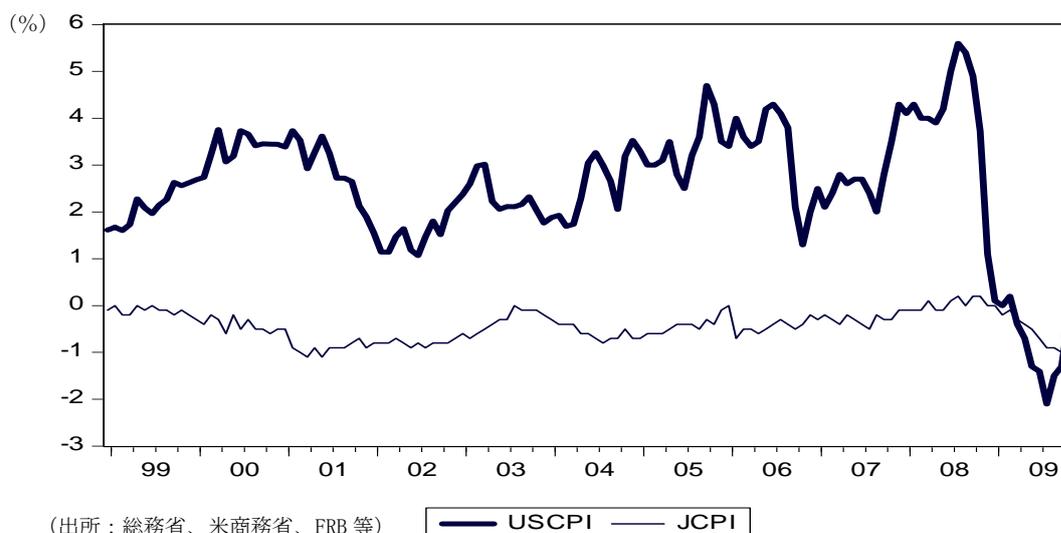


モデルの解法には、Dynamic Solutionを用いている。単位はいずれも 10 億円、期種は四半期ベースである。太線が実績値、細線が推計値 (Baseline) である。

(4) 実質GDP推計における平均平方根誤差 (Root Mean Squared Error)

$$RMSEratio_{GDP} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(\frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right)^2} = 0.0063036449$$

推計値の2009年における回復基調は、マクロデータに基づく推計、ミクロ理論による推計ともに共通した結論である。これに基づけば、今後日本経済が回復局面に入ってくるのが期待されるが、外生変数とも言いえる海外景気の動向が前提条件となる。2010年1月にIMFが発表した世界経済の見通し (World Economic Outlook) は、世界の生産高が4%上昇するとこれまでの見通しから上方修正した。日本の成長率は、2010年に1.7%、2011年2.2%と予測している。概ね主要先進国の回復基調は緩慢なものにとどまるとする一方、新興国、途上国は内需主導型の比較的高い回復力を見込んでいる。こうしたことから、アジアを中心とした外需が回復してくるものと期待されるものの、そうした回復基調もたらず雇用の改善は上記の検証から緩やかなものに留まろう。また、物価上昇圧力も緩やかなものとなろう。下図は日米の消費者物価指数の前年同月比の比較である。米国の消費者物価指数は、2008年に原油価格の高騰の影響もあったが、世界同時不況を契機に急速に低下している。下図から懸念されるのは、米国経済のデフレある。米国の物価水準 (USCPI) は低位で推移した日本 (JCPI) と同水準にまで低下しており、その回復には相当の時間がかかるのではないかと懸念される。



デフレーションの克服は困難である。減退した需要、国内外における価格競争、台頭する新興国の生産など物価への影響も一様ではない。無論、こうした要因を背景に、原油やレアメタルの価格上昇も予想されるが、生産に見合った製品需要が市場になければならない。

金融・財政政策の有効性はもとより、どのような産業構造の転換を促すのかについて検討することが急務である。何故なら多くの時間をかけることは、雇用において多くの損失を生み出しかねないからである。産業構造の転換がどのような産業においてなされるのかを決定するのは市場であろう。あるいは環境問題の観点から、過去において市場から消えかけた産業が見直されることもあり得る。

日本に関しては、製造業を中心にアジアへのシフトが今後とも続くことは容易に予想されるが、追い上げ急なアジア市場において、どこまでそれが可能なのか今や未知数である。

7. おわりに

先ず分析手法については、2003年度年次経済財政白書で用いられている消費者物価推計における期待物価上昇率の算定において、カールソン＝パーキン法を用いることは今後の課題とした。またいくつかの論点において、内閣府のモデルを参考としたが、算定が困難な変数については、他の変数によって代替させた。なかでもルーカス批判に対し、マクロ経済学におけるミクロ経済学の基礎付けはもとより、フォワード・ルッキング型モデルをより広範に導入した考察が必要であると痛感している。また、ミクロ経済学的アプローチによる理論的推計に加え、IMF等が用いているようなマクロ経済モデルにおけるより大型のモデルの構築を検討している。

