

# オークン法則と雇用調整

黒坂 佳央

(武蔵大学教授)

本論文ではオークン係数の推定とオークン係数の要因分析により、オークン係数の残差として得られる労働生産性の効果を手掛かりとして、間接的に1981～2010年における日本経済の雇用調整速度に関する検討を行った。得られた主要な結果は以下のとおりである。日本経済のオークン係数を求めると、1981～2000、2008～10年の期間においては10.8(2001～07年の期間では $3.0 (\equiv 1 \div 0.329)$ )の値がそれぞれ得られ、オークン係数の値は2001～07年の期間に低下するが、2008年以降は再び元の値に戻る。労働生産性の効果は、直接効果、労働供給効果、労働時間効果をオークン係数から差し引いた残差として求められ、1981～2000、2008～10年の期間では6.43、オークン係数の低下した2001～07年の期間では労働生産性の効果は1.03となり、企業の雇用保蔵が減少したことを意味し、雇用調整が速やかに進行したことを間接的に窺わせる。リーマン・ショックに見舞われた以降の2008～10年の期間ではオークン係数が再び10.8へ戻ることで、労働生産性の効果もそれ以前の期間と同じ値に戻っている。このことは企業が抱える過剰雇用が2001～07年の期間で大幅に解消され、リーマン・ショック以降は雇用調整速度自体が変化するというよりは、ショックの規模が余りにも大きく、それ以前の雇用調整ベースでも大幅な雇用調整を行わざるを得なかったのではないかと推測される。

## 目次

- I 序
- II 失業率と実質GDPの変動
- III オークン法則
- IV オークン係数の要因分析
- V 結語

## I 序

「自然失業率が例えば5% = もっと低いかもしれない—だとする。オークン法則に基づくと、5%を上回る失業率1%につき2%のGDPギャップが生じることになる。現在の失業率は6.5%、すなわち3%のGDPギャップが発生しているが、こうした数字は急速に高くなりつつある。ゴールドマンの予測では失業率は8.5%、すなわち7%

のGDPギャップが生じることを意味している。妥当な予測だと思われる。そうであれば7%のGDPギャップを解消するのに十分な財政刺激が必要だということになる。」(Paul Krugman *The New York Times* 2008年11月10日 p.141) と、2008年のノーベル経済学受賞者ポール・クルーグマンはリーマン・ショックがもたらす不況への政策処方箋をオークン法則に基づいて提言した(自然失業率とはFriedman (1968)の命名した用語、期待物価変化率と現実の物価変化率が一致した時に実現する失業率を意味し、後にインフレを加速しない物価変化率、非インフレ加速的失業率(NAIRU)という用語が幅広く用いられてきたが、近年のデフレ状況に即して自然失業率の方がより適切と判断されるようになったと思われる)。オークン法則とは、ケネディ政権下の大統領経済諮問委員を務めたことも

あるマクロ経済学者の故アーサー・オークン氏の名を冠して呼ばれる、「自然失業率から現実の失業率が1%変動するとき、経済成長率がそれに伴って何%変化するか」を表す経験則である。オークンは1962年の論文で、失業率の変動に対する経済成長率の変化の程度を示すアメリカ経済のオークン係数を3.2と推定したが、上述のクルーグマンの提言では2となっている。「経済成長率と失業率の変動の間には驚くほど密接な関係が存在する。実際、その関係は経済学者たちが進んで法則（オークン法則）と真顔と呼ぶ数少ないものの一つである」（Krugman（1997）p.125）と、オークン法則は1962年以来妥当し続けている。

失業率1%の変化が雇用量1%の変化しか反映していない場合には、GDPの変化も1%にとどまる。オークン係数が1より大きいことは、失業率1%が変化するプロセスで、労働供給や労働時間の変化も同時に生じるからである。雇用量、労働供給や労働時間の変化によって説明できるオークン係数の値を取り除いても、なおかつ残差が生じる場合は労働保蔵が企業において存在することを意味する。労働保蔵の存在は、景気の上昇局面では労働力の活性化を通じて労働生産性が上昇する一方で、景気の下落局面では労働力の遊休化により労働生産性が低下する。労働保蔵がどの程度存在するかは、企業がどのようなスピードで雇用調整を行うかということと深くかかわっている。すなわち、企業が景気の変動過程で速やかに雇用

