

正規－パート間賃金格差 拡大のマクロ的要因

山口 雅生

(兵庫県立大学大学院)

本稿では、「賃金構造基本統計調査」とマクロ経済の統計データを用いて1970年代後半から2003年までの正規－パート間賃金格差拡大の要因が技術進歩と不況であることを実証的に示すとともに、二重労働市場の理論研究が提出した「不況期に第一次労働者と第二次労働者の賃金格差が拡大する」という理論仮説を第一次労働者のデータとして正規労働者賃金を、第二次労働者のデータとしてパート労働者賃金を用いて検証した。その結果、賃金格差拡大の要因が技術進歩と不況によって説明され、雇用者の年齢構成の変化をコントロールしてもおおむね同様の結論が得られた。またマクロ経済の技術進歩がパート労働者に比べて正規労働者の実質賃金率をより上昇させるため、賃金格差が拡大することが示された。これは正規労働者とパート労働者で賃金決定制度の違いが反映されていることを暗示している。さらに正規労働者の実質賃金率は景気逆循環的となっているが、パート労働者の実質賃金率は景気に反応しないことが示された。これより不況期には正規労働者の実質賃金率だけが上がり、パート労働者の実質賃金率はほとんど影響がないため、賃金格差が拡大するというメカニズムが予測できるが、これは吉川（1992）などの二重労働市場モデルの予測とは違った、賃金格差拡大メカニズムとなり、賃金格差拡大の要因が不況期の第二次労働市場の過剰供給によるものという説について疑問を投げかける結果となっている。

目次

- I はじめに
- II 正規－パート間賃金格差についての先行研究
- III 実証分析
- IV まとめ

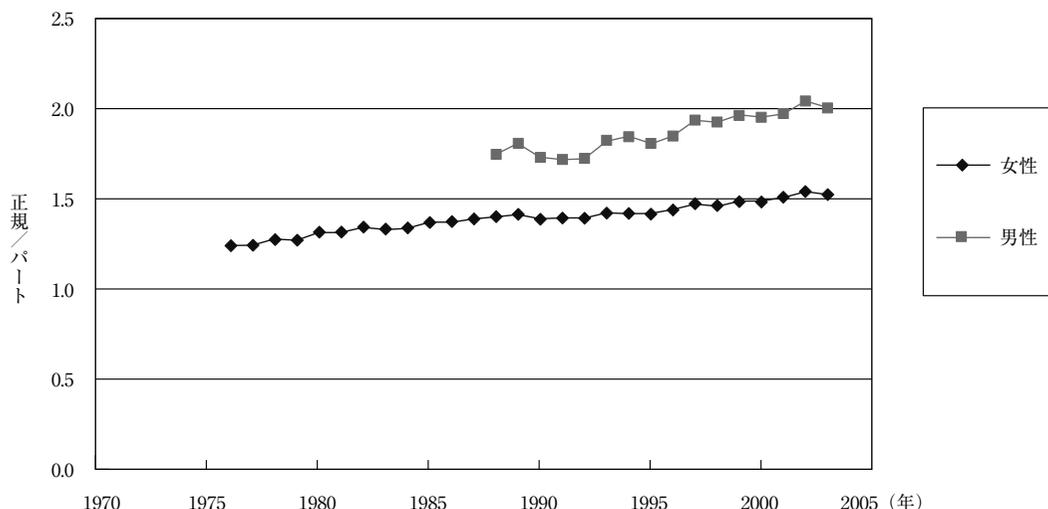
I はじめに

従来、高校卒業後や大学卒業後に正規労働者として働くことが一般的であったのが、新卒者の就職難が問題となって以降、非正規労働者として働かざるをえなくなる人が増えてきている。内閣府（2004）はそうした若年の就業構造変化が引き起こす問題について詳細に検討している。とりわけ非正規労働者が増大するなかで問題となるのは所得格差の拡大である。年齢とともに賃金がほとん

ど上がらない低賃金の非正規労働者が増大すれば、年齢とともに賃金が上昇する正規労働者との格差はますます拡大するからである¹⁾。篠崎（2001）は女性雇用者グループ内の賃金格差の要因分解を行い、女性雇用者全体の賃金格差拡大（1988～99年）は、正規－非正規間の格差拡大によって大部分が説明されることを指摘する。若年層の非正規労働力化を考慮するならば、正規－非正規労働者間の賃金格差拡大によってわが国全体の所得格差が拡大していくことが予想され、正規－非正規労働者間の賃金格差についての研究は重要になってくると思われる。本稿は正規－パート間賃金格差拡大の要因を分析するものである。

図1は「賃金構造基本統計調査」の所定内時給額データを用いて、正規－パート間相対賃金（賃金格差）の推移を描いたものである²⁾。男性デー

図1 相対賃金（所定内時給）



タ、女性データともに、短期的な循環変動とともに長期趨勢的な格差拡大傾向が読み取れる。

正規労働者（フルタイム労働者）とパート労働者の間の賃金格差が拡大する原因について、大竹（2001）はフルタイム労働市場の職をあきらめ、不本意ながらパート労働者として働く人が増え、パート労働需要以上にパート労働供給が増加したことを挙げている。このような労働市場間における需給変動の相互作用を考慮した理論研究は、マクロ経済学の二重労働市場の研究によって分析がすすめられてきた。二重労働市場の研究によれば、第一次労働市場では労使交渉や企業が設定する効率賃金によって競争賃金よりも高い賃金が決定されている一方、第二次労働市場では労働需給によって競争的に賃金が決定されるというように、賃金決定制度が異なる分断化された二つの労働市場を明示し、第一次労働者と第二次労働者間の賃金格差がどのような条件で拡大するのか、などが明らかにされている³⁾。とくに、不況期に賃金格差が拡大することについての理論的論証が数多く行われている。また賃金格差拡大の要因がマクロ経済学的な技術進歩であることも示されている。しかしながら、マクロ経済学の二重労働市場の研究からは理論仮説が提案されているだけで、実証的な研究は吉川（1992）以外は存在しない。吉川は男女間賃金格差について実証分析をしているが、正

規-パート間賃金格差についての実証分析は行っていない。

本稿では、「賃金構造基本統計調査」とマクロ経済の統計データを用いて、1970年代後半から2003年までの正規労働者とパート労働者の賃金格差の変動が技術進歩と景気循環によって説明されること、そして賃金格差拡大の要因が技術進歩と不況であることを実証的に示すとともに、二重労働市場の研究が提出した「不況期に第一次労働者と第二次労働者の賃金格差が拡大する」という理論仮説を第一次労働者のデータとして正規労働者の賃金を、第二次労働者のデータとしてパート労働者の賃金を用いて検証する。

Ⅱで正規労働者とパート労働者の間の賃金格差について先行研究を整理する。そしてⅢで実証分析を行い、Ⅳでまとめを述べる。

Ⅱ 正規-パート間賃金格差についての先行研究

正規-パート労働者間の賃金格差については、大沢（1993）第6章と古郡（1997）第6章が詳しい。大沢は1989年の賃金センサス（賃金構造基本統計調査）から、正規労働者とパート労働者のそれぞれの賃金関数を推定し、正規労働者はパート労働者よりも勤続や年齢にともなう賃金上昇が大