拡大の一途にある政府部門の長期債務残高は、日本経済の最大の課題の一つであろう。少子高齢化に加え、貯蓄率の低下に伴う引き受け余力の低下も次第に深刻化するのではないかと懸念される。冒頭でも記したように、本稿において財政赤字とデフレーションの関係にも焦点をあてたのもそうした問題意識からである。変貌を遂げる世界経済の中にあつて、日本経済が今現在抱えているこうした問題の解決は急務である。

少子高齢化はその速さは別にして、日本固有の問題ではない。また、現在の新興国においても環境問題と共にいずれ大きな問題となろう。成熟国における雇用の確保のためは、産業構造の転換が望まれるわけであるが、それが必ずしも特定の産業に決定できないところにその難しさがある。しかし、少なくとも新興国に取って代わられる産業から新たな産業への模索は焦眉の課題である。しかもその新興国の追い上げも急である。

また環境問題が台頭するなか、新たな産業と既存の産業との選別は容易ではない。そこに、産業構造の転換の難しさと、雇用面でのコストの問題が存在するように思われる。市場経済の活性化が求められるも、少子高齢化を背景に社会が求めるコストは、それだけでは軽減できないと認識されるべき時代に入っているからではないか。ここに、この新たな時代が抱える難問が潜んでいると考える。まさに少子高齢化社会を如何に築くか、財政赤字を如何に解消するかは、国内外共に複雑な構造の中にある日本経済の根幹に関わる問題と言えよう。本稿の基本的な問題意識は、少子高齢化はもとより財政赤字下にあつて、如何にすればデフレーションを克服し得るのかにある。日本経済が健全な成長過程に戻るにはこのデフレーションの克服が避けられない。

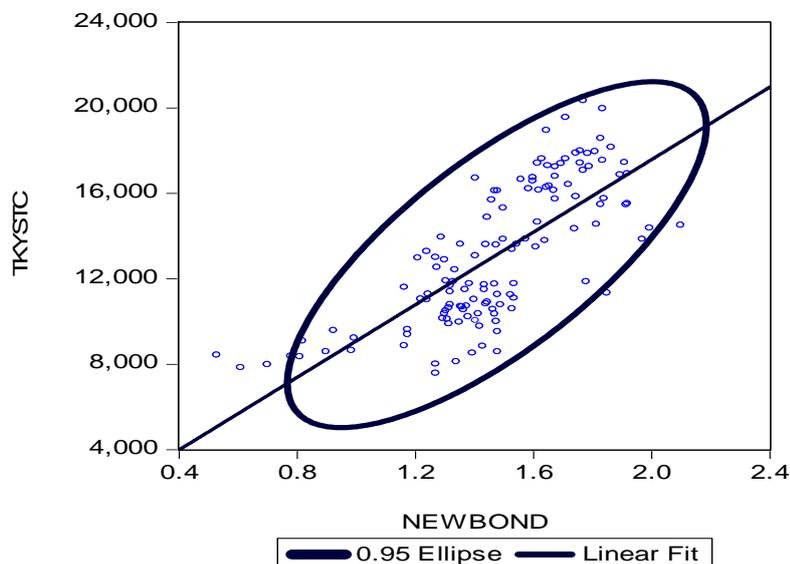
変貌を遂げる世界経済を見据えるなか、経済成長がもたらす恩恵を軽視してはならないだろう。長期的な視点に立って、新興国との共存を図っていくことが求められているのは言うまでもない。

環境、あるいは高齢化社会を維持する分野への資源の配分も必要ではないか。経済を活性化する基本は明らかにモノづくりであるが、それを支える社会資本整備、文教・科学の振興は、今後とも軽視されてはならない。モノづくりで突っ走ってきたこれまでの成功体験で語れる時代は終焉した。正面から、社会構造の変化と、日本経済を取り囲む外部環境についての大局的な視点に立った政策提言が求められている。

世界同時不況後の主要先進国・地域の回復は緩やかなものに留まる見通しである。こうしたことから先進国・地域における雇用の改善の遅れが懸念される。雇用問題、社会保障問題等は、その解決の素地ともなる財政も含め、こうした国々・地域での大きな問題となろう。厳しい雇用情勢を背景に、物価上昇圧力は小さいことから、主要先進国・地域においてデフレーション、あるいはデフレスパイラルの回避が経済政策の中心的課題であろう。

註

【註-1】 長期金利と株価の関係



【註-2】 日本の物価に関する推計結果

System: SYS01				
Estimation Method: Two-Stage Least Squares				
Sample: 1999M01 2009M10				
Included observations: 130				
Total system (balanced) observations 130				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.721581	0.319614	5.386432	0.0000
C(2)	-0.361807	0.04993	-7.246347	0.0000
C(3)	-0.005457	0.002468	-2.211424	0.0288
C(4)	0.06183	0.031334	1.973239	0.0507
Determinant residual covariance		0.062515		
Equation: JCPI=C(1)+C(2)*UNEMPLOYMENT+C(3)*EXCH+C(4)*MONEY(-1)				
Instruments: C UNEMPLOYMENT EXCH MONEY(-1)				
Observations: 130				
R-squared	0.348947	Mean dependent var	-0.436923	
Adjusted R-squared	0.333445	S.D. dependent var	0.311072	
S.E. of regression	0.253968	Sum squared resid	8.126948	
Durbin-Watson stat	0.365164			

