

わが国失業率の最近の動向について

- 1999年1月～2000年6月 -

大森 香織・丸山 義皓

On the Recent Rates of Unemployment in Japan

- January 1999 ~ June 2000 -

Kaori OHMORI and Yoshihiro MARUYAMA

要 旨

わが国の失業率は、戦後、男女計の値において2%程度で推移してきたが、1998年頃から単調な上昇傾向に入り、1999年3月には労働力調査史上最高の5%に達している。最近のわが国におけるこのような高い失業率の同行は、背景にある国民経済が構造変化をおこし、新しい局面に入ったためであろうか。この問題の解明を試みるのが本研究の課題である。

1976年第3四半期から97年第1四半期にいたる期間に記録された、完全失業者数の変動がその長期トレンド、短期変動ならびに季節変動パターンを維持するときに、1999年1月以降実際に観測された完全失業者の値をとるであろう確率を推定し、構造変化を経過していないかどうかを統計学的に検定していく。完全失業者数の変動は男女間に大きな相違がみられるので、双方を別個に検討する。

また、長期トレンドとは短期変動を浮き彫りにするための緩やかに変動する経路であるが、本研究では長期トレンドの推定にHodrick-Prescottトレンドをもちいる。

男性の完全失業者数が1976年第3四半期～第3四半期に実際に観測された値をとる確率はゼロである。したがって男性の完全失業者数が1999年以降も以前の変動パターンを維持しているとみることは困難であり、その変動パターンを変化させたと考えられる。

他方、女性の完全失業者数が1999年第1および第3四半期の観測値をとる確率は0.9%ほどであり、111四半期に1回おきる確率であるが、第2四半期の観測値をとる確率は高く、7.4%ほどであり、13.5四半期に1回、すなわち3.4年に1回くらいおきる確率である。

その後、1999年第4四半期以降の観測値をとる確率は高く、60%ほどであり、以前にみられた変動パターンを変化させたとは考えにくい。

キーワード：失業率、短期変動、日本経済

1. 序論

わが国の失業率は、戦後、男女計の値において2%程度で推移してきたが、1993年下期から2%台の後半にのぼり、翌94年下期には3%台にまで達した。しかし、それ以降は相対的に安定した推移をみせていた。ところが、1998年1月から再び上昇を開始し3%台後半に入り、同年3月には4%にまで上昇した。1999年に入ってもその上昇傾向は変わらず同年3月には労働力調査史上最高の5%に達した。特に、男性は5.1%を記録し、4ヶ月間この値を維持した。しかし、7月になるとその傾向は若干弱まりをみせ、4.8%に下がり、9月には4.6%になった。ところが、女性の失業率はこれと逆の動きをみせ、6月に4.4%に下がったものの7、8月には4.6%に再び上昇し、さらに9月には4.7%に達した。

このような失業率の推移は、背景にあるわが国経済が構造変化をおこし、新しい局面に入ったためであろうか。総務庁統計局が発表している「労働力調査年報」やその「速報」をもちいて、この問題の解明を試みるのが本研究の課題である。より具体的には、生産年齢人口の時系列およびGDP各部門の時系列に関する先行研究、特にMaruyama and Sonoda [1998]において検討された、1976年第3四半期から97年第1四半期にいたる男女の完全失業者数の時系列を基礎にすえ、1999年1月以降観測されている男女完全失業者数の時系列が、それぞれの無作為なサンプルであり、構造変化を経過していないかどうかを統計学的に検定していく。

検定の結果、1999年1月以降の男性の完全

失業者数の時系列は、1976年第3四半期から97年第1四半期にかけて記録された、男性の完全失業者数の時系列を無作為にサンプルしたものであるとすることは高い有意水準で認めがたく、1999年1月以降に構造変化が起こり新しい局面に入ったことが推定される。他方、女性の完全失業者数の時系列は1999年第1四半期において、1976年第3四半期から97年第1四半期にかけて記録された、女性の完全失業者数の時系列の無作為サンプルであることは高い有意水準で認めがたいが、第2四半期以降においては無作為サンプルであるとする確率は50%を超えており、1999年に入って女性の完全失業者の時系列が構造変化をとげたかと断定するのは早計であるように思われる。