きいこととともに、勤続や年齢による生産性の差で説明できる賃金格差は賃金格差全体の24.7%であることを示し、その原因として、労働者自身の生産性による違いよりもむしろ、賃金制度そのものの違いを強調している。大橋・中村(2004)第5章は、2000年の「賃金構造基本統計調査」を用いて勤続年数別の正規労働者とパート労働者の賃金を比較し、正社員は勤続5年以上で賃金が10~20%ほど上昇するが、パート労働者では5%程度であり、パート労働者は勤続年数とともに賃金が上がらないことを指摘する。この原因の一つとしてパート労働者の生産性上昇が賃金に反映されないということを挙げている⁴⁾。古郡(1997)も正規労働者とパート労働者の賃金の二重構造が存在し両者の労働市場が分断されていることを指摘する。

安部(2005)は「賃金構造基本統計調査」から、1990年と2001年の二時点間における女性正規労働者とパート労働者のそれぞれの平均賃金の変化について要因分解を行った。学歴と年齢構成の変化によって説明される平均賃金の上昇は女性正規労働者では70%程度あるのに対し、女性パート労働者では30%程度となっており、女性正規労働者の学歴・年齢構成の変化が賃金格差拡大の要因であることを指摘している。

他方、マクロ経済学的な視点から労働市場が分断化されているという二重労働市場仮説を前提として、吉川(1992)第3章や大住(1999)などが理論モデルを構築し、不況期に第一次労働者と第二次労働者間の賃金格差が拡大することを示している⁵⁾。吉川(1992)は、家計の収入の主たる部分を稼いでいる夫(第一次労働者)の所得の減少が、パートに代表される妻(第二次労働者)の労働供給を増やすという、いわゆる付加的労働力効果を定式化した労働供給関数を導出し、財の需要制約に直面している企業を想定して、不均衡マクロモデルを構築している。不況期には夫(第一次労働者)の所得の低下が生じて付加的労働力効果が働き、妻(第二次労働者)の労働供給が増大する。その結果女性パート労働市場(第二次労働市場)の超過供給を引き起こすため、パート労働者賃金がより減少し、賃金格差拡大が生じるのであ

る。大住(1999)は吉川モデルに労使交渉と、第一次労働者の準固定性を導入し⁶⁾、吉川の議論を裏づけている⁷⁾。

さらに技術進歩が賃金格差に与える影響を分析したものに小葉(2002)、Yamaguchi(2006)がある。小葉は吉川モデルに労働節約的な技術進歩を導入し、その技術進歩によって賃金格差が拡大することを明らかにしている。財の需要制約に直面している企業にとって労働節約的な技術進歩は、両労働市場の労働需要と賃金を減少させるとともに、付加的労働力効果が働き、第二次労働市場の賃金をより減少させる⁸⁾。

Yamaguchi(2006)はMcDonald and Solow(1985)モデルの労働供給者行動を単純化するとともにSolow(1956)の有名な成長モデルを導入して、長期的な視点から技術進歩と賃金格差について分析した。資本蓄積率が一定となる長期の定常状態において、ハロッド中立的技術進歩率の上昇が賃金格差を拡大することを明らかにしている。ハロッド中立的技術進歩率の上昇は両労働の労働効率を上昇させるため、効率を考慮した労働力人口が増大する⁹⁾。効率を考慮した労働力人口の増大は、第一次労働者と第二次労働者のそれぞれの効率を考慮した労働供給量を同じだけ増大させる。ところが第一次労働需要は第一次労働市場の不完全性により制約されているため、第一次労働者の職をあきらめる労働供給者がでてきてしまい、その人たちが第二次労働の供給者となり、結果として第二次労働供給量が第一次労働供給量よりも増大することになる。そのため第二次労働市場のほうが第一次労働市場に比べてより過剰供給となるため、賃金格差が拡大する¹⁰⁾。

以上のマクロ経済学的な理論研究に対して実証研究では、吉川(1992)が景気循環と第一次労働者と第二次労働者間の賃金格差の関係について、第一次労働者のデータとして男性賃金、第二次労働者のデータとして女性賃金を用いて分析している。吉川は1955年から83年までの「毎月勤労統計調査(旧労働省)」の常用労働者の男女賃金データと製造業部門の「鉱工業生産指数」を用いて、賃金格差が不況期に拡大することについて、実証分析を行った。吉川の推定結果は次のとおりであ

る。

$$WD = 0.53 \quad WD(-1) - 0.07 \quad DQ(+1) \\ (3.33) \quad (1.75)$$

$$R^2 = 0.43 \quad D.W. = 2.25 \quad () \text{内は } t \text{ 値}$$

$$WD = \log\left(\frac{W_{男}}{W_{女}}\right) - \log\left(\frac{W_{男}}{W_{女}}\right)_{-1}$$

$$DQ = \log(Q) - \log(Q)_{-1}$$

ここで、 $W_{男}$ は男性労働者の賃金、 $W_{女}$ は女性の賃金、 Q は鉱工業生産指数であり、 (-1) は一期前、 $(+1)$ は一期後を表している。 $DQ(+1)$ の係数が負であることから、不況期に賃金格差が拡大するという結果が示唆されている。

確かに男女賃金格差については不況期に賃金格差が拡大するということが言えるかもしれないが、正規-パート間賃金格差についてはどうであろうか。これについての厳密な検証はいまだ行われていない。

ところで、熟練労働者と未熟練労働者間の賃金格差について、不況期に拡大するのかそれとも縮小するのかについて活発な議論が行われ実証分析もいくつか行われている¹¹⁾。また偏向熟練技術進歩が、熟練・未熟練の賃金格差を拡大している原因であることを指摘する研究も活発に行われている¹²⁾。これらの研究はフルタイム労働者グループ内の職歴や年齢間の違いによる賃金格差を対象としており、われわれの問題意識である正規-パート労働者間の賃金格差に対応するものではないので、ここでは紹介しない。

以上正規-パート間賃金格差についての先行研究をみてきた。正規-パート間賃金格差は、労働者自身の生産性の違いの結果というよりは正規労働者とパート労働者それぞれの賃金決定制度の違いが反映されていることが明らかにされている。そしてそれを前提とした二重労働市場のマクロモデルの帰結は、不況と技術進歩が賃金格差を拡大するというものであった。以上の研究をふまえて、本稿は1970年代後半から2003年までの正規-パート間賃金格差変動がマクロ経済の技術進歩と景気循環によって説明されることを示すとともに、

「不況期に第一次労働者と第二次労働者の賃金格差が拡大する」という理論仮説を第一次労働者のデータとして正規労働者の賃金を、第二次労働者のデータとしてパート労働者の賃金を用いて検証する。