【註-3】 日本の物価に関する推計結果 (フィリップス曲線)

System: SYS01				
Estimation Method: Two-Stage Least Squares				
Sample: 1998Q4 2009Q3				
Included observations: 44				
Total system (balanced) observations 44				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.791383	0.267011	2.963859	0.005
C(2)	-0.334227	0.072663	-4.599665	0
Determinant residual covariance		0.057156		
Equation: CCPI=C(1)+C(2)*(UNEMPLOYMENT-1)				
Instruments: C UNEMPLOYMENT				
Observations: 44				
R-squared	0.33499	Mean dependent var	-0.425000	
Adjusted R-squared	0.319156	S.D. dependent var	0.296553	
S.E. of regression	0.244699	Sum squared resid	2.514869	
Prob(F-statistic)	0.48533			

【註-4】 財政赤字の導入による物価の推計

①ラグ-1

System: SYS01				
Estimation Method: Two-Stage Least Squares				
Sample: 1999Q1 2009Q3				
Included observations: 49				
Total system (balanced) observations 49				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-14.89791	0.265144	-58.15287	0.0000
C(2)	-0.116992	0.210296	-0.556323	0.5811
C(3)	0.095459	0.019418	1.826093	0.0759
Determinant residual covariance 0.139927				
Equation: CCPI=C(1)+C(2)*CCPI(-1)+C(3)*(RINTER(-1)*BONDSTOCK(-1)/NOMINALGDP(-1)-NEWBOND/NOMINALGDP)+MONEYSTK(-1)/NOMINALGDP(-1)				
Instruments: C CCPI(-1) RINTER(-1) BONDSTOCK(-1) NOMINALGDP(-1) NEWBOND NOMINALGDP MONEYSTK(-1)				
Observations: 49				
R-squared	-0.801021	Mean dependent var	-0.49099	
Adjusted R-squared	-0.801072	S.D. dependent var	0.297418	
S.E. of regression	0.395618	Sum squared resid	5.940052	
Durbin-Watson stat	0.419978			

②ラグ-2

System: SYS01				
Estimation Method: Two-Stage Least Squares				
Sample: 1999Q2 2009Q3				
Included observations: 42				
Total system (balanced) observations 42				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-14.84017	0.291188	-64.19659	0.0000
C(2)	-0.412295	0.185194	-2.226947	0.0318
C(3)	0.026209	0.017622	1.488985	0.1451
Determinant residual covariance 0.107079				
Equation: CCPI=C(1)+C(2)*CCPI(-2)+C(3)*(RINTER(-2)*BONDSTOCK(-2)/NOMINALGDP(-2)-NEWBOND/NOMINALGDP)+MONEYSTK(-2)/NOMINALGDP(-2)				
Instruments: C CCPI(-2) RINTER(-2) BONDSTOCK(-2) NOMINALGDP(-2) NEWBOND NOMINALGDP MONEYSTK(-2)				
Observations: 42				
R-squared	-0.241518	Mean dependent var	-0.490095	
Adjusted R-squared	-0.305186	S.D. dependent var	0.297241	
S.E. of regression	0.399593	Sum squared resid	4.497995	
Durbin-Watson stat	0.497249			

③ラグ-3

System: SYS01				
Estimation Method: Two-Stage Least Squares				
Sample: 1999Q3 2009Q3				
Included observations: 41				
Total system (balanced) observations 41				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-14.85296	0.247902	-59.25122	0.0000
C(2)	-0.592119	0.178449	-3.355998	0.0018
C(3)	0.009497	0.018527	0.188769	0.9519
Determinant residual covariance 0.091822				
Equation: CCPI=C(1)+C(2)*CCPI(-3)+C(3)*(RINTER(-3)*BONDSTOCK(-3)/NOMINALGDP(-3)-NEWBOND/NOMINALGDP)+MONEYSTK(-3)/NOMINALGDP(-3)				
Instruments: C CCPI(-3) RINTER(-3) BONDSTOCK(-3) NOMINALGDP(-3) NEWBOND NOMINALGDP MONEYSTK(-3)				
Observations: 41				
R-squared	-0.090529	Mean dependent var	-0.449049	
Adjusted R-squared	-0.148091	S.D. dependent var	0.299762	
S.E. of regression	0.314755	Sum squared resid	3.784668	
Durbin-Watson stat	0.499914			