次章では先行研究をレビューし、本研究の基礎を固める。つづく第3章では先に示した検定作業を遂行し、最後の第4章で結論を述べる。

2. 先行研究のレビュー

失業に関する研究は多いが、失業の動向を自営業主、家族従業者、非労働力人口の動向などと関連付けながら行われた研究は相対的に少ないように思われる。そのなかでLebergott [1964]は、1900年から1960年の合衆国における労働力人口、被用者数などを推計し、失業者数は被用者数したがって景気の動向と逆行関係にあるが、自営業者数、家族従業者数も景気の動向に逆行的であり、失業者数と行動をともしていることなどを明らかにした。他方、梅村又次 [1963]は、わが

国において1948年から1961年にいたる月別の被用者、労働力人口などについて季節変動を調整した後、これら季節調整値の長期トレンドの周りの短期変動を研究し、失業率の変動が景気指標の変動に逆行すること、さらに自営業主、家族従業者数の変動も景気指標の変動に逆行し、失業者数の変動と行動をとともにすることを明らかにした。

最近にいたって、Maruyama and Sonoda [1998] は自営業、家事労働など自己雇用をふくむ二重構造経済の行動の研究を手がけ、雇用者が労働者の怠けを防止するために均衡賃金率より高い「効率賃金」(Shapiro and Stiglitz 1984; Bulow and Summers, 1986 など) をオファーするとき、失業者数は企業設備投資したがってGDPの変動に逆行すること、さらに、総雇用の変動は後者の変動に順行するものの、自営業、家事労働ないし自己雇用に従事するものの数の変動は後者の変動に逆行することを明らかにした。したがって、自己雇用部門の賃金率は賃金雇用部門ないし資本制部門の賃金率より低いものであるが、GDPの変動に順行して、資本制部門の賃金率より大幅に変動するものになる。このようにして両部門間の賃金格差の変動はGDPの変動に逆行するものになる。これは、Taira [1962] がかつて自己雇用が支配的であるわが国の農業と資本制部門との間に確認した事実に対して、新ケインズ学派型の一般不均衡モデルをもちいて理論的証明を一般的に与えたものである。自営業や家事労働などの自己雇用が広範囲に存在する経済においては、総需要の不足は失業ではなく、資本制部門と自己雇用部門との間の賃金格差の形になってあらわれ、その大きさは総需要の変動に逆行する。

Maruyama and Sonoda [1998] は、さらに、彼らが理論的に解明した結果が現実の経済に妥当するものであるかどうかを、わが国および合衆国経済の記録に照らしあわせながらその検証を試みている。労働力および非労働力

人口をふくむ生産年齢人口の資料は、わが国については総務庁統計局公表の労働力調査年報をもちい、合衆国についてはアメリカ労働省労働統計局のホームページから Current Population Survey の資料をダウンロードしている。生産年齢人口と同期間のGDP各部門の資料は、わが国については、経済企画庁編の国民経済統計年表をもちい、合衆国については、商務省経済分析局編の National Income and Product Account をそのホームページからダウンロードしている。

いずれの資料系列についても季節調整値をもちい、長期トレンドの除去には Hodrick-Prescott filter (Prescott, 1986 ; Danthine and Donaldson, 1991 など) をもちいている。このような処理を加えるとき、完全失業者数の変動はGDPおよび企業設備投資の変動に逆行するだけでなく、自営業主、家族従業者、主婦および高齢者などの非労働力人口の変動も完全失業者数の変動と行動を共にして、GDPおよび企業設備投資の変動に逆行することが、わが国および合衆国双方の資料について確認している。ただ、わが国においては自営業主、家族従業者、非労働力人口など自己雇用者の変動は、総雇用の変動のうち完全失業者数の変動が吸収ないし緩和する、変動の大きさの4倍ほどの変動を吸収するのに対して、合衆国においては40%ほどにとどまっており、わが国における自己雇用者層の厚さ、あるいは完全失業者層の薄さを反映しているように思われる。