Ⅲ 実証分析

1 データ

それでは正規-パート間賃金格差の変動を技術進歩と景気変動によって説明するモデルを推計しよう。データの出所などは表1にまとめている。賃金データは1976年から2003年までの「賃金構造基本統計調査」より産業計、産業別のそれぞれのデータを用いる¹³⁾。正規/パート相対賃金は、正規労働者の所定内賃金データを時給換算したものをパート労働者の所定内時給で割ったものである。景気変動の代理指標として、鉱工業生産指数、失業率、有効求人倍率、産業別の第三次産業活動指数を用いる。また社会経済生産性本部(2004)が推計した全要素生産性上昇率と¹⁴⁾、実質GDPを(就業者数×製造業所定内労働時間指数)で割った労働時間あたりの労働生産性を技術進歩の指標として用いる¹⁵⁾。

2 分析

まず対象とする時系列データの定常性を検定する。非定常なデータを用いて分析を行った場合に t 値が意味をなさなくなり、「見せかけの回帰」が生じる可能性があるためである。単位根検定はADF検定とPhillips-Perron (PP) 検定を用いて行った。そのラグ数は定数項のないものから第10項までのラグの入った推計式を、AIC統計量基準で選択した¹⁶⁾。単位根検定の帰無仮説は「単位根が存在する」である。表2にその結果をまとめている。女性、男性、男性正規/女性パートそれぞれの相対賃金、サービス業を除く各産業の相対賃金、正規労働者とパート労働者の実質賃金、労働生産性、失業率、第三次産業指数のそれぞれの水準系列は帰無仮説が棄却されず単位根が存在するが、一階の階差をとれば、帰無仮説が棄却さ

表1 データ出所一覧

変数	記号		出所	備考
正規（一般）労働者賃金		1976-2003	厚生労働省「賃金構造基本統計調査」産業計・産業別・年齢別（暦年）	所定内給与を所定内労働時間で割って時給に直したも。男性賃金は1988年から存在。
パート労働者賃金		1976-2003	厚生労働省「賃金構造基本統計調査」産業計・産業別・年齢別（暦年）	時給で表された所定内給与。男性賃金は1988年から存在。
全要素生産性上昇率	<i>TFP</i>	1976-2002	社会経済生産性本部（2004）	OECDのデータを用いて推計している。
労働生産性	<i>tech</i>	1975-2003	国民経済計算 93SNA, 68SNA（暦年）をベースに筆者が作成	<i>tech</i> =実質GDP/(就業者数×製造業所定内労働時間指数)
就業者数		1975-2003	総務省統計局「労働力調査」（月次）	月次データを暦年平均に換算。
製造業所定内労働時間指数		1975-2003	厚生労働省「毎月勤労統計調査」（暦年）	2000年=1
鉱工業生産指数	<i>Q</i>	1975-2003	経済産業省（暦年）	2000年=100（付加価値額ウエイト）
完全失業率	<i>u</i>	1975-2003	総務省統計局「労働力調査」（月次）	月次データを暦年平均に換算。
有効求人倍率	<i>ED</i>	1975-2003	厚生労働省「職業安定業務統計」（月次）	月次データを暦年平均に換算。
第三次産業活動指数（卸売小売飲食店）	<i>QRE</i>	1975-2003	経済産業省（月次）	1995年=100, 月次データを暦年平均に換算。
第三次産業活動指数（サービス業）	<i>QSU</i>	1977-2003	経済産業省（月次）	1995年=100, 月次データを暦年平均に換算。
消費者物価指数		1976-2003	総務省統計局（暦年）	2000年=100

表2 単位根検定の結果

			ADF 検定	Phillips-Perron (PP) 検定	
		ラグ	モデル	τ 値	z 値
女性相対賃金	水準	8	drift trend	-3.087	-10.443
		0	drift	-0.504	-1.193
		1	none	2.555	0.190
	1階差	0	drift trend	-5.015***	-37.030***
		0	drift	-4.966***	-37.642***
		0	none	-3.928***	-25.471***
1976-2003	水準	1	drift trend	-3.422	-9.709
		5	drift	-1.069	-0.639
		2	none	2.809	0.137
	1階差	4	drift trend	-1.381	-13.928
		1	drift	-4.704***	-16.457**
		4	none	-0.360	-15.593***
男性相対賃金	水準	10	drift trend	-1.963	-3.252
		10	drift	-2.319	-4.737
		10	none	-0.079	0.058
	1階差	10	drift trend	-0.195	-36.580***
		10	drift	-1.786	-41.065***
		4	none	-2.170**	-41.459***
1976-2003	水準	9	drift trend	-3.475**	-7.886
		0	drift	-2.196	-13.830*
		0	none	-1.889*	-8.793**
	1階差	1	drift trend	-4.126***	-24.595**
		1	drift	-4.064***	-25.171***
		1	none	-4.199***	-25.730***
全要素生産性上昇率	水準	1976-2002	drift trend	-3.475**	-7.886
		0	drift	-2.196	-13.830*
		0	none	-1.889*	-8.793**
	1階差	1	drift trend	-4.126***	-24.595**
		1	drift	-4.064***	-25.171***
		1	none	-4.199***	-25.730***

研究ノート 正規-パート間賃金格差拡大のマクロ的要因

労働生産性	水準	3	drift trend	-1.523	-1.743	
		3	drift	-1.343	-0.776	
		3	none	0.623	0.435	
	1975-2003	1階差	1	drift trend	-3.575**	-11.944
			2	drift	-1.436	-10.234
			2	none	-1.116	-4.173
鉱工業生産指数	水準	1	drift trend	-2.965	-3.059	
		1	drift	-3.406**	-2.789	
		3	none	0.340	0.382	
	1975-2003	1階差	10	drift trend	-1.294	-13.512
			0	drift	-3.295**	-20.532***
			0	none	-3.279***	-18.088***
失業率	水準	3	drift trend	-3.031	-4.475	
		3	drift	-2.017	-0.591	
		1	none	-0.302	0.739	
	1975-2003	1階差	0	drift trend	-1.364	-12.977
			0	drift	-1.676	-13.480*
			0	none	-1.789*	-12.121**
有効求人倍率	水準	5	drift trend	-3.783**	-5.775	
		10	drift	-2.889**	-3.651	
		6	none	0.002	-0.299	
	1975-2003	1階差	5	drift trend	-2.013	-8.035
			5	drift	-1.983	-8.491
			5	none	-1.988**	-8.709**
製造業相対賃金	水準	1	drift trend	-0.693	-11.125	
		4	drift	2.682	1.603	
		1	none	3.861	0.208	
	1976-2003	1階差	1	drift trend	-7.318***	-37.682***
			0	drift	-6.534***	-35.613***
			7	none	0.698	-45.868***
卸売小売相対賃金	水準	0	drift trend	-1.883	-11.310	
		4	drift	-0.362	-0.640	
		6	none	2.990	0.254	
	1976-2003	1階差	6	drift trend	-1.672	-25.103**
			0	drift	-3.795***	-30.879***
			6	none	-0.231	-26.102***
サービス業相対賃金	水準	0	drift trend	-4.642***	-21.763***	
		4	drift	2.103	-1.882	
		3	none	3.129	0.246	
	1977-2003	1階差	3	drift trend	-3.336*	-37.269***
			2	drift	-4.107***	-38.010***
			0	none	-4.843***	-31.759***
第三次産業活動指数卸売小売飲食店	水準	3	drift trend	-1.350	-0.573	
		3	drift	-1.664	-2.298	
		3	none	0.293	0.400	
	1976-2003	1階差	5	drift trend	-1.895	-8.757
			0	drift	-1.632	-6.583
			0	none	-1.690*	-5.155
第三次産業活動指数サービス業	水準	10	drift trend	-1.501	-1.585	
		2	drift	-1.280	-0.657	
		3	none	1.064	0.634	
	1977-2003	1階差	9	drift trend	-3.166*	-11.061
			0	drift	-2.294	-13.614*
			0	none	-1.598	-4.969