【註-5】 為替レートに関する推計結果

System: SYS01				
Estimation Method: Two-Stage Least Squares				
Sample: 1999M06 2009M10				
Included observations: 125				
Total system (balanced) observations 125				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	8.296262	3.586141	2.313423	0.0224
C(2)	0.95078	0.029024	32.75818	0.0000
C(3)	-0.000217	8.13E-05	-2.672556	0.0086
C(4)	0.752233	0.258563	2.909282	0.0043
Determinant residual covariance 8.303703				
Equation: EXCH=C(1)+C(2)*EXCH(-1)+C(3)*ACCNT(-6)+C(4)*(NEWBOND(-1)-JCPI(-1)-US10INTER(-1)+USCPI(-1))				
Instruments: C EXCH(-1) ACCNT(-6) NEWBOND(-1) JCPI(-1) US10INTER(-1) USCPI(-1)				
Observations: 125				
R-squared	0.903103	Mean dependent var	112.1669	
Adjusted R-squared	0.9007	S.D. dependent var	9.29446	
S.E. of regression	2.928857	Sum squared resid	1037.963	
Durbin-Watson stat	1.808405			

為替レートのオーバーシュートに関する理論についての基本は、Dornbusch(1980)にあるが、実際にはどの動きをもって、あるいは何を基準としてオーバーシュートしているのかを判断するのは難しい。本文に示したように実際の為替レートと推計結果を比較することによって、オーバーシュートをしている局面を見出すのが一つの方法と考える。

Romer(1996, P230, P231)では後述する理論同様、以下のような *uncovered interest-rate parity* の理論によって i と i^* の関係から導き出される $E[\Delta]$ の動きによって為替の動きを論じている。また Dornbusch (1980 P220) では、短期的に見られる為替レートのオーバーシュートは、長期均衡レートの変化以上に変化することであると詳述している。(この点に関しては、大西(2009)でも同様に論じたが再掲する。)

$$e^{i\Delta t} = \frac{E[\&E_t + \Delta t]}{\varepsilon(t)} \varepsilon^{i^* \Delta t}, \quad e^{i\Delta t} i = \frac{E[\&E_t + \Delta t]}{\varepsilon(t)} \varepsilon^{i^* \Delta t} i^* + e^{i^* \Delta t} \frac{E[\&E_t + \Delta t]}{\varepsilon(t)}, \quad \Delta t = 0 \quad \therefore i = i^* + \frac{E[\&E_t]}{\varepsilon(t)}$$

(ε …the nominal exchange rate, i …the interest rate, i^* …the foreign interest rate)

推計式の背景となる基本的な理論は以下のようなものがある。金利と為替の推計式については、基本的には下記のような Blanchard(2008、P413)に示されている理論に基づく。ただし、Blanchard(2008、P413)における金利は名目金利である。

$$i_t \Delta \text{ the domestic nominal interest rate, } i_t^* \Delta \text{ the foreign nominal interest rate; } (1+i_t) = \frac{(1+i_t^*)}{1+(E_{t+1}^e - E_t)/E_t}$$

尚、本稿における実証分析では、期待インフレ率の時系列データの入手が困難であったため、実績値を用いている。

【註-6】 Euler方程式の推計…貞廣 (2005) にならって以下のような形から推計した。

$$\left(\frac{1+r_t}{1+\theta}\right) \left(\frac{C_{t-1}}{C_t}\right)^\rho - 1 = \tilde{e}_{t+1}, \quad E(\tilde{e}_{t+1}|t) = 0$$

【註-7】 RANGER CAUSARITY (LAGS4)

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1998Q4 2009Q3			
Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
PINVEST does not Granger Cause RINTER	40	3.34514	0.02180
RINTER does not Granger Cause PINVEST		1.02189	0.41140
MAKERPROFIT does not Granger Cause RINTER	37	1.79873	0.15715
RINTER does not Granger Cause MAKERPROFIT		0.74424	0.58984
EXPORT does not Granger Cause RINTER	40	4.38814	0.00630
RINTER does not Granger Cause EXPORT		7.01647	0.00038
EXCH does not Granger Cause RINTER	40	1.35955	0.27054
RINTER does not Granger Cause EXCH		0.79603	0.53690
MAKERPROFIT does not Granger Cause PINVEST	37	13.5564	0.00000
PINVEST does not Granger Cause MAKERPROFIT		1.08545	0.38267
EXPORT does not Granger Cause PINVEST	40	1.82748	0.14866
PINVEST does not Granger Cause EXPORT		0.50969	0.72898
EXCH does not Granger Cause PINVEST	40	0.04334	0.99825
PINVEST does not Granger Cause EXCH		1.3015	0.15372
EXPORT does not Granger Cause MAKERPROFIT	37	8.10672	0.00018
MAKERPROFIT does not Granger Cause EXPORT		5.43312	0.00229
EXCH does not Granger Cause MAKERPROFIT	37	1.60445	0.20083
MAKERPROFIT does not Granger Cause EXCH		0.53912	0.70820
EXCH does not Granger Cause EXPORT	40	3.85893	0.01489
EXPORT does not Granger Cause EXCH		7.21116	0.00032