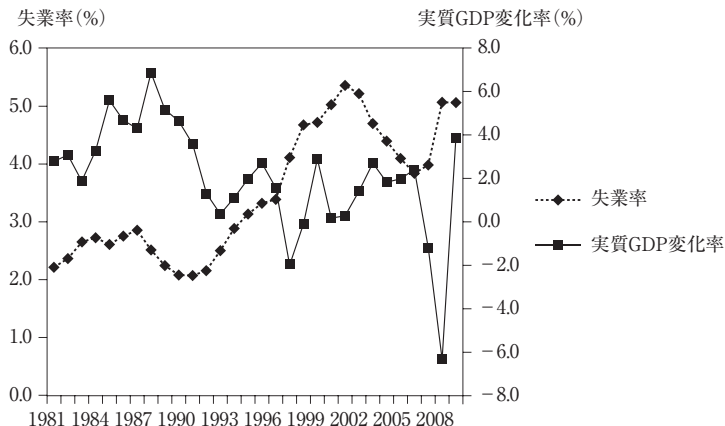
調整を行えば労働保蔵の大きさは小さくなり、雇用調整のスピードが緩慢であれば逆に労働保蔵の程度は大きくなる。したがって、オークン係数の推定と、労働供給や労働時間などに基づくオークン係数の要因分析は、企業の雇用調整速度の大きさについて手がかりを間接的に与えてくれることになる。

本論文は以下の如く構成される。IIでは1981年から2010年までの失業率と実質GDPの変動を手短かに観察する。続くIIIでは、失業率の変動と経済成長率との間の相関関係を表すオークン法則が、1981年以降の日本経済において妥当するかどうかの計量分析を行う。そしてIVでは、IIIで推定されたオークン係数の要因分析を行い、労働保蔵の程度から企業の雇用調整速度の大きさを検討する。最後にVの結語では、本論文で得られた主要な結果が要約される。

## II 失業率と実質GDPの変動

本論文の主たる目的は、オークン法則に基づき1981年以降の日本経済における雇用調整について分析を行うことである。本論に入るまえに、1981年以降の日本経済における失業率と実質GDP変化率の変動がどのようなものであったかについて、簡潔にみておくことにする。図1には1981年以降の日本経済における失業率と実質GDP変化率のデータが描かれている。

図1 失業率と実質GDP変化率



出所：総務庁『労働力調査』、内閣府『国民経済計算』より作成

表1 景気循環基準日付

	谷	山	谷	期 間		
				拡張	後退	全循環
第9循環	1977年10月	1978年2月	1980年2月	28ヵ月	36ヵ月	64ヵ月
第10循環	1983年2月	1985年6月	1986年11月	28ヵ月	17ヵ月	45ヵ月
第11循環	1986年11月	1991年2月	1993年10月	51ヵ月	32ヵ月	83ヵ月
第12循環	1993年10月	1997年5月	1999年1月	43ヵ月	20ヵ月	63ヵ月
第13循環	1999年1月	2000年11月	2002年1月	22ヵ月	14ヵ月	36ヵ月
第14循環	2002年1月	2007年10月	—	69ヵ月	—	—

出所：内閣府「景気循環基準日付」

「第1次石油危機」に見舞われた1974年から1978年まで失業率は、1950年代と同じ2%台の水準まで上昇し続けた後、1980年にいったん2.02%まで低下したが、「第2次石油危機」とその後「世界同時不況」の影響を受けて再び上昇に転じ、過去最高の2.50%（1955年）を上回る2.72%を1984年に記録した。1985年（「新しい成長の時代」、表1における第10循環の拡張局面）に一時2.62%と失業率は低下するが、「円高不況」（第10循環の後退局面）によって2.84%（1987年）まで引き上げられた。1987年から始まったバブル経済のもとで、比較的高目の経済成長率（1980年代（1980-89）の平均実質GDP変化率は約4.3%であるのに対し、バブル期（1987-91）のそれは5.1%）が実現し失業率は低下に向かった。バブル経済の崩壊した1991年（第11循環の後退局面）に失業率は2.09%まで低下したが、それ以後は一貫して上昇し続け、1995年には3%を超え、「第1次石油危機」に見舞われた1974年以來のマイナス成長を記録した1998年には4.11%を記録した。

さらに、1998年後も失業率は増加し続け、2001年にはとうとう5%を超え、最大5.37%（2002年）に達した。その後、2003年から2007年まで低下し続け、失業率は4%を下回る3.85%（2007年）まで減少したが、リーマン・ショックの発生した2008年から失業率は再び上昇に向かい、翌2009年には5.08%にまで跳ね上がった。ようやくリーマン・ショックからの回復がみえ始めた2010年には失業率は5.07%とその上昇が停止した。他方、1991年のバブル経済崩壊後、実質GDP変化率が急速に低下した結果、1990年代（1990-99）の平均実質GDP変化率は約1.4%、

2000年代（2000-09）のそれは約0.6%となった。

平均実質GDP変化率は1980年代が約4.3%、1990年代が約1.4%、2000年代が約0.6%と低下するにつれて、平均失業率は1980年代が2.43%、1990年代が約3.04%、2000年代が約4.65%と、実質GDP変化率の低下につれて失業率は上昇してきたことがわかる。