3 . 分析

3.1 分析方針

雇用したがって失業の変動は波長あるいは周波数を異にする多数の変動によって構成されると考えられるが、経済学においては通常それらを波長の長い順に長期トレンド、短期変動ならびに季節変動の3種類に分類して研

究される。まず、わが国における完全失業者数の変動が、完全失業率が4%台の後半に達した1999年1月以降において、先に Maruyama and Sonoda [1998] が検討した、1976年第3四半期から97年第1四半期に記録されたものと同様の長期トレンドおよび季節変動パターンをとることを前提にする。そのうえで、99年1月以降における完全失業者数の変動がその前の期間におけるものと同様の短期変動パターンをとるとみなすことができるかどうかを検討する。

具体的には、1976年第3四半期から97年第1四半期にいたる期間に記録された完全失業者数の変動がその長期トレンド、短期変動ならびに季節変動パターンを維持するときに、1999年1月以降実際に観測された完全失業者数の値をとる確率を推定する。これらの確率が大きいときには、前期間の変動パターンが1999年1月以降にも維持されたとみなされる蓋然性が高い。逆に、このような確率が小さいときには、維持されたとみなされる蓋然性は低く、他の変動パターンに移行したと考える方が妥当であると思われる。

なお、完全失業者数の変動には男女間に大きな相違がみられるので、双方を別個に検討する。

3.2 データ

1976年第3四半期から98年第1四半期までは、Maruyama and Sonoda [1998] と同様に総務庁統計局編「労働力調査年報」(2000)をもちい、年報が発行されていない99年1月以降のデータに関しては、同速報(2000)をもちいた。先行研究と同様に完全失業者数の季節調整値をもちいるが、総務庁統計局はその方法としてセンサス局法(X-11)を一貫してとっている。したがって、完全失業者数の基礎資料として、同庁公表の季節調整値を採用することは、1999年1月以降のその季節変動パターンが、Maruyama and Sonoda [1998]

が検討した1976年第3四半期から98年第1四半期におけるものと変わらないと仮定したことを意味する。なお、完全失業者数の変動パターンには男女間に大きな差がみられるので、男女を区別してそれぞれの完全失業者数の変動パターンを分析する。

3.3 分析手続および結果

3.3.1 変動パターンの確定(1976年第3四半期 97年第1四半期)

最初に、Maruyama and Sonoda [1998] の研究成果をもちいて、1976年第3四半期から97年第1四半期にいたる期間の男女完全失業者数の変動パターンを確定する。その概要は第1表のとおりである。

つづいて、男女の完全失業者数が1976年第3四半期から97年第1四半期に記録したような変動パターンをその後もとることを前提にして、1999年1月以降に観測された数値以上の値をとる確率を推定する。より具体的には、男女の完全失業者数の時系列が1976年第3四半期から97年第1四半期にみせた期間平均値、四半期当成長率、長期トレンドのまわりの標準偏差値を1999年1月以降も維持するとき、長期トレンドのまわりの完全失業率時系列の乖離が正規分布にしたがうことを前提にして、1999年1月以降に実際に観測された数値以上の値をとる確率を推定する。

男女の完全失業者数が1999年1月以降に実際に観測された数値以上の値をとる確率が大きいときには、もともとの時系列が1999年1月以降に実際に観測されたような数値をとることは頻繁に起きると考えられ、完全失業者数の時系列がその変動パターンを変化させたとは考えにくい。逆に、この確率が十分小さいときには、もともとの時系列がこのような数値をとることはきわめて稀であると考えられ、完全失業者数の時系列が1999年1月以降にその変動パターンを変化させたと考えることがより自然である。

第1表 完全失業者数の季節調整値（1976：3 - 1977：1）観測値数：83

	男	女	単位
期間平均値	90.68675	60.21687	万人
期間平均率	2.47597	2.49259	%
四半期当成長率	0.82123	1.23649	%
長期トレンドの周 りの標準偏差*	6.73956	5.84256	%

* 長期トレンドの推定にはHodrick-Prescott filter（平滑化制約に関するラグランジュ乗数 = 1600）をもちいた。なお、Hodrick-Prescott filter（trend）については、補論を参照されたい。

資料：Y. maruyama and T. sonoda, The Stabilizing Behavior of Households in Aggregate Fluctuations : A Comparison between Japan and the United States. *Working Paper*, Tokyo Kasei Gakuin, Tsukuba Women's University, September 1998.