【註-8】 為替が製造業の収益に与える影響、民間設備投資の推計結果

為替が製造業の収益に与える影響

民間設備投資の推計結果

System: SYS01				
Estimation Method: Two-Stage Least Squares				
Sample: 1990Q2 2009Q3				
Included observations: 78				
Total system (balanced) observations 78				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-5.149452	6.78109	-0.76183	0.4487
C(2)	0.083545	0.020612	4.053226	0.0001
C(3)	-2.191996	0.241849	-9.063474	0.0000
C(4)	-0.028043	0.048567	-0.577413	0.5654
C(5)	1.754343	0.782053	2.302126	0.0242
Determinant residual covariance	0.380295			
Equation: PROFIT_SALE_100=C(1)+C(2)*OPERATION+C(3)*DEPRE_SALE_100+C(4)*PERSONCOST_SALE_100+C(5)*LOG(NOMINALEXCH)				
Instruments: C OPERATION DEPRE_SALE_100 PERSONCOST_SALE_100 NOMINALEXCH				
Observations: 78				
R-squared	0.877892	Mean dependent var	4.030033	
Adjusted R-squared	0.871201	S.D. dependent var	1.728858	
S.E. of regression	0.620462	Sum squared resid	28.10299	
Durbin-Watson stat	2.035661			

System: SYS01				
Estimation Method: Two-Stage Least Squares				
Sample: 1990Q2 2009Q3				
Included observations: 42				
Total system (balanced) observations 42				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-46189.07	12586.04	-3.669866	0.0008
C(2)	0.442286	0.100916	4.382735	0.0001
C(3)	0.229937	0.035771	6.427956	0.0000
C(4)	287.0035	468.4522	0.612663	0.5438
C(5)	-9.34E-05	1.65E-05	-5.65399	0.0000
Determinant residual covariance	2367183			
Equation: PINVEST=C(1)+C(2)*PINVEST(-1)+C(3)*GDP+C(4)*RINTER(-2)+C(5)*STOCK(-1)				
Instruments: C PINVEST(-1) GDP RINTER(-2) STOCK(-1)				
Observations: 42				
R-squared	0.961089	Mean dependent var	77080.88	
Adjusted R-squared	0.956882	S.D. dependent var	7894.266	
S.E. of regression	1639.229	Sum squared resid	99421696	
Durbin-Watson stat	2.005603			

【註9】 キャッシュフローを用いた設備投資関数の推計

System: SYS01				
Estimation Method: Two-Stage Least Squares				
Sample: 1999Q4 2009Q2				
Included observations: 39				
Total system (balanced) observations 39				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.00377	0.002094	1.80023	0.0802
C(2)	0.34236	0.149858	2.284568	0.0283
C(3)	-4.63E-05	2.48E-05	-1.866502	0.0701
Determinant residual covariance		2.27E-06		
Equation: (INVESTMENT_STOCK)=C(1)+C(2)*(CASH(-1)/STOCK(-1))+C(3)*PIKAN(-4)				
Instruments: C CASH(-1) STOCK(-1) PIKAN(-4)				
Observations: 39				
R-squared	0.314732	Mean dependent var	0.007515	
Adjusted R-squared	0.276662	S.D. dependent var	0.001844	
S.E. of regression	0.001569	Sum squared resid	8.86E-05	
Durbin-Watson stat	1.536652			

【註-10】 Forward-Looking 型 GDP の推計の結果

System: SYS01				
Estimation Method: Two-Stage Least Squares				
Sample: 2000Q4 2008Q2				
Included observations: 31				
Total system (balanced) observations 186				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.157398	0.037246	4.224393	0
C(2)	0.738255	0.063472	11.63125	0
C(3)	-0.001066	0.000283	-3.771318	0
C(4)	73829.3	3929.889	18.78661	0
C(5)	0.002149	0.000516	4.160642	0
C(6)	-3824.492	1930.723	-1.98086	0
C(7)	-457.3733	62.67289	-7.297785	0
C(8)	0.598738	0.174976	3.421834	0
C(9)	169.6606	17.39562	9.753119	0
C(10)	-89226.65	19204.08	-4.646233	0
C(11)	33351.84	9174.666	3.635211	0
C(12)	-0.677901	0.104452	-6.490054	0
C(13)	0.950997	0.098362	9.668334	0
C(14)	-45.50807	7.486821	-6.078424	0
C(15)	549.555	25.43737	21.60424	0
C(16)	0.00129	0.000361	3.570244	0
C(17)	-0.760396	0.081139	-9.371539	0
C(18)	-0.000689	4.45E-05	-15.46832	0
C(19)	0.622425	0.07991	7.789056	0
C(20)	-9.098352	8.2788	-1.098994	0
C(21)	742.4587	374.8515	1.980674	0
C(22)	0.001181	0.000215	5.506942	0
C(23)	-5447.807	1166.097	-4.671828	0
Determinant residual covariance		2.39E+36		
Equation: PCONS=C(1)*GDP(1)+C(2)*PCONS(-1)+C(3)*MAKERPROFIT(-2)				
Instruments: GDP(1) PCONS(-1) MAKERPROFIT(-2) PROFIT(1) C PROFIT(2)				
NEWBOND(-1) PIKAN(-3) TKYSTC(-3) EXPORT INDUST(-6) EEXCH(-2)				
WEAL INTER GDPDEF_IMPORT EEXCH(-5) ACCNT(-8) EXCH GDP				
TKYSTC(-1) EEXCH RINTER(-2) PROFIT(-4) CALL(-3) GPEI				
Observations: 31				
R-squared	0.971807	Mean dependent var	297967	
Adjusted R-squared	0.969793	S.D. dependent var	7957	
S.E. of regression	1382.917	Sum squared resid	53548840	
Durbin-Watson stat	2.156492			
Equation: PINVEST=C(4)+C(5)*PROFIT(1)+C(6)*NEWBOND(-1)+C(7)*PIKAN(-3)+C(8)*TKYSTC(-3)				
Instruments: GDP(1) PCONS(-1) MAKERPROFIT(-2) PROFIT(1) C PROFIT(2)				
NEWBOND(-1) PIKAN(-3) TKYSTC(-3) EXPORT INDUST(-6) EEXCH(-2)				
WEAL INTER GDPDEF_IMPORT EEXCH(-5) ACCNT(-8) EXCH GDP				
TKYSTC(-1) EEXCH RINTER(-2) PROFIT(-4) CALL(-3) GPEI				
Observations: 31				
R-squared	0.940702	Mean dependent var	79010	
Adjusted R-squared	0.93158	S.D. dependent var	7766	
S.E. of regression	2031.43	Sum squared resid	107000000	
Durbin-Watson stat	1.92801			