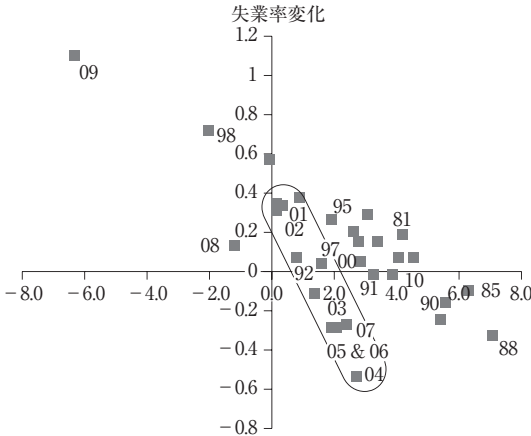
### Ⅲ オークン法則

筆者は、Hamada and Kurosaka (1984)、黒坂 (1988)、黒坂 (2000) において、日本経済におけるオークン係数を推定し、オークン係数の大きさが日本経済にもつインプリケーションを分析してきた。本論文では推定期間を1981～2010年として、新たにオークン係数を計測する。

Krugman (1998) が用いた失業率階差を実質GDP変化率に回帰させる計測方法を使用する。まず、Krugman (1998) の168ページに掲載されている図4を、1981～2010年の期間について描くことにする。縦軸に今期と前期の失業率の階差(%)、横軸に実質GDP変化率(%)をとった散布図、図2が得られる。

マイナス成長と失業率の大幅な上昇を経験した1998年・2009年と、高成長と失業率の大幅な低下が生じた1988年の二つの年をほぼ結ぶ右下がりの直線の周辺に、各年のデータが散布し、実質GDP変化率の増加（減少）は失業率の低下（上昇）と結びついていることが一見して読み取れる。しかし、図2の散布図の楕円で囲んだ領域では、2001～07年のデータが異なる動き（1992年と1997年のデータもこの領域に入るが前後の期間と連

図2 オークン法則



続性がないので排除する)を示し、先の観察と比べると一定の実質 GDP 変化率の値に対し、より大きな失業率変化が対応し、オークン係数の値に構造変化が生じたことを窺わせる。この期間は表1の景気循環の基準日付に従うと、まだ暫定的な決定であるが第14循環の拡張局面に当たり、小泉内閣(2001年4月26日～2006年9月26日)の標榜した「改革なくして成長なし」の構造改革が実施された期間と重なる。

2001～07年の構造変化の可能性を考慮するためダミー変数(D1, 2001～07年に1, それ以外の期間は0をとる)を導入し、通常の最小2乗法(OLS)を用いてこの右下がりの直線を推定すると、(1)式で表わされる計測結果が得られる。

$$\Delta U = 0.389 - 0.092 * \frac{\Delta Q}{Q} - 0.237 * D1 * \frac{\Delta Q}{Q}$$

(11.536) (-9.940) (-7.716)

$$\bar{R}^2 = 0.85 \quad DW = 2.00 \quad \bar{S} = 0.13$$

$\bar{R}^2$ : 自由度修正済み決定係数

DW: ダービー・ワトソン比

$\bar{S}$ : 標準誤差

推定された定数項、ダミー変数なしの実質 GDP 変化率、ダミー変数付きの実質 GDP 変化率の係数の t 値(推定された係数の下の( )内の数値)は、いずれも1%の有意水準で統計的に有意で、ダービー・ワトソン比も5%の有意水準で誤差項に系列相関が存在しないことが示され、(1)

式は統計的に良好な計測結果であることがわかる。構造変化の可能性をチェックするダミー変数付き実質 GDP 変化率の係数も有意に推定されているので、オークン係数の値が2001～07年の期間に変化したことが示唆されている。

1981～2000, 2008～10年の期間においては1%の実質 GDP 変化率の変動に対応して失業率は0.092%変化すること、2001～07年の期間では0.329% (=0.092+0.237) することが、(1)式よりそれぞれ読み取れる。このような計測結果から日本経済のオークン係数を求めると、1981～2000, 2008～10年の期間においては10.8 (=1÷0.092, 小数点2桁以下切り捨て)、2001～07年の期間では3.0 (=1÷0.329)の値がそれぞれ得られ、オークン係数の値は2001～07年の期間に低下するが、2008年以降は再び元の値に戻ることが理解できる。ここで重要な点は、リーマン・ショックに見舞われた2008年9月以降はオークン係数が3.0から10.8へ再び上昇し、失業率の変化1%に対する実質 GDP 変化率の変動が大きくなっていることである。