3.3.2 1999年1月以降の男女完全失業者の推定

総務庁統計局「労働力調査（速報）」（2000年7月28日）をもちい、Maruyama and Sonoda [1998] の研究成果への継続を容易にするため、月別の推定値を四半期値に変換する。第2表および第1図のとおりである。

1999年に入ってから、男性の完全失業者数は上昇をつづけ第2四半期に最高値を記録したが、第3四半期から下落に転じている。それに対して、女性の完全失業者数は第1四半期に高い値を記録したが、その後、第2四半期には下落している。しかしながら、第3四半期には再び上昇し、最高値を更新するなど変動をつづけている。

3.3.3 完全失業者数が1999年1月以降の観測値をこえる確率の推定

(a) 完全失業者数が最初の変動パターンを維持するとき1999年第1～2000年第

2四半期にとる値の推定

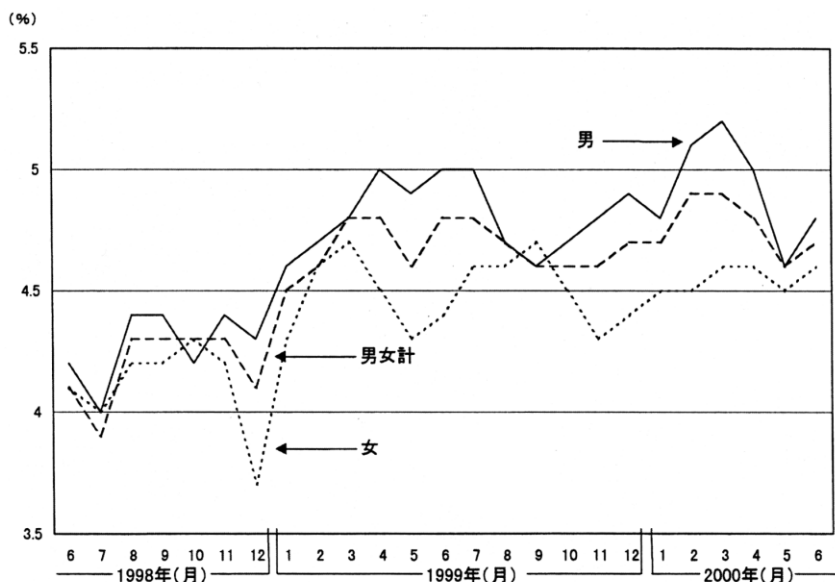
男女の完全失業者数が1976年第3四半期～97年第1四半期の変動パターンを維持するとき、その中心期である1987年第1四半期にそれぞれの期間平均値（第1表）をとって、その後、それぞれの成長率（第1表）で上昇する。このようにして、第91～96四半期にあたる1999年第1～2000年第2四半期の男女完全失業者数の推定値がもとめられ、第3表のとおりになっている。

男性の完全失業者数は1999年第1四半期に135.4万人を記録し、その後も単調に上昇をつづけている。女性の完全失業者数も同様であり、1999年第1四半期に110万人を記録した後も四半期率1.24%で単調に上昇をつづけている。

(b) 完全失業者数が最初の変動パターンを維持するとき、1999年第1～2000年第2四半期にとる標準偏差値の推定

第 2 表 完全失業者数の季節調整値 (1999 : 1 - 2000 : 2) 観測値数 : 6

年 : 四半期 (月)	完全失業者 (万人) (完全失業率 (%))	
	男	女
1999 : 1 (1月 - 3月)	189.7 (4.70)	124.7 (4.53)
1999 : 2 (4月 - 6月)	199.3 (4.97)	121.0 (4.40)
1999 : 3 (7月 - 9月)	192.0 (4.77)	127.0 (4.63)
1999 : 4 (10月 - 12月)	192.7 (4.80)	120.7 (4.40)
2000 : 1 (1月 - 3月)	202.0 (5.03)	124.7 (4.53)
2000 : 1 (4月 - 6月)	192.0 (4.80)	125.0 (4.57)