Equation: PROFIT=C(9)*EXPORT+C(10)*INDUST(-6)+C(11)*EEXCH(-2)			
Instruments: GDP(1) PCONS(-1) MAKERPROFIT(-2) PROFIT(1) C PROFIT(2)			
NEWBOND(-1) PIKAN(-3) TKYSTC(-3) EXPORT INDUST(-6) EEXCH(-2)			
WEAL INTER GDPDEF_IMPORT EEXCH(-5) ACCNT(-8) EXCH GDP			
TKYSTC(-1) EEXCH RINTER(-2) PROFIT(-4) CALL(-3) GPEI			
Observations: 31			
R-squared	0.863755	Mean dependent var	3846418
Adjusted R-squared	0.854023	S.D. dependent var	1247671
S.E. of regression	476696.9	Sum squared resid	6360000000000
Durbin-Watson stat	2.292855		
Equation: ACCNT=C(12)*IMPORT+C(13)*EXPORT+C(14)*EEXCH(-5)			
Instruments: GDP(1) PCONS(-1) MAKERPROFIT(-2) PROFIT(1) C PROFIT(2)			
NEWBOND(-1) PIKAN(-3) TKYSTC(-3) EXPORT INDUST(-6) EEXCH(-2)			
WEAL INTER GDPDEF_IMPORT EEXCH(-5) ACCNT(-8) EXCH GDP			
TKYSTC(-1) EEXCH RINTER(-2) PROFIT(-4) CALL(-3) GPEI			
Observations: 31			
R-squared	0.919044	Mean dependent var	14594
Adjusted R-squared	0.913262	S.D. dependent var	3747
S.E. of regression	1103.475	Sum squared resid	34094392
Durbin-Watson stat	0.957698		
Equation: EEXCH=C(15)+C(16)*ACCNT(-8)+C(17)*EXCH+C(18)*GDP			
Instruments: GDP(1) PCONS(-1) MAKERPROFIT(-2) PROFIT(1) C PROFIT(2)			
NEWBOND(-1) PIKAN(-3) TKYSTC(-3) EXPORT INDUST(-6) EEXCH(-2)			
WEAL INTER GDPDEF_IMPORT EEXCH(-5) ACCNT(-8) EXCH GDP			
TKYSTC(-1) EEXCH RINTER(-2) PROFIT(-4) CALL(-3) GPEI			
Observations: 31			
R-squared	0.949359	Mean dependent var	113
Adjusted R-squared	0.943732	S.D. dependent var	12
S.E. of regression	2.740506	Sum squared resid	203
Durbin-Watson stat	1.127476		
Equation: TKYSTC=C(19)*TKYSTC(-1)+C(20)*EEXCH+C(21)*RINTER(-2)+C(22)*PROFIT(-4)+C(23)*CALL(-4)			
Instruments: GDP(1) PCONS(-1) MAKERPROFIT(-2) PROFIT(1) C PROFIT(2)			
NEWBOND(-1) PIKAN(-3) TKYSTC(-3) EXPORT INDUST(-6) EEXCH(-2)			
WEAL INTER GDPDEF_IMPORT EEXCH(-5) ACCNT(-8) EXCH GDP			
TKYSTC(-1) EEXCH RINTER(-2) PROFIT(-4) CALL(-3) GPEI			
Observations: 31			
R-squared	0.932906	Mean dependent var	12751
Adjusted R-squared	0.922584	S.D. dependent var	2826
S.E. of regression	786.2269	Sum squared resid	16071971
Durbin-Watson stat	1.900462		