冒頭で触れたように、自然失業率とは期待物価変化率と現実の物価変化率が一致した時に実現する失業率で、マクロの政策目標として掲げられる指標の一つである。自然失業率の決定についてフリードマンは「ワルラスの一般均衡方程式体系に労働及び商品市場の現実の構造的特徴が折り込まれる時に、生み出される水準であるといえる。その特徴の中には、市場の不完全性、需給の確率の変動、求人求職のための情報収集コスト、さらには移動のコストなどが含まれる。」(Friedman (1968) 訳書 p.15), 「自然失業率は……貨幣的要因とは反対の実質的要因、すなわち、労働市場の有効性、競争、あるいは独占の程度、さまざまな職業における労働に対する妨げあるいは促進等に依存する。」(Friedman (1977) 訳書 p.458) と述べている。このように自然失業率それ自身を引き下げるためには、労働市場の構造改革が必要とされる。他方、「1932年の合衆国における失業」を「労働者の最低の実質的要求にもその生産力にもならぬ明白な変化がないのに、雇用量の大幅な変動が実際に起こっている。」(Keynes (1936) 翻訳 p.9)

と描写し、自然失業率を上回る失業率の存在は有効需要の不足が原因であるとケインズは主張した。自然失業率を上回る失業率1%の減少に対し実質GDP変化率が何%変動するかを示すオークン法則は、自然失業率を上回る失業率の存在は有効需要の不足が原因であると主張する、ケインズの「有効需要の原理」を実証したものにはほかならない。もっとも一般的な自然失業率の導出方法は、フィリップス曲線を推定して期待インフレ率と現実のインフレ率が一致した時の失業率を自然失業率とみなすものである。それに対してオークン法則に基づく自然失業率の導出方法は、失業率を一定に保つ経済成長率（以後自然成長率と呼ぶことにする）を計算し、そのような経済成長率と一致する現実の経済成長率を記録した年を探して、その年の現実の失業率を自然失業率とみなすものである。

そこで、再び(1)式の計測結果に戻って、この計測式から失業率を一定に保つ実質GDP変化率、自然成長率を計算すると、1981~2000、2008~10年の期間、2001~07年の期間における自然成長率が、それぞれ得られる。(1)式において $\Delta U$ がゼロとなる $\frac{\Delta Q}{Q}$ を求めると、1981~2000、2008~10年の期間では $\frac{\Delta Q}{Q} = 4.2\%$ （ $\equiv 0.389 \div 0.092$ 、小数点2桁以下切り捨て）、2001~07年の期間においては $\frac{\Delta Q}{Q} = 1.1\%$ （ $\equiv 0.389 \div 0.329$ ）となる。図2から、失業率の変化がほぼゼロであった年を探すと、前年からの失業率の変化がマイナス0.01%で実質GDP変化率が3.3%の1991年、同じく前年からの失業率の変化がマイナス0.01%で実質GDP変化率が3.9%の2010年が見つかる。先の自然成長率の計算結果より0.7%下回るが、2つの候補から自然成長率を3.5%とする。他方、2001~07年の期間においては失業率の変化がほぼゼロであった年を見つけることはできないので、先の自然成長率の計算結果の妥当性を現実の実質GDP変化率から確認は困難である。

1991年の消費者物価変化率は3.3%（前年からの変化はプラス0.2%）、GDPデフレーター変化率は

3.3%（前年からの変化はプラス0.2%）、2010年の消費者物価変化率はマイナス0.7%（前年からの変化はプラス0.7%）、GDPデフレーター変化率はマイナス2.1%（前年からの変化はマイナス0.7%）で、前年から引き続いて物価がほぼ安定していたといえる。表1の景気循環基準日付によると、第11循環（平成景気）の拡張局面は1986年11月の景気の谷から1991年2月の景気の山にかけて、後退局面は1991年2月の景気の山から1993年10月にかけてで、1991年は景気の転換局面に対応していたことが読み取れる。他方、第14循環の拡張局面は暫定的に2002年1月の景気の谷から2007年10月の景気の山にかけてであるが、後退局面の暫定日付はまだ未決定であるが、恐らく2010年はリーマン・ショック後の景気の後退局面と新たな景気拡張局面に突入した年であると推定される。このような考察から、1981~2000、2008~10年の期間における自然成長率を3.5%とみなすことは妥当といえよう。しかし、1991年の現実の失業率は2.09%、2010年の現実の失業率は5.07%なので、同一の自然成長率3.5%に対し、二つの自然失業率が存在する。以上の実証分析に基づくと、2001~07年の期間におけるオークン係数の構造変化を経て3.0へ減少したが、2008~10年の期間に再び10.8に戻った時点で、自然失業率は約2.1%から約5.1%へと増加したことが検証できる。2001~07年の期間における労働市場の構造変化によって、10.8という同一のオークン係数に対し、自然失業率が上昇するという事態が生じたのである。