第 1 図 完全失業率 (季節調整値) の推移

Hodrick-Prescottトレンドの推定においては、最初に原時系列の対数がとられるため、標準偏差は平均値に対する比率をあらわしている。そのため、原時系列の観点からみると、標準偏差は原系列の変動係数に相当する。したがって、男女の完全失業者数が1976年第3四半期～97年第1四半期の変動パターンを維持するとき、1999年第1～2000年第2四半期の原単位表示の標準偏差値は完全失業者数

のそれぞれの推定値に、それぞれの対応する1976年第3四半期～2000年第2四半期の比率表示の標準偏差を乗じることによって求められる。

最初の変動パターンが維持されることが前提されているために、比率表示の標準偏差は不変にとどまる。他方、完全失業者数の推定値も不変にとどまる成長率で上昇するために、完全失業者数の標準偏差の推定値は、当

然のことながら、単調に上昇する。第3表のとおりである。

(c) 完全失業者数が最初の変動パターンを維持するとき、1999年第1 - 2000年第2四半期の観測値をこえる確率の推定

完全失業者数時系列の長期トレンドからの乖離が正規分布にしたがうことを想定できれば、完全失業者数が1976年第3四半期～97年第1四半期の変動パターンを維持するときには、1999年第1～2000年第2四半期の観測値をこえる確率は正規分布表から求めることができる。

完全失業者数が1976年第3四半期～97年第1四半期の変動パターンを維持するとき、1999年以降 期に実際に観測される値 $X_a(\tau)$ は、完全失業者数が最初の変動パターンを維持することを前提にして推定された値 $X_c(\tau)$ を

中心に、同様にして推定された $\sigma_c(\tau)$ を標準偏差として正規分布するはずである。

したがって、実際の観測値 $X_a(\tau)$ が推定値 $X_c(\tau)$ から、標準偏差 $\sigma_c(\tau)$ によって標準化された値 以上に乖離する確率 $\Pr\{\tau > \delta\}$ は、次のように確率積分表から求められる。正規確率積分表は標準的統計学書に掲載されている。(例えば、成実・坂井, 1952)

$$\delta = \frac{X_a(\tau) - X_c(\tau)}{\sigma_c(\tau)}$$

$$\Pr\{\tau > \delta\} = 1 - \int_{-\infty}^{\delta} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

これらの確率の推定結果は第3表のとおりである。

第3表 完全失業者数が実際の観測値を越える確率

	年：四半期	実際の観測値 $X_a(\tau)$ (万人)	推定値 $X_c(\tau)$ (万人)	標準偏差 $\sigma_c(\tau)$ (万人)	標準化された乖離 δ	$\Pr\{\tau > \delta\}$
男	1999：1	189.7	135.4	9.125	5.951	0
	1999：2	199.3	136.5	9.200	6.826	0
	1999：3	192.0	137.6	9.275	5.867	0
	1999：4	192.7	138.8	9.352	5.764	0
	2000：1	202.0	139.9	9.428	6.587	0
	2000：2	192.0	141.0	9.506	5.365	0
女	1999：1	124.7	110.0	6.249	2.352	0.009
	1999：2	121.0	111.3	6.504	1.491	0.568
	1999：3	127.0	112.7	6.586	2.171	0.515
	1999：4	120.7	114.1	6.665	0.990	0.661
	2000：1	124.7	115.5	6.748	1.363	0.586
	2000：2	125.0	116.9	6.832	1.186	0.618

4 . 結論

このように男性の完全失業者数が1976年第3四半期～97年第1四半期の変動パターンを維持すると仮定するとき、1999年第1～2000年第2四半期に実際に観測された値をとる確率はゼロである。したがって男性の完全失業者数が1999年以降も以前の変動パターンを維持しているとみることが困難であり、その変動パターンを変化させたと考えられる。他方、女性の完全失業者数が1999年第1四半期の観測値をとる確率は0.9%ほどであり、111四半期に1回おきる確率であるが、第2四半期以降の観測値をとる確率は高く、50%を超えている。したがって、女性の完全失業者数が1976年第1四半期～97年第1四半期にみられた変動パターンを変化させたと断定するのは早計であると考えられる。