表2 単位根検定の結果(続き)

正規所定内実質賃金 1976-2003	水準	9	drift trend	-1.254	-0.309
		1	drift	-2.221	-0.721
		1	none	0.686	0.760
	1階差	0	drift trend	-2.856	-14.611
		0	drift	-1.640	-13.124*
		0	none	-1.279	-4.318
パート所定内実質賃金 1976-2003	水準	1	drift trend	-1.443	0.203
		1	drift	-2.221	-1.065
		1	none	0.470	0.617
	1階差	2	drift trend	-3.157*	-11.879
		0	drift	-1.318	-8.868
		0	none	-1.090	-4.634

注:1) *は10%, **は5%, ***は1%で有意

2) ラグの長さは、ラグなしから第10項までのラグをいれた推計式(男性賃金は第5項まで)を、AIC統計量基準で選択した。

れデータの定常性が確認できる。全要素生産性上昇率(TFP)、鉱工業生産指数、有効求人倍率はそれぞれ水準系列、一階の階差系列ともに帰無仮説が棄却されている。

以上の単位根検定で確認された定常なデータを用いて、相対賃金(正規/パート)を従属変数、技術進歩指標と景気変動指標を説明変数として最小二乗法を用いて推計する。基本的にそれぞれの変数の変化を表している一階の階差系列を用いて分析を行うが、全要素生産性上昇率は技術進歩の変化率を表していることも考慮して、水準データを用いる。予想される説明変数の係数符号は、先行研究の理論仮説に従えば技術進歩指標に対しては正、景気変動指標に対しては負である。

推計結果は表3にまとめている。(1)(2)(3)(4)は、所定内時給を用いた女性の相対賃金の一階の階差を従属変数として、(5)は男性相対賃金の一階の階差を従属変数として、(6)は男性正規労働者の所定内時給を女性パート労働者の所定内時給で割った相対賃金の一階の階差を従属変数として、それぞれ最左列の説明変数で回帰したものである。

TFPは全要素生産性上昇率、techは労働生産性、Qは鉱工業生産指数、uは失業率、EDは有効求人倍率、Δは階差を表している。説明変数は一期前の変数を用いた。その年の賃金相場を決める賃金交渉(春闘)が年の初めごろ(2~3月ごろ)に行われていることを考慮すれば、一期前のマクロ経済の景気感が今期の賃金に大きな影響を及ぼしていると想定することは妥当であろう¹⁷⁾。

時系列データを用いた最小二乗法の推計で問題となるのは誤差項の系列相関の発生であるが、Breusch-GodfreyテストとLjung-Boxのテストにより4次までの系列相関について、「系列相関はない」という帰無仮説の検定を行ったところ(2)(3)(4)(6)は帰無仮説が棄却され系列相関が発生していると判断した。そのため(2)(3)(4)(6)は系列相関を除去するためBeach and Mackinnonの一般化最小二乗法で推計している¹⁸⁾。なお誤差項の計算値のAR1係数が有意になっていることから系列相関が発生していることがわかる。

労働生産性と全要素生産性上昇率は景気変動に影響を受けやすいという側面があり、多重共線性の発生に注意が必要である。多重共線性の一つの尺度として

$$\text{分散増幅因子 } VIF = \frac{1}{1 - (\text{相関係数})^2}$$

があり、蓑谷(2003:p.102)によればこれが10を超えていれば多重共線性の警戒信号となるが、全要素生産性の水準系列との相関係数は、鉱工業生産指数の階差系列で0.80(1976~2003年)、有効求人倍率の階差系列で0.84(1976~2003年)、失業率の階差系列で0.70(1976~2003年)、また労働生産性と失業率のそれぞれの階差系列の相関係数は-0.73(1976~2003年)となっており、ここではすべてVIFが10を超えていないので多重共線関係が推計結果を歪めるほど大きなものではないと判断できる。

構造変化が起きているかを統計的にチェック

表3 賃金格差推計結果

	相対賃金(女性) (1)	相対賃金(女性) (2a)	相対賃金(女性) (2b)	相対賃金(女性) (2c)	相対賃金(女性) (3a)	相対賃金(女性) (3b)
$TFP(-1)$	0.0124 (0.003)	0.0088*** (0.001)	0.0089*** (0.001)	0.0121*** (0.001)	0.0054*** (0.001)	0.0075*** (0.001)
$\Delta tech(-1)$						
$\Delta Q(-1)$	-0.0041*** (0.001)					
$\Delta u(-1)$					0.0337*** (0.007)	0.0161 (0.011)
$\Delta ED(-1)$		-0.0849*** (0.018)	-0.0960*** (0.014)	-0.0839*** (0.028)		
ρ (誤差項のAR1係数)		-0.5135*** (0.171)	-0.8619*** (0.128)	-0.4606* (0.272)	-0.5582*** (0.171)	-0.8519*** (0.133)
推定方法	最小二乗法	一般化最小二乗法	一般化最小二乗法	一般化最小二乗法	一般化最小二乗法	一般化最小二乗法
推定期間	1977-2003	1977-2003	1977-1990	1991-2003	1977-2003	1977-1987
サンプルサイズ	27	27	14	13	27	11
R ²	0.41	0.50	0.77	0.39	0.53	0.87

	相対賃金(女性) (3c)	相対賃金(女性) (4)	相対賃金(男性) (5)	男正規/女パート (6a)	男正規/女パート (6b)	男正規/女パート (6c)
$TFP(-1)$	0.0032* (0.002)		0.0261* (0.013)	0.0085*** (0.002)	0.0110*** (0.002)	0.0028 (0.006)
$\Delta tech(-1)$		0.0048*** (0.001)				
$\Delta Q(-1)$			-0.0107** (0.005)			
$\Delta u(-1)$	0.0316*** (0.009)	0.0302*** (0.009)				
$\Delta ED(-1)$				-0.0542* (0.033)	-0.0858** (0.034)	-0.0073 (0.046)
ρ (誤差項のAR1係数)	-0.4402* (0.243)	-0.4245** (0.183)		-0.4746*** (0.169)	-0.7991*** (0.162)	-0.4592* (0.243)
推定方法	一般化最小二乗法	一般化最小二乗法	最小二乗法	一般化最小二乗法	一般化最小二乗法	一般化最小二乗法
推定期間	1988-2003	1977-2003	1989-2003	1977-2003	1977-1990	1991-2003
サンプルサイズ	16	27	15	27	14	13
R ²	0.37	0.37	0.30	0.34	0.70	0.20