#### IV オークン係数の要因分析

計測されたオークン係数が1より大きくなる背後にどのような要因が絡んでいるかを明らかにするのが、本節の目的である。Okun (1962, 1973)で以下のようなオークン係数の要因分析法を提案した。

$H$ を1人当たり平均労働時間、 $\mu$ をマン・アワーで測った労働生産性、 $L^D$ を雇用量、 $\Delta$ を変化量とし、固定係数型の生産関数を前提すれば、実質GDPで測られる産出量( $Q$ )の変動は(2)式で

表される。

$$\frac{\Delta Q}{Q} = \frac{\Delta L^D}{L^D} + \frac{\Delta H}{H} + \frac{\Delta \mu}{\mu} \quad (2)$$

次に、 $L^S$  を労働供給とすると失業率（小数表示、 $u$ ）の定義より(3)式が得られる。

$$u = \frac{L^S - L^D}{L^S} \quad (3)$$

さらに、(3)式の差分をとると、(4)式が導かれる。

$$\Delta u = \frac{\Delta L^S}{L^S} - \left( \frac{L^D}{L^S} \right) \frac{\Delta L^D}{L^D} \quad (4)$$

(4)式を(2)式へ代入して整理すると、最終的に(5)式を導出でき、産出量の変動は失業率、労働供給、労働時間、労働生産性の各変化の合計として表わされることが理解できる。

$$\frac{\Delta Q}{Q} = - \left( \frac{L^S}{L^D} \right) \Delta u + \frac{\Delta L^S}{L^S} + \frac{\Delta H}{H} + \frac{\Delta \mu}{\mu} \quad (5)$$

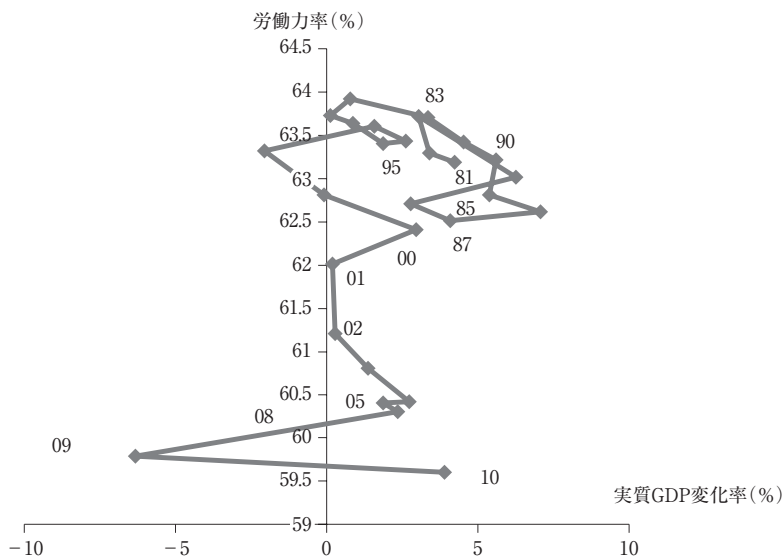
第Ⅱ節で推定されたオークン係数は、1981～2000 & 2008～10年の期間においては10.8、2001～07年の期間では3.0だったので、オークン係数の要因分解分析も二つの期間に分けて行う。第1番目は、失業率1%の変化が他の諸条件を一定としたときに産出量へ及ぼす効果、 $-\left(\frac{L^S}{L^D}\right)\Delta u = -\left(\frac{L^S}{L^D}\right)^*$   
 $(-1) = \frac{L^S}{L^D} = \frac{1}{1-u}$ であるが、対象とする1981～2000 & 2008～10年の期間においては平均失業率が3.14%、2001～07年の期間では4.68%なので、 $\frac{L^S}{L^D} = \frac{1}{1-u}$ はそれぞれ1.03、1.04となる。したがって、失業率1%の変化が他の諸条件を一定としたときに産出量へ及ぼす効果は、1%強の大きさであることが理解できる。

第2番目は、労働供給が産出量へ与える効果である。失業率の変化は二つの効果を通じて労働供給へ影響を及ぼす。第1は就業意欲創出効果と呼ばれ、失業率の低下に伴い雇用機会が増大するため仕事が探しやすくなり労働供給が増加する効果である。第2はDouglas = 有沢効果とも呼ばれる

就業意欲喪失効果、失業率の低下のもとで世帯主の収入が増加するために付加的労働力の供給が減少する効果である。これら二つの効果は相反する影響を産出量へもたらすことになる。ここでは、景気循環の動きをより直截に表わす実質GDP変化率と労働力率の相関を観察することで、景気変動に伴う労働供給への効果を検討する。