なお、Maruyama and Sonoda [1998] が示すように、長期トレンドのまわりの男性の完全失業者数の変動は、1976年第3四半期～97年第1四半期において女性の完全失業者数の

変動と強い正の相関関係にあるとともに、企業設備投資およびGDPの変動とも同様に強い負の相関関係にある。しかしながら、予想に反して、男性の被用者数の変動とはそれほど強い相関関係にないようである。他方、女性の非労働力人口の変動とはやや強い相関関係にあり、男性の被用者数の変動を吸収ないし緩和するうえで、女性の完全失業者数と同様に男性の完全失業者数と代替関係にあることがわかる。第4表のとおりである。それに対して、女性の完全失業者数の変動と他の生産年齢人口諸層数の変動との関係は甚だしく様相を異にしている。男性の完全失業者数の変動と強い正の相関関係にあり、企業設備投資およびGDPの変動と強い負の相関関係にあるのは男性の完全失業者数の変動と同様であるが、他にその変動が正あるいは負の強い相関関係にある生産年齢人口諸層は見当たらない。したがって、女性の完全失業者数の変動は男性の完全失業者数の変動を補完する役割を果たしている印象をあたえる。

このように、男性あるいは女性の完全失業

第4表 生産年齢人口各層およびGDPの選択的部門間の相関行列 (1976 : 3 - 1997 : 1)
(Hodrick-Prescott filter (平滑化制約に関するラグランジュ乗数 = 1600) によるトレンド除去)

生産年齢人口諸層等	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
(男)													
(1) 自営業主	1.00000												
(2) 家族従業者	0.29406	1.00000											
(3) 非労働力人口	0.04448	0.02431	1.00000										
(4) 完全失業者	-0.03010	-0.20008	0.05636	1.00000									
(5) 被用者	-0.57586	-0.42928	-0.58504	-0.29024	1.00000								
(女)													
(6) 自営業主	0.01695	0.00637	-0.12489	-0.17776	0.07583	1.00000							
(7) 家族従業者	0.65642	0.56809	0.04519	-0.22622	-0.54522	0.25571	1.00000						
(8) 非労働力人口	-0.08898	-0.33155	0.38418	0.31558	-0.07076	-0.38591	-0.38591	1.00000					
(9) 完全失業者	-0.08611	-0.04769	0.00276	0.72435	-0.23227	-0.03814	-0.21551	0.06958	1.00000				
(10) 被用者	-0.30604	-0.11659	-0.29487	-0.16939	0.54731	-0.07134	-0.35792	-0.55795	-0.09082	1.00000			
(11) 生産年齢人口	-0.06335	-0.37124	0.15884	0.24190	0.33625	-0.00628	-0.35409	0.41193	0.06239	0.21724	1.00000		
(12) 企業設備投資	0.11304	0.23652	-0.07142	0.68556	-0.68556	-0.09823	0.22255	-0.21663	-0.63424	0.20212	-0.13100	1.00000	
(13) GDP	0.21955	0.32734	-0.20703	-0.60368	-0.10796	0.11478	0.34861	-0.39180	-0.49034	0.16283	-0.21872	0.74997	1.00000

資料：Y. Maruyama and T. Sonoda, The Stabilizing Behavior of Households in Aggregate Fluctuations : A Comparison between Japan and the United States. *Working Paper*, Tokyo kasei Gakuin, Tsukuba Women's University, September 1998.