注：*は10%，**は5%，***は1%で有意。()内は標準誤差。

するChowテストを(1)(2a)(3a)(4)(5)(6a)で行ったところ「構造変化が起こっていない」という帰無仮説は、(2a)(3a)のそれぞれは10%水準で、(6a)は5%水準で棄却されなかった¹⁹⁾。(2a)(6a)は1990年と91年の間で、(3a)は1987年と88年の間で構造変化が認められた。そのため二つの期間に分けた推計結果も並べている。

(1)では全要素生産性上昇率の係数は正、鉱工業生産指数の一階階差の係数は負となっている²⁰⁾。理論モデルの予測するとおり技術進歩と不況によって賃金格差拡大を説明できることがわかる。

鉱工業生産指数 $\Delta Q(-1)$ の代わりに景気指標として(2)では有効求人倍率 $\Delta ED(-1)$ 、(3)では失業率 $\Delta u(-1)$ を用いて推計をした。構造変化

が認められたので(2b)では推定期間を1977年から90年、(2c)では1991年から2003年として推計を行っている。(3b)と(3c)も同様に推定期間が(3a)と異なっている。景気指標の係数符号は(3)では正、(2)では負となっている。不況になれば有効求人倍率は下落し失業率は上昇するので理論モデルの予測どおりの結果となっている。全要素生産性上昇率の係数はそれぞれ正となっており、これも理論モデルの予測どおりである。

技術進歩の指標として全要素生産性上昇率 TFP の代わりに、労働生産性 $\Delta tech(-1)$ を用いた場合の推計を(4)で行ったところ、その係数は正となっている。全要素生産性上昇率は Hicks 中立的技術進歩、労働生産性は Harrod 中立的

表4 産業別推計結果

	製造業	卸売小売飲食店	サービス業
定数項	0.0067** (0.003)	0.0116*** (0.003)	0.0192*** (0.004)
TFP(-1)	0.0070*** (0.002)	0.0039 (0.003)	0.0052** (0.002)
$\Delta Q(-1)$	-0.0042*** (0.001)		
$\Delta QRE(-1)$ (卸売小売飲食店)		-0.0025* (0.001)	
$\Delta QSU(-1)$ (サービス業)			-0.0061*** (0.002)
ρ (誤差項の AR1 係数)		-0.3620* (0.188)	-0.7265*** (0.138)
推定方法	最小二乗法	一般化最小二乗法	一般化最小二乗法
推定期間	1977-2003	1977-2003	1978-2003
サンプルサイズ	27	27	26
R ²	0.51	0.18	0.49

注：*は10%，**は5%，***は1%で有意。()内は標準誤差。

技術進歩と解釈できるが、いずれにしても技術進歩が賃金格差拡大の要因であることが読み取れる²¹⁾。

またデータ数は少ないけれども、男性賃金データを用いて、同様の推計を行うことによって結論に相違がないことが(5)で確認できる。

さらに吉川の理論モデルが想定しているような二重労働市場の典型である、男性正規労働者賃金と女性パート労働者の相対賃金についても(6)で推計している。構造変化を考慮していない1977年から2003年までの推計結果と、1977年から90年までの推計結果は有意となっており、理論モデルの予測どおりの結果となっているが、91年以降の推計結果は有意とならず、表には記載していないがそのp値は極めて高い。

これは男性正規労働者と女性パート労働者の賃金格差は80年代は拡大傾向にあったが、90年代以降はその傾向はなくなっていることが影響しているのかもしれない。つまり90年代以降は女性の社会進出や男女雇用機会均等の流れが加速しているが、(6c)にはその点が考慮されていないのである。(1)~(5)はその点をコントロールして推計したものと解釈できる。

次に産業別に技術進歩と景気変動が相対賃金に与える影響を見てみよう²²⁾。表4に製造業、卸売小売飲食店、サービス業の女子相対賃金の推計結

果をまとめている。技術進歩の指標として各産業とも全要素生産性上昇率を代理変数とし、景気指標としては、製造業は鉱工業生産指数、卸売小売飲食店とサービス業はそれぞれ第三次産業活動指数の卸売小売飲食店とサービス業を代理変数とした。それぞれの推計式でChowテストを行ったが「構造変化が起こっていない」という帰無仮説は有意水準10%で棄却されなかった。製造業とサービス業では景気指標、技術進歩指標の係数とともに有意となっており、その符号条件も理論モデルの予測どおりである。卸売小売飲食店では景気指標の係数については有意となっているが、技術進歩の指標に対しては有意となっていない。ただしその符号条件は満たされており、表には記載していないがp値も0.18と低い。

3 不況期賃金格差拡大のメカニズム

以上、相対賃金を技術進歩指標と景気指標によって説明するモデルをみてきた。基本的に理論モデルの予測するとおりの結果となっていることが確認できた。しかしながら理論モデルが予測しているような賃金格差拡大のメカニズムが働いているかどうかについての検証は、構造方程式を考慮していなかったので行うことができなかった。ここでは女性の正規労働者とパート労働者のそれぞれの実質賃金を技術進歩指標と景気指標によって説

表5 正規-パートそれぞれの実質賃金率推計結果

	女性正規 (7)	女性パート (8a)	女性パート (8b)	女性パート (8c)	女性正規 (9)	女性パート (10a)	女性パート (10b)	女性パート (10c)
$\Delta tech(-1)$	0.1367*** (0.024)	0.0658*** 0.016	0.0378 (0.021)	0.1077*** (0.022)	0.1165*** (0.021)	0.0579*** (0.015)	0.0301 (0.018)	0.0985*** (0.021)
$\Delta u(-1)$					0.3511*** (0.126)	0.1001 (0.088)	0.2226 (0.178)	0.0759 (0.090)
$\Delta ED(-1)$	-0.6783** (0.273)	-0.249 (0.184)	-0.2875 (0.340)	-0.2607 (0.190)				
推定方法	最小二乗法	最小二乗法	最小二乗法	最小二乗法	最小二乗法	最小二乗法	最小二乗法	最小二乗法
推定期間	1977-2003	1977-2003	1977-1989	1990-2003	1977-2003	1977-2003	1977-1989	1990-2003
サンプルサイズ	27	27	13	14	27	27	13	14
R ²	0.57	0.40	0.22	0.68	0.59	0.39	0.27	0.65

注：*は10%，**は5%，***は1%で有意。()内は標準誤差。

明するモデルを推計し、理論モデルが予測している第二次労働者の過剰供給によって不況期に賃金格差拡大が起こっているのかを検証する。

正規労働者もしくはパート労働者の実質賃金の一階の階差を従属変数とし、労働生産性の一階の階差と、有効求人倍率もしくは失業率の一階の階差を説明変数としたモデルの推計結果を表5にまとめている。推計は最小二乗法で行っている。系列相関は発生しなかった。推計に用いた実質賃金は2000年基準の消費者物価指数(2000年=100)を用いて実質化したものである。

それぞれの推計式でChowテストを行ったところ「構造変化が起こっていない」という帰無仮説は(7)(9)の正規労働者賃金モデルでは棄却されなかったが、パート労働者賃金モデルでは1989年と90年の間で(8a)は10%水準で、(10a)は5%水準でそれぞれ棄却され構造変化が認められた。そのためそれぞれ推定期間を分けて推計した。