図3には横軸に実質GDP変化率、縦軸には労働力率（男女計データ）をとった散布図が描かれている。実質GDP変化率と労働力率との間には四つの期間区分による相関が観察できる。第1の期間区分は1981～97年、第2は1998～2000年、第3は2001～07年、第4は2008～10年である。いずれも、実質GDP変化率と労働力率との間に負の相関が観察でき、景気変動のプロセスで景気の改善に伴い世帯主の収入が増加するために付加的労働力の供給が減少する就業意欲喪失効果が優勢であることが読み取れる。1981～97年は実質GDP変化率が1998年に第1次石油危機以来のマイナスを記録するまでの期間、1998～2000年は2年連続のマイナス成長が「ゼロ金利政策」の実施や外需の増加でプラス成長へと回復した波乱の期間、2001～07年の期間は先に触れたように小泉内閣の構造改革が実施された期間、そして2008～10年の期間はリーマン・ショックに見舞われた以降の期間である。また、1983、87年の実質GDP変化率と労働力率との組み合わせはやや不規則な動きをしているように思われる。表1の景気循環基準日付によると、1983年は第2次石油危機による長期不況が終了して第10循環の拡張局面が始まった年、1987年は「円高不況」が前年末に終了し、第11循環の拡張局面である平成景気が本格化した年である。このように景気循環の転換点に当たる年には、データの不規則が観測されがちである。以上の考察に基づき、(6)式を用いて実質GDP変化率の変化が労働供給へ及ぼす効果を計測する。(6)式においては労働力率(%表示、 $LT = \frac{L^S}{L}$ 、 $L$ は15歳以上人口)、 $D2$ は1981～82年・84～85年・88～97年が1、83年が2、87年が-2、それ以外の期間は0、 $D3$ は2001～07年が1、それ以外の期間は0、 $D4$ は2008～10年

図3 労働力率と実質GDP変化率



出所：総務庁『労働力調査』、内閣府『国民経済計算』より作成

が1, それ以外の期間は0, となる各ダミー変数である。

$$LT = \alpha_0 + \alpha_1 D2 + \alpha_3 D3 + \alpha_4 D4 + \alpha_5 \frac{\Delta Q}{Q} + \alpha_6 \frac{\Delta Q}{Q} \quad (6)$$

1981～2010年の期間を対象とした(6)式に基づく推定結果は、(7)式で示されている。推定された定数項, ダミー変数, 実質GDP変化率の係数のt値は, ダミー変数なしの実質GDP変化率の係数のt値(5%の有意水準で統計的に有意)を除いて, いずれも1%の有意水準で統計的に有意で, ダービー・ワトソン比の値からも5%の有意水準で誤差項に系列相関が存在しないことが示され, (7)式は統計的に良好な計測結果であることがわかる。

$$\begin{aligned}
 LT = & 63.154 + 0.346D2 - 1.472D3 - 3.405D4 \\
 & - 0.069 \frac{\Delta Q}{Q} - 0.505D3 \frac{\Delta Q}{Q} \\
 (525.495) & (3.729) (-5.531) (-14.782) \\
 (-2.706) & (-3.764)
 \end{aligned} \quad (7)$$

$\bar{R}^2 = 0.95 \quad DW = 2.11 \quad \bar{S} = 0.31$

(7)式の計測結果に基づく, 実質GDP変化率1%の上昇によって1981～2000年と2008～10

年の期間では労働力率が0.06% (小数点3桁以下は切り捨て), 2001～07年の期間では0.56%減少する。15歳以上人口が不変であるとすれば, 労働力率の変化率は労働供給の変化率に等しくなる  $\left( \frac{\Delta LT}{LT} = \frac{\Delta L^s}{L^s} - \frac{\Delta L}{L}, \frac{\Delta L}{L} = 0 \text{ ならば } \frac{\Delta LT}{LT} = \frac{\Delta L^s}{L^s} \right)$ 。したがって, 実質GDP変化率1%の上昇によって労働供給が何%変化するかは,  $\Delta LT$ を示す0.06%と0.56%の値を当該機関における平均労働力率の値  $LT$ で除することによって得られる。平均労働力率は1981～2000年と2008～10年の期間では62.7%, 2001～07年の期間では60.7%となる。 $\Delta LT$ を示す0.06%と0.56%の値は,  $LT$ の値を示す62.7%, 60.7%に比べて相対的に小さすぎるので, 小数点3桁以下切り捨てであれば, 実質GDP変化率1%の上昇によって労働供給の変化率は0%となり, 労働供給によって説明できる効果は見いだせないことになる。