参 考 文 献

- (1) 財務省
2009 『法人企業統計調査』財務総合研究所 調査統計部調査統計課
- (2) 内閣府
2000～2009 『各年度年次経済財政報告』
2003 『短期日本経済マクロ計量モデル(2003年版)の構造と乗数分析』
2008 『国民経済計算年報 平成20年度版』
2009 『平成21年度 年次経済財政報告-危機の克服と持続的回復への展望-』
- (3) 浅子 和美・福田 慎一・吉野 直行
1997 『現代マクロ経済分析-転換期の日本経済-』東京大学出版会
- (4) 浅子 和美・宮川 努
2007 『日本経済の構造変化と景気循環』東京大学出版会
- (5) 浅田 統一郎
1997 『成長と循環のマクロ動学』日本経済評論社
- (6) 飯塚 信夫・加藤 久和
2006 『Eviewsによる経済予測とシミュレーション入門』日本評論社
- (7) 井堀 利宏 [編]
2004 『経済社会総合研究叢書 I 日本の財政赤字』岩波書店
- (8) 岩井 克人・伊藤 元重 [編]
1994 『現代の経済理論』東京大学出版会
- (9) 岩田 規久男
2009 『世界同時不況』ちくま新書
- (10) 岩本 康志・大竹 文雄・斉藤 誠・二神 孝一
1999 『経済政策とマクロ経済学』日本経済新聞社
- (11) 大瀧 雅之
2005 『動学的一般均衡のマクロ経済学』東京大学出版会
- (12) 大谷 聡
2001 「「新しい開放マクロ経済学」について-PTM(Pricing-to-Market)の観点からのサーベイ-」『金融研究』第20巻第4号 日本銀行金融研究所
2002 「PTM(Pricing-to-Market)と金融政策の国際的波及効果-「新しい開放マクロ経済学」のアプローチ」『金融研究』第21巻第3号 日本銀行金融研究所
- (13) 大西 一成
2005 「90年代の財政政策における問題点(2)」, 『富山国際大学国際教養学部紀要 VOL.1 p167-pp177』
2008 「景気変動の要因分析と経済見通し」, 『富山国際大学国際教養学部紀要 VOL.4 p13-pp48』
2009 「株式及び為替市場の変動に関するファンダメンタルズ分析~1999年以降における株式市場及び為替市場に関する一考察~」, 『富山国際大学現代社会学部紀要

VOL.1 p23-pp51』

- (14) 奥村 隆平
2008 「グローバルな資本移動と為替レート」『経済セミナー』No. 635 2・3 合併号
- (15) 粕谷 宗久・福永 一郎
2003 「金融政策効果のレジーム変化—円滑遷移 VAR モデルによる分—」『Working Paper Series』Working Paper03-7 日本銀行調査統計局
- (16) 加藤 涼
2003 「財政政策乗数の日米比較—構造 VAR と制度的要因を併用したアプローチ—」『International Department Working Paper Series 03-J-4』日本銀行国際局
2007 『現代マクロ経済学講義』東洋経済新報社
- (17) 亀田 啓悟・中田真佐夫
2004 「公的債務とマクロ経済の安定性」, 『フィナンシャル・レビュー』, 財務省財務総合政策研究所第 74 号, 11 月, 92-124 頁
- (18) 鴨井 慶太・橘木 俊詔
2001 「財政政策が民間需要に与えた影響について」, 『フィナンシャル・レビュー』, 財務省財務総合政策研究所、第 55 号, 2 月, 114-171 頁
- (19) 北岡 孝義・高橋 青天・矢野 順次
2008 『EViews で学ぶ実証分析 基礎編/応用編』日本評論社
- (20) 北浦 修敏
2009 『マクロ経済学のシミュレーション分析』京都大学出版会
- (21) 古賀 麻衣子
2004 「貯蓄率の長期的低下傾向をめぐる実証分析：ライフサイクル・恒常所得仮説にもとづくアプローチ」, 『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』日本銀行調査統計局
- (22) 斉藤 誠
2006 『新版 新しいマクロ経済学—クラシカルとケインジアン邂逅—』有斐閣
2006 『成長信仰の桎梏 消費者重視のマクロ経済学』勁草書房
- (23) 貞廣 彰
2005 『戦後日本のマクロ経済分析』東洋経済新報社
- (24) 清水谷 諭
2005 『期待と不確実性の経済学』日本経済新聞社
- (25) 千田 亮吉
2007 「1990 年代以降の財政政策の効果」, 『社会経済研究』財団法人 電力中央研究所 社会経済研究所 No. 55 2007. 11
- (26) 竹田 陽介・小巻 泰之・矢嶋 康次
2005 『期待形成の異質性とマクロ経済政策 経済主体はどこまで合理的か』東洋経済新報社
- (27) 田中 秀明・北野 祐一郎
2002 「欧米諸国における財政政策のマクロ経済的効果」, 『フィナンシャル・レビュー』,