者数の変動パターンの解明は他から隔離して単独に行えるものではなく、生産年齢人口他層数の変動ならびに企業設備投資などGDP諸部門の変動との関連において行わなければならない。それは今後の研究課題としたい。

補論：Hodrick-Prescottトレンドについて

長期トレンドとは短期変動を浮き彫りにするための緩やかに変動する径路であるとするのが、国民経済の短期変動を研究する研究者の最近の立場である（例えばPrescott, 1986）。この立場を文字どおり実行に移したのがHodrick-Prescottトレンドである。曲がり方が急であることを表現するために解析幾何学は関数の二次微分をもちいるが、このトレンドの推定にはその離散的表現である2階の差分をもちいる。緩やかに変動するという事は、時間に関して曲がり方ないし変化の仕方が緩やかであることを意味するから、対象変数の対数をとって、求めるべきトレンド径路 $\{\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_T\}$ の2階の差分を自乗したものの観測期間 $\{1, 2, \dots, T\}$ にわたる和を一定の値 μ 以下に抑える。この制約は平滑化制約 smoothness constraint とよばれるが、この制約の下に最小自乗法によって長期トレンド径路を推定する。すなわち対象変数の対数値の時系列を $\{Y_1, Y_2, \dots, Y_T\}$ とするとき、

$$\min_{\{\tau_1, \dots, \tau_T\}} \sum_{t=1}^{t=T} (Y_t - \tau_t)^2$$

subject to

$$\sum_{t=2}^{t=T-2} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \leq \mu$$

μ が小さければ小さいほど、長期トレンド径路はそれだけ曲がり方が緩やかになり、 μ

がゼロに等しいときにはトレンド径路は直線になる。

四半期時系列の分析にあたっては、平滑化制約に関連するペナルティにあたるラグランジュ乗数 μ の値が1600に等しくなるように μ を選ぶのが経験的に適当であるとされており、Maruyama and Sonoda [1998] もこの経験を尊重している。対象変数の時系列は多数の異なる波長の変動によって構成されていると考えられるが、 μ の値が1600に等しくなるように μ を選ぶことは周波数が32四半期すなわち8年に1回以上の短い波長に相当する、緩やかでない変動を全て除去することと同等であることが知られている（例えば、上記のPrescott, 1986）。このようにして長期トレンドを推定した後に、その周りの波長の相対的に短い変動だけを短期変動研究者は分析する。分析対象の時系列は、原時系列に季節調整を加えたものであるため、原時系列から季節変動とこのようにして推定された長期トレンドを除去した、中間の波長をもつ短期変動によって構成される時系列を短期変動研究者は分析対象にする。

参考文献

- Bulow, J. I. and R. Summers II, "A Theory of Dual Labor Markets with Application to Industrial Policy, Discrimination, and Keynesian Unemployment." *J. Labor Economics*, 4: 376-414, July, 1986.
- Bureau of Labor Statistics, U.S. Department of Labor, *Current Population Survey*, 1976-1997.
- Bureau of Economic Analysis, U.S. Department of Commerce, *National Income and Product Accounts*, 1976-1997.
- Danthine, J. P. and J. B. Donaldson, "Methodological and Empirical Issues in Real Business Cycle Theory." Manuscript, New York: Columbia University, 1991.
- Lebergott, Stanley, *Manpower in Economic Growth: The American Record since 1900*. New York: McGraw-Hill, 1964.

- Maruyama, Y. and T. Sonoda, The Stabilizing Behavior of Households in Aggregate Fluctuations : A Comparison between Japan and the United States. *Working Paper*, Tokyo Kasei Gakuin, Tsukuba Women's University, September 1998.
- Prescott, Edward C. "Theory ahead of Business-Cycle Measurement." *Fed. Reserve Bank Minneapolis Quarterly Review*, 10 : 9-22, Fall 1986.
- Shapiro, C. and J. Stiglitz, "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device." *American Economic Review*, 74 : 433-444, June 1984.
- Taira, Koji, "The Inter-Sectoral Wage Differential in Japan, 1881-1959." *J. Farm Economics*, 44 : 322-334, May 1962.
- 成実清松・坂井忠次共著『数理統計学要説』東京：培風館，1952年5月。
- 梅村又次「景気変動下の労働市場における緩衝作用」『経済研究』14巻1号，1963年1月。
- 経済企画庁編『国民経済計算年報』1976-1997.
- 総務庁統計局『労働力調査年報』2000年4月
- 総務庁統計局『労働力調査（速報）』2000年7月