第3番目は, 労働時間の変動によって説明可能なオークン係数の割合を検討してみよう。図4には横軸に実質GDP変化率, 縦軸には労働時間変化率(「毎月勤労統計」における30人以上の事業所での総労働時間データ)をとった散布図が描かれている。実質GDP変化率と労働時間変化率との

間には、一見して正の相関が観察できる。しかし、正の相関は二つの期間区分からなっているように思える。1985年・1988～93年の期間とそれ以外の期間である。ただし、急速な景気回復が見られた2010年はいずれの期間からも不規則な動きを示している。表1の景気循環基準日付によると、1985年は第10循環の拡張局面と後退局面の転換点である景気の山を含む年、1988～93年の期間は第11循環の平成景気と第1次平成不況の局面に相当する期間である。以上の考察に基づき、(8)式を用いて実質GDP変化率の変化が労働時間へ及ぼす効果を計測する。(8)式においてHは労働時間(％表示)、D5は1985年・88～93年が1、2010年が-1、それ以外の期間は0、となるダミー変数である。

$$\frac{\Delta H}{H} = \beta_0 + \beta_1 D5 + \beta_3 \frac{\Delta Q}{Q} \quad (8)$$

1981～2010年の期間を対象とした(8)式に基づく推定結果は、(9)式で示されている。推定された定数項、ダミー変数、実質GDP変化率の係数のt値は、いずれも1%の有意水準で統計的に有意で、ダービー・ワトソン比の値からも5%の有

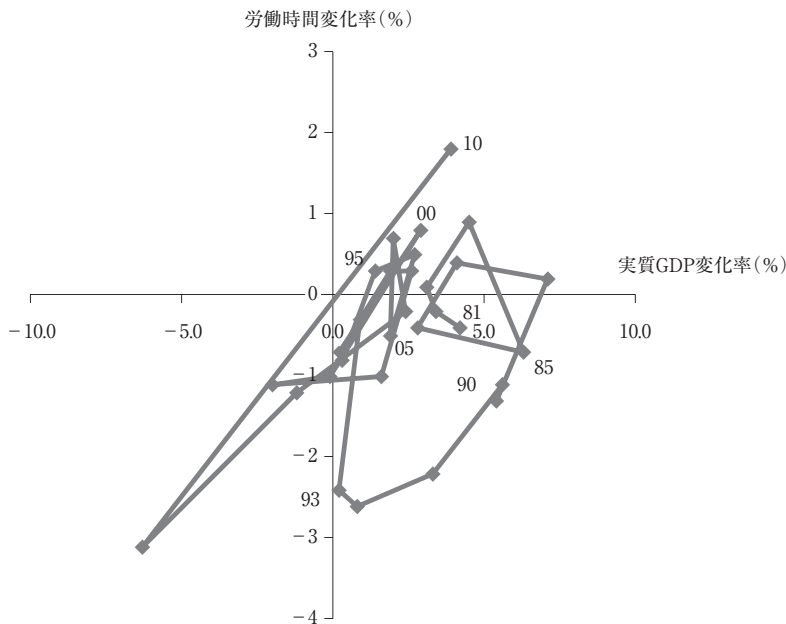
意水準で誤差項に系列相関が存在しないことが示され、(9)式は統計的に良好な計測結果であることがわかる。

$$\begin{aligned} \frac{\Delta H}{H} &= -0.8101 - 1.842D5 + 0.310 \frac{\Delta Q}{Q} \\ &(-7.357) \quad (-9.756) \quad (9.248) \quad (9) \\ \bar{R}^2 &= 0.83 \quad DW = 1.79 \quad \bar{s} = 0.45 \end{aligned}$$

(9)式の計測結果に基づく、実質GDP変化率1%の上昇によって1981～2010年の期間では労働時間が0.31% (小数点3桁以下は切り捨て) 増加することが理解できる。したがって、オークン係数の値が10.8と推定された1981～2000、2008～10年の期間においては労働時間の変化によって説明される割合は、3.34 (≒0.31\*10.8, 小数点2桁以下切り捨て)、3.0と推定された2001～07年の期間では、0.93 (≒0.31\*3.0) となる。

労働生産性の効果は、直接効果、労働供給効果、労働時間効果をオークン係数から差し引いた残差として求められる。以上の計量的考察を踏まえると、オークン係数の要因分析の結果は表2に要約される。表2より、オークン係数の低下した2001～07年の期間では労働生産性の効果は1.03

図4 実質GDP変化率と労働時間変化率



出所：厚生労働省『毎月勤労統計』、内閣府『国民経済計算』より作成



表2 オークン係数の要因分析

期間 \ 効果	直接効果	労働供給	労働時間	労働生産性
1981～00 & 2008～10	1.03	0	3.34	6.43
2001～07	1.04	0	0.93	1.03