(8b)(10b)にある1977年から89年の推計では説明変数の係数は有意とならなかった。しかし、労働生産性の一階の階差の係数に関してのp値は(8b)で0.11、(10b)で0.12となっており、技術進歩がパート賃金に影響を与えているとも読み取ることができる。(8a)(8c)(10a)(10c)では労働生産性の一階の階差の係数は有意となっていることから、おおむね技術進歩がパート賃金に正の影響を与えていると解釈できる。

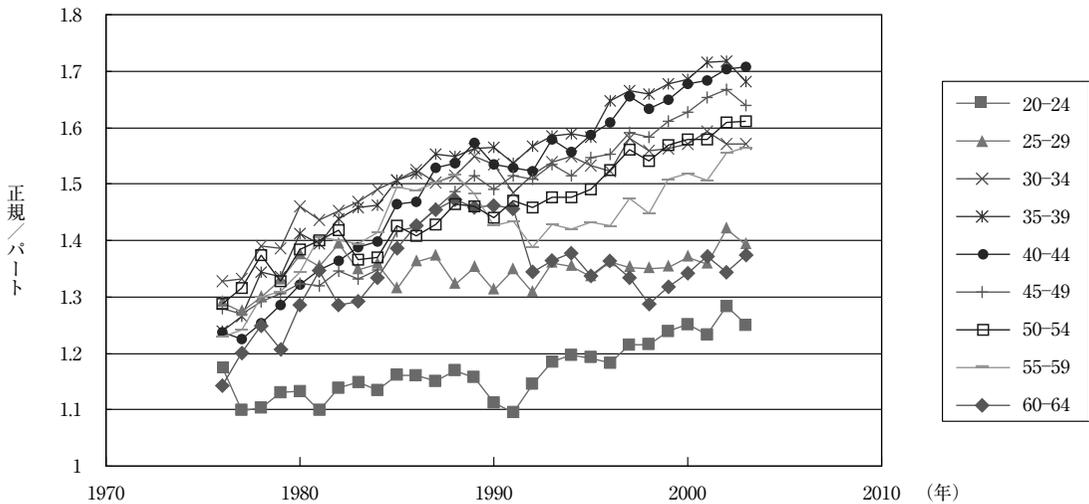
労働生産性の変化に対して正規労働者の賃金は正の影響を受けているだけでなく、パート労働者の実質賃金変化より高い反応を示している。これ

は、正規労働者とパート労働者で技術進歩(生産性上昇)による賃金上昇の恩恵に差があり、大沢(1993)や古郡(1997)などが指摘するように、正規労働者とパート労働者で賃金決定制度の違いが反映されているためと考えられる。

正規労働者の賃金は景気逆循環的な動きをしているが、パート労働者の賃金は景気指標の説明変数が有意とならず景気に無関係と読み取れる。不況期には正規労働者の実質賃金が高まる一方、パート労働者の実質賃金はほとんど影響を受けないため、賃金格差が拡大することが推測できる。この結果は二重労働市場モデルの予測とは全く異なった賃金格差拡大メカニズムとなっている。

二重労働市場の研究では、労使交渉もしくは効率賃金によって第一次労働者の賃金が決まり、ワルラス的に第二次労働者の賃金が決定されると想定され、不況期に賃金格差が拡大することなどが明らかにされてきた。例えば吉川(1992)によれば、不況期に両労働市場の労働需要が減少するとともに、夫(第一次労働者)の所得が低下することにより、妻(第二次労働者)が家計補助的なパート労働供給を増大させ、この付加的労働力効果によって、第二次労働市場の過剰供給が生じる。またMcDonald and Solow(1985)モデルに従えば、新規学卒者の就職難は正規労働者になることをあきらめさせ、非正規労働者としてやむをえず働きながら正規労働者の職探しをするというように、不況期には第一次労働者として働ける可能性が減少し、第二次労働者で働きながら第一次労働者の職探し(職待ち)をする人が増えるため、第二次

図2 女性年齢別相対賃金（所定内時給）



労働市場がより過剰供給となる。すなわち両モデルでは、不況期の第二次労働者の過剰供給によって第一次労働者の賃金に比べて第二次労働者の賃金がより下落するというメカニズムが働き、不況期に賃金格差が拡大するのである。

ここでの推計結果はこれに反してパート労働者の実質賃金が景気にほとんど反応しないというものである。これは第二次労働者の過剰供給説に疑問を投げかけるものである。パート労働者の賃金が最低賃金にバインドはしないまでも最低賃金の影響をある程度受けているのかもしれない。

4 年齢階級別の賃金格差について

ところでIIで述べたように安部（2005）は「賃金構造基本統計調査」から、1990年と2001年の二時点間における女性の正規労働者とパート労働者のそれぞれの平均賃金の変化について要因分解を行い、女性正規労働者の雇用人員構成（学歴・年齢構成）の変化が正規-パート間賃金格差拡大の要因であることを指摘している。

図2は「賃金構造基本統計調査」の所定内時給データを用いて、女性の年齢階級別の相対賃金（正規/パート）をグラフ化したものである。それぞれの年齢階級によって変動はいろいろであるが全体として格差が拡大傾向にあることが読み取れる。これらが意味するところは、雇用者の人員構

成（年齢構成）の変化をコントロールしても賃金格差拡大傾向がみられるということである。それではこの人員構成の変化をコントロールした賃金変動は技術進歩と景気変動によって説明できるのであろうか。

表6は年齢階級別の女性所定内時給相対賃金の一階の階差を従属変数として²³⁾、全要素生産性上昇率と鉱工業生産指数の一階の階差で回帰するモデルを推定した結果である²⁴⁾。最小二乗法で推計し系列相関が発生した場合は、代わりにBeach and Mackinnonの一般化最小二乗法で、系列相関を除去する形で推計した。

推計結果をみると60~64歳階級は有意となっていない。60~64歳階級は定年退職後に嘱託従業員として働いている人が正規労働者の賃金に含まれていることが影響しているのかもしれない。20~24歳、25~29歳、40~44歳、50~54歳、55~59歳のそれぞれの階級で、景気指標の係数が負で有意となっているが、30~34歳、35~39歳、45~49歳のそれぞれでは景気指標の係数は負であるけれども有意とならなかった。また60~64歳階級以外のすべての年齢階級で技術進歩の係数は正で有意となっている。これより年齢構成の変化をコントロールした正規-パート間賃金格差変動も、おおむね技術進歩と景気循環で説明されることがわかる²⁵⁾。したがって正規-パー