第 63 号, 7 月, 165-185 頁

- (28) 萩原 景子
2008 「経常収支不均衡の調整過程：近年の理論的分析の展望」『金融研究』2008 年 12 月 第 27 巻第 4 号日本銀行金融研究所
- (29) 畑農 鋭矢
2004 「財政赤字のマクロ経済効果」、『フィナンシャル・レビュー』, 第 74 号, 11 月, 65-91 頁
- (30) 伴 金美
1991 『マクロ計量モデル分析 モデル分析の有効性と評価』有斐閣
- (31) 伴 金美・渡邊 清實・松谷 萬太郎・中村 勝克・新谷 元嗣・井原 剛志・川手 真清・竹田智哉
2002 「東アジアリンクモデルの構築とシミュレーション分析」『経済分析』164 : 1-208.
- (32) 深尾 京司[編]
2009 『マクロ経済と産業構造 バブル/デフレ期の日本経済と経済政策 1 』
- (33) 福田 慎一・今 喜史
2008 「最近の国際資本移動について」, 『フィナンシャル・レビュー』, 平成 20 年 (2008 年) 第 1 号 (通巻第 88 号) , 3 月, 96-113 頁
- (34) 宮尾 龍蔵
2006 『マクロ金融政策の時系列分析』日本評論社
- (35) 村田 啓子・青木 大樹
2004 「短期日本経済マクロ計量モデルにおけるフォワード・ルッキングな期待形成の導入の試み」ESRI Discussion Paper Series No. 110, 2004 年 6 月, 内閣府経済社会総合研究所
- (36) オブストフェルド, モーリス
2002 「為替レートと経済調整：新しい開放マクロ経済学の視点から」『金融研究』2002 年 12 月 第 5 巻第 1 号 日本銀行金融研究所
2006 「日本の経常収支調整が円レートに与える影響」『金融研究』2006 年 12 月 第 5 巻第 1 号 日本銀行金融研究所
- (37) 吉川 洋
2003 「マクロ経済における需要の役割」小野義康・福田慎一・本多佑三[編] (2003) 『現代経済学の潮流 2003』東洋経済新報社、所収
- (38) Atkinson, A. B, and Stiglitz, J. E.
1980 *Lectures on Public Economics*, The McGraw-Hill Book Company (UK) Limited
- (39) Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin.
2004 *Economic Growth*, The MIT Press
- (40) Blanchard, O.
2008 *Macroeconomics*, Pearson Education, Inc. (Prentice Hall), USA
- (41) Blanchard, O.J. and S. Fisher

- 1989 *Lectures on Macroeconomics*, The M.I.T. Press, Cambridge.
- (42) Chiang, Alpha C.
1984 *Fundamental Methods of Mathematical Economics*, McGraw-Hill Book, Inc.
- (43) Dornbusch, R.
1980 *Open Economy Macroeconomics*, Basic Books, Inc. (大山道廣・堀内俊洋・米沢義衛訳 (1984) 『国際マクロ経済学』文真堂)
- (44) Greenspan, A.
2008 *The Age of Turbulence Adventures in a New World*, The Penguin Press (山岡洋一訳 (2008) 『波乱の時代 特別版 サブプライム問題を語る』日本経済新聞社)
- (45) Krueger, Anne O. and Keimei Kaizuka
2006 *Tackling Japan's Fiscal Challenges*, International Monetary Fund (貝塚啓明・アン・O・クルーガー (2007) 『日本財政 破綻回避への戦略』日本経済新聞社)
- (46) Krugman P. R.
1998 *Has The Adjustment Process Worked*, the Institute for International Economics, Washington, D.C. USA. (林 康史・河村龍太郎訳 『通貨政策の経済学』東洋経済新報社)
- (47) Laxton et al
1998 "MULTIMOD Mark III: The core Dynamic and Steady-State Models," *IMF Occasional Paper 164*.
- (48) Lucas, R. E. Jr.
2002 *Lectures on Economic Growth*, Harvard University Press
- (49) Malinvaud, E.
1978 *Leçons de théorie microéconomique*, Quatrième édition, Paris:Dunod,
(林 敏彦訳 『ミクロ経済理論講義』創文社)
- (50) Obsfeld, M. and K. Rogoff
1996 *Foundation of International Macroeconomics*, Cambridge, Mass: MIT Press
- (51) Romer, D.
1996 *Advanced Macroeconomics*, The McGraw-Hill Companies, Inc. New York
- (52) Stiglitz, J.
1999 *Economics of The Public Sector*, W. W. Norton & Company, Inc.
- (53) Turnovsky, S.J.
2000 *Methods of Macroeconomic Dynamics*, Massachusetts Institute of Technology Press
- (54) Pindyck, Robert S. and Rubinfeld, Daniel L.
1997 *Econometric Models and Economic Forecasts*, Irwin/ McGraw-Hill, the Division of Companies
- (55) Varian, H. R.
1978 *Microeconomic Analysis*, New York: Norton.