となり、企業の雇用保蔵が減少したことを意味し、雇用調整が速やかに進行したことを間接的に窺わせる。しかし、リーマン・ショックに見舞われた以降の期間では再び労働生産性の効果がそれ以前の期間と同じ値に戻っている。このことは企業が抱える過剰雇用が2001～07年の期間で大幅に解消され、リーマン・ショック以降は雇用調整速度自体が変化するというよりは、ショックの規模が余りにも大きく、それ以前の雇用調整ペースでも大幅な雇用調整を行わざるを得なかったのではないかという推測が、オークン係数の推定とその要因分析から導かれる。

## V 結 語

本論文ではオークン係数の推定とオークン係数の要因分析により、オークン係数の残差として得られる労働生産性の効果を手掛かりとして、間接的に1981～2010年における日本経済の雇用調整速度に関する検討を行った。得られた主要な結果は以下のとおりである。

- ①日本経済のオークン係数を求めると、1981～2000、2008～10年の期間においては10.8（2001～07年の期間では3.0（ $\approx 1 \div 0.329$ ））の値がそれぞれ得られ、オークン係数の値は2001～07年の期間に低下するが、2008年以降は再び元の値に戻る。
- ②2001～07年の期間におけるオークン係数の構造変化を経て3.0へ減少したが、2008～10年の期間に再び10.8に戻った時点で、自然失業率は約2.1%から約5.1%へと増加し、2001～07年の期間における労働市場の構造変化によって10.8という同一のオークン係数に対し、自然失業率が上昇するという事態が生じたことが検証できる。
- ③労働生産性の効果は、直接効果、労働供給効

果、労働時間効果をオークン係数から差し引いた残差として求められ、1981～2000、2008～10年の期間では6.43、オークン係数の低下した2001～07年の期間では労働生産性の効果は1.03となり、企業の雇用保蔵が減少したことを意味し、雇用調整が速やかに進行したことを間接的に窺わせる。

- ④リーマン・ショックに見舞われた以降の2008～10年の期間ではオークン係数が再び10.8へ戻ることで、労働生産性の効果もそれ以前の期間と同じ値に戻っている。このことは企業が抱える過剰雇用が2001～07年の期間で大幅に解消され、リーマン・ショック以降は雇用調整速度自体が変化するというよりは、ショックの規模が余りにも大きく、それ以前の雇用調整ペースでも大幅な雇用調整を行わざるを得なかったのではないかと推測される。

### 参考文献

- Friedman, M. (1968) "The Role of Monetary Policy," *American Economic Review*, Vol.58, No.1 (March), pp.1-17. 新飯田宏訳『インフレーションと金融政策』日本経済新聞社(1972)所収。  
 —— (1977) "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment," *Journal of Political Economy*, Vol.85, No.3 (June), pp.451-472. 保坂直達訳『インフレーションと失業』マグローヒル好学社(1976)所収。  
 Hamada, K. and Y. Kurosaka (1984) "The Relationship between Production and Unemployment in Japan: Okun's Law in Comparative Perspective," *European Economic Review*, Vol.25, No.1 (June), pp.71-91.  
 Keynes, J. M. (1936) *The Collected Writings of John Maynard Keynes Volume VII, The General Theory of Employment, Interest and Money*, London: Macmillan (1973). 塩野谷祐一訳『ケインズ全集 第7巻 雇用・利子および貨幣の一般理論』東洋経済新報社(1983).  
 黒坂佳夫(1988)『マクロ経済学と日本の労働市場——供給サイドの分析』東洋経済新報社。  
 —— (2000)「日本経済における1980年以降の失業率の上昇について」『武蔵大学論集』第47巻 第3・4号 3月。  
 Krugman, P. R. (1997) "How Fast Can the U.S. Economy Grow?" *Harvard Business Review*, Vol.75, (July/August), pp.123-129.

—— (1998) “It’s Baaack: Japan’s Slump and the Return of the Liquidity Trap” *Brooking Papers on Economic Activity*, Vol.27, No.2, pp.137-346.

Okun, A. M. (1962) “Potential GNP: Its Measurement and Significance”, Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association, pp.98-104. reprinted in *A. M. Okun’s The Political Economy of Prosperity*, Washington D. C.: The Brookings Institution (1970), pp.132-145.

—— (1973) “Upward Mobility in a High-pressure Economy” *Brooking Papers on Economic Activity*, Vol.4, No.1, pp.137-346.

くろさか・よしおう 武蔵大学経済学部教授。最近の主な著作に『マクロ経済学と日本の労働市場——供給サイドの分析』（東洋経済新報社、1988年）。マクロ経済学専攻。