表6 年齢階級別推計結果

	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44
$TFP(-1)$	0.0106** (0.005)	0.0114*** (0.003)	0.0094* (0.005)	0.0105* (0.006)	0.0154*** (0.005)
$\Delta Q(-1)$	-0.0067*** (0.002)	-0.0052*** (0.002)	-0.0016 (0.002)	-0.0012 (0.002)	-0.0043* (0.002)
ρ (誤差項のAR1係数)		-0.66071*** (0.141)			
推定方法	最小二乗法	一般化最小二乗法	最小二乗法	最小二乗法	最小二乗法
推定期間	1977-2003	1977-2003	1977-2003	1977-2003	1977-2003
サンプルサイズ	27	27	27	27	27
R ²	0.30	0.43	0.18	0.22	0.30
	45-49	50-54	55-59	60-64	
$TFP(-1)$	0.0114*** (0.004)	0.0147*** (0.005)	0.0180*** (0.006)	0.0100 (0.008)	
$\Delta Q(-1)$	-0.0023 (0.002)	-0.0044* (0.002)	-0.0076*** (0.003)	-0.0018 (0.004)	
ρ (誤差項のAR1係数)					
推定方法	最小二乗法	最小二乗法	最小二乗法	最小二乗法	
推定期間	1977-2003	1977-2003	1977-2003	1977-2003	
サンプルサイズ	27	27	27	27	
R ²	0.31	0.27	0.29	0.09	

注：*は10%，**は5%，***は1%で有意。()内は標準誤差。

パート間賃金格差拡大は、安部が指摘するような年齢構成の変化に加えて、技術進歩と不況というマクロ経済的な要因によっても説明することができるという。

IV まとめ

以上、技術進歩と景気変動が正規-パート労働者間の賃金格差に与える影響について「賃金構造基本統計調査」と日本のマクロ統計データを用いて実証分析を行った。結果をまとめよう。

第一に、1970年代後半から2003年までの正規-パート間賃金格差変動が技術進歩と景気循環によって説明されることが示された。これより賃金格差拡大の要因が技術進歩と不況であることがわかる。

第二に、正規労働者の実質賃金率は景気逆循環的となっているが、パート労働者の実質賃金率は景気に反応しないことが示された。これより不況期には正規労働者の実質賃金率だけが高まり、パート労働者の実質賃金率はほとんど影響がないため、正規-パート間賃金格差が拡大するというメカニズムが予測できる。しかしながらこれは吉川や

McDonald and Solowなどの二重労働市場モデルの予測とは異なった、賃金格差拡大メカニズムとなっており、賃金格差拡大の要因が不況期の第二次労働市場の過剰供給によるものという説について疑問を投げかける結果となっている。これに関連して、2001年の「パートタイム労働者総合実態調査」にあるパート等労働者を雇用している事業所の採用時の賃金決定項目(複数回答)をみると、「同じ地域・職種のパートの賃金相場」とする事業所が67.4%となっており、多くの事業所が市場賃金を意識しながらパート賃金を決定していることを示唆している。多くの事業所が市場賃金を意識しているとすれば、景気変動とパート労働者の賃金が大きく関係するように思われるが、推計結果によればそうはなっていない。なぜパート労働者の賃金が景気に反応していないのか、パート労働者と最低賃金の関係なども考慮に入れながら、この点をさらに深く分析する必要がある。

第三に、安部(2005)が指摘するように、正規-パート間賃金格差拡大の要因として雇用者の年齢構成の変化(高齢化)が挙げられるが、それをコントロールしても賃金格差の拡大が技術進歩と不

況によっておおむね説明されることがわかった。就業構造の高齢化による格差拡大という側面だけでは説明しきれない部分が、正規-パート間賃金格差に存在するのである。

第四に、マクロ経済の技術進歩がパート労働者に比べて正規労働者の実質賃金率をより上昇させるために、正規-パート間賃金格差が拡大することが示された。正規労働者とパート労働者で賃金決定制度の違いが反映されていると考えられる。この実証結果は、労働市場の二重構造の存在を暗示している。しかもこのもとでマクロ経済の技術進歩が賃金格差拡大の要因となっており、今後の技術進歩がさらなる賃金格差拡大をもたらす可能性は否定はできない。だとすれば、正規労働者とパート労働者の賃金格差拡大を解消することや均等待遇を考える上で、正規労働者とパート労働者の賃金決定制度の違いが存在するという労働市場の二重構造についてより深く研究し、二重構造の解消が経済に悪影響を及ぼさないと判断できるならば、労働市場の二重構造を解消していく方向が検討されても良いのではないだろうか。今後の課題としたい。

* 本稿は 2005 年度日本経済学会春季大会での報告、2005 年度経済理論学会関西支部研究会での報告を加筆修正したものです。学会報告コメントターの樋口英雄先生（慶應義塾大学）から有益なコメントをいただきました、感謝申し上げます。また日ごろよりあたたかいご指導とアドバイスを賜っている指導教官の菊本義治先生（兵庫県立大学）に感謝申し上げます。中谷武先生（神戸大学）、大住康之先生（中京大学）、角田修一先生（立命館大学）、三上和彦先生（兵庫県立大学）、野上祐介氏から貴重なコメントをいただきました、感謝申し上げます。またレフェリーのお二人の先生からも貴重なコメントをいただきました。感謝申し上げます。いうまでもなく本稿の誤謬はすべて筆者の責任であります。

- 1) 内閣府（2004：p87）は、この傾向が続くことにより労働者グループ間の二極化がより鮮明化され、若年犯罪増加などの社会不安を生じさせる可能性があること、また未婚化、晩婚化、少子化などを深刻化させることなどを懸念している。
- 2) 正規労働者の所定内時給額は、月額所定内給与を月間所定内労働時間で割って時給換算したものである。それをパート労働者所定内時給で割ったものが図 1 に描かれている。パート労働者の定義は調査によって異なっているが、「賃金構造基本統計調査」では、「同一事業所の一般労働者より 1 日の所定労働時間が短い又は 1 日の所定労働時間が同じでも 1 週の所定労働日数が少ない労働者をいう」と定義されている。
- 3) Doeringer and Piore (1971) は、労働市場を異質な二つの分断化された市場と捉えた。第一次労働市場 (primary labor market) では、高い賃金が支払われ高い雇用保障が

確保され、もう一つの第二次労働市場 (secondary labor market) では、低い賃金しか支払われず、低い雇用保障を受け入れざるをえない構造が存在することを指摘した。

- 4) 2005 年の「パートタイム労働者実態調査」((財)21 世紀職業財団 (2005)) の事業所アンケート調査結果は、正規労働者と職務や責任の重さなどがほぼ同じである仕事をパート労働者が遂行しても、正社員とパートの間には、賃金の決定方法や人材活用の仕組みが異なり、正社員よりもパート労働者に対してより低い賃金が支払われていることを示唆している。
- 5) その他にも、McDonald and Solow (1985) のモデルを初めとして、小葉 (2002)、中谷 (2003)、山口 (2004)、菊本・山口 (2005) などの研究がある。
- 6) 資本と二つの労働の間の補完の弾力性をを用いることによって第一次労働者の準固定性をモデル化できる。
- 7) 大住は吉川 (1992) に労使交渉を導入して、労使交渉制度の違いについての考察を行っている。労使交渉制度の違いによって、吉川の結論と異なる場合もあることが示されている。
- 8) 山口 (2006) も技術進歩が二重労働経済に与える影響を分析している。そこでは McDonald and Solow (1985) モデルの労働供給行動を厳密かつ簡潔に表す方程式を導き、不均衡マクロモデルのケインズの経済局面、古典派的経済局面のそれぞれでハロッド中立的技術進歩が経済に与える影響を分析している。
- 9) 効率を考慮した労働力人口とは、労働効率に労働力人口を乗じたものである。
- 10) Yamaguchi モデルでは賃金は労働効率でデフレートされている効率あたりの賃金となっている。
- 11) 樋口 (1991) 第 4 章、中村・大橋 (1999) が詳しい。
- 12) 代表的な研究として Acemoglu (1998, 2002) などがある。
- 13) サービス業の相対賃金データは 1977 年からしか存在しない。
- 14) 社会経済生産性本部は OECD のデータを用いて 1973 年から 2002 年までのわが国の全要素生産性上昇率を推計している。
- 15) 93SNA が 80 年以降からしか存在しないためデータ接続を行った。ここでの実質 GDP は、75 年から 79 年までの 68SNA の名目 GDP と 80 年以降の 93SNA の名目 GDP をつなげた系列を消費者物価指数でデフレートしたものをを用いた。
- 16) 男性の賃金データに関しては、定数項のないものから第 5 項までのラグの入った推計式から AIC 統計量基準で選択した。
- 17) 階差をとり、説明変数の期をずらしているため、データ期間と推計期間が異なっていることに注意されたい。
- 18) 糞谷 (2003) が詳しい説明をしている。この方法は、推計式の残差を用いて、系列相関の一階の回帰係数 ρ を推定し、その ρ を用いてデータをプレイスウインステン (PW) 変換し、それを最小二乗法で推定するというものである。その際もっとも最適な ρ が最尤法を用いて数値計算されている。
- 19) この文脈で「構造変化が起こっている」という表現は、統計的な意味だけを含んでいる。
- 20) (1) 式の説明変数に定数項を加えた場合 従属変数 = $0.0053 + 0.0095TFP(-1) - 0.0036\Delta Q(-1)$ と推計され、(1) 式と符号条件が同じとなる。定数項の t 値は 1.33 であり有意でないが、 $TFP(-1)$ と $\Delta Q(-1)$ の係数の t 値はそれぞれ 2.65、-2.73 で、5% で有意となっている。系列相関と不均一分散はともに発生していない。
- 21) 社会経済生産性本部 (2004) は、全要素生産性の変化と労働生産性の変化に密接な関係があることを示している。

- 22) 樋口美雄先生から産業別の視点をご教授いただいた。
 23) 表2には記載していないが、単位根検定により年齢階級別の女性所定内時給相対賃金は一階の階差系列ですべて定常となっている。
 24) 年齢効果や高齢化を考慮するという点について、角田修一先生、中谷武先生、野上祐介氏からご教授いただいた。
 25) 「賃金構造基本統計調査」では学歴別のパート労働者賃金が存在しないため、学歴構成の変化をコントロールした分析はできなかった。

参考文献

- Acemoglu, Daron (1998) "Why Do New Technologies Complement Skills? Directed Technical Change and Wage Inequality," *Quarterly Journal of Economics* 113(4), pp. 1055-1089.
- Acemoglu, Daron (2002) "Technical Change, Inequality, and The Labor Market," *Journal of Economic Literature* 40, pp. 7-72.
- Doeringer, P.B. and M.J. Piore (1971) *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, Lexington.
- McDonald, I.M. and R.M. Solow (1985) "Wages and Employment in a Segmented Labor Market," *Quarterly Journal of Economics* 100, pp. 1115-1141.
- Saint-Paul, Gilles (1996) *Dual Labor Markets: A Macroeconomic Perspective*, MIT Press.
- Solow, R.M. (1956) "A Contribution to the Theory of Economic Growth" *Quarterly Journal of Economics* 70, pp. 65-94.
- Yamaguchi, Masao (2006) "An Analysis of the Wage Differential between Regular and Non-Regular Workers in Japan" *Working Paper Series* No.209, Institute for Economics and Business Administration Research, University of Hyogo.
- 安部由起子 (2005) 「女性労働者の年収変化と学歴について」『経済社会の構造変化と労働市場に関する調査研究報告書』独立行政法人雇用・能力開発機構・財団法人統計研究会, 第6章所収, pp. 114-154.
- 大沢真知子 (1993) 『経済変化と女子労働』日本経済評論社。
- 大住康之 (1999) 『労働市場のマクロ分析』勁草書房。
- 大竹文雄 (2001) 『雇用問題を考える』大阪大学出版会。
- 大橋勇雄・中村二郎 (2004) 『労働市場の経済学』有斐閣。
- 菊本義治 (2003) 「労働・雇用の重層性と失業, 雇用」『商大論集』(兵庫県立大学) 第54巻第5号, pp. 1-20.
- 菊本義治・山口雅生 (2005) 「労働市場の二重構造——経済停滞下の雇用比率と賃金格差」『商大論集』第56巻第3号, pp. 1-26.
- 小葉武史 (2002) 「賃金格差と二重労働市場」神戸大学修士論文。
- 櫻井宏二郎 (2000) 「偏向的技術進歩と雇用——日本の製造業のケース」吉川洋・大瀧雅之編『循環と成長のマクロ経済学』東洋経済新報社, 第7章所収, pp. 165-189.
- 篠崎武久 (2001) 「1980~90年代の賃金格差の推移とその要因」『日本労働研究雑誌』494号, pp. 2-15.
- 社会経済生産性本部 (2004) 「全要素生産性の国際比較——OECD13カ国の全要素生産性」生産性研究レポート No.006. 内閣府 (2004) 『国民生活白書——デフレと生活 若年フリーターの現在』。
- 中谷武 (2003) 「効率賃金仮説と二重労働市場」『国民経済雑誌』(神戸大学) 第187巻第4号, pp. 45-57.
- 中村二郎・大橋勇雄 (1999) 「景気変動と企業内労働市場における賃金決定」中村二郎・中村恵編『日本経済の構造調整と労働市場』日本評論社, 第5章所収, pp. 125-148.
- (財)21世紀職業財団 (2005) 「パートタイム労働者実態調査結果概要 (平成17年9月)」。
- 樋口美雄 (1991) 『日本経済と就業行動』東洋経済新報社。
- 古郡頼子 (1997) 『非正規労働の経済分析』東洋経済新報社。
- 養谷千風彦 (2003) 『計量経済学 第2版』多賀出版。
- 山口雅生 (2004) 「正規労働者と非正規労働者の雇用比率と賃金格差: 新古典派体系とケインズ体系の比較」『兵庫県立大学星陵台論集』第37巻第2号, pp. 37-57.
- 山口雅生 (2006) 「技術進歩と二重労働経済」『兵庫県立大学星陵台論集』第38巻第3号, pp. 131-148.
- 吉川洋 (1992) 『日本経済とマクロ経済学』東洋経済新報社。
 〈投稿受付 2005年9月29日, 採択決定 2006年1月13日〉

やまぐち・まさお 兵庫県立大学大学院経済学研究科博士後期課程。最近の主な論文に「技術進歩と二重労働経済」『兵庫県立大学星陵台論集』第38巻第3号, pp. 131-148. 労働経済・マクロ経済専攻。