

パート労働者増加の要因

企業規模別による時系列分析

豊田 奈穂

はじめに

- 1 先行研究
- 2 データ
- 3 推計

まとめ

はじめに

日本の労働市場では、バブル崩壊後のマクロ経済の低迷、企業業績の悪化による正規労働者の大規模な雇用調整を背景に、パート労働者の著しい増加が見られる⁽¹⁾。高度成長時代から1980年までパート労働者の主体は、結婚や出産などライフサイクルの変化により正規の職を離職し、家計の補助的地位を担い短時間労働を希望する既婚女性であった。パート労働については、その労働形態の特性により、既婚女性や学生など供給サイドの就業選択行動の結果としてパート労働市場に流入する者がその大多数を占めていた⁽²⁾。そのため、雇用労働者に占める女性パート労働者の割合は多く、1987年には30.1%であった。しかし、図1が示すように、完全失業率が上昇する90年代後半に入ると、1987年にわずか3.6%にすぎなかった男性の非正規労働者が2001年には11.9%にまで上昇し、最近では雇用者に占める男性パート労働者が増加傾向にある。図1では勤務先での呼称がパートおよびアルバイトに属する者に非正規労働者を限っているが、派遣や日雇いなどの他の短時間労働者を含めるとその数はさらに多くなるであろう⁽³⁾。バブル崩壊後の経済環境の悪化により完全失業率が上昇したが、需要サイド(=企業側)の戦略から非自発的な理由でパート労働を選択しなければならない労働者が増え、その数は性別を問わず増加傾向にある⁽⁴⁾。

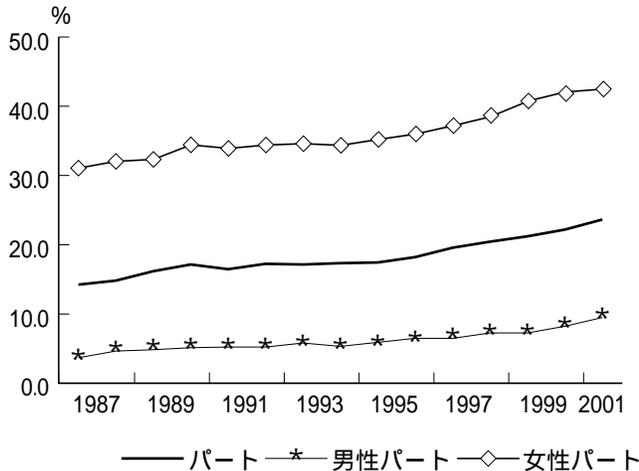
このような現象が生じた背景には、産業構造の変化と激しい国際競争の存在があるといえよう。第二次産業から卸売・小売業を中心とする第三次産業、サービス経済化が進行する中で、季節や一

(1) 「パートタイマー」の定義は調査によって異なるが、本稿では『労働力調査』に従い、「週間就業時間が35時間未満の短時間労働者」とする。

(2) 古郡 [1997] 参照。

(3) データ出所：総務省『労働力特別調査』。

図1 雇用者に占める非正規労働者の割合



日の時間帯の繁忙に応じ、労働力を調整することが効率的な経営システムとされるようになった。さらに、中国市場の台頭をはじめとするアジア地域の経済拡大により、厳しい環境下におかれている日本企業にとり収益性を重視する企業経営が不可欠な時代となった。そのため、これまでの雇用慣行（＝年功序列・終身雇用）により正規労働者の労働費用・雇用が硬直化していたが、近年ではそれらを圧縮する手段として、雇用調整が容易で総労働費の安いパート労働者を労働力として確保する傾向が業種を問わず見られる⁽⁵⁾。

そこで本稿は、拡大する正規労働者とパート労働者間の賃金格差・労働費用格差が、労働力のパート化・非正規化の要因ではないかとの問題意識から、雇用者に占めるパート労働者の割合が増加している現象について、労働需要の観点から時系列分析により検討する。具体的には、従業員数に基づく企業規模別のマクロ・データにより、賃金格差や経済の循環的要因がパート比率の上昇にどのような影響を与えているかを分析する。

以下、本稿の構成について触れる。1では先行研究を概観し、2で分析に用いるデータについて説明する。3ではVECMモデルによる推計を行い、最後にまとめと今後の課題について述べる。

1 先行研究

これまでパート労働は、その特性から主な担い手が既婚女性であったため、女性の労働供給や就

(4) 厚生労働省『平成13年パートタイム労働者総合実態調査』の結果によれば、「正規労働者としての就業を希望しながら就業できる会社がない」との理由でパート労働に従事している非正規労働者は、男性38.4%（前回30.0%）、女性が37.6%（前回33.0%）と前回の調査結果を上回っている。他方、「都合の良い時間に働きたい」等自己の理由によるパート労働者は男性を中心に減少している。

(5) 非正規労働者の割合を業種別にみると1995年の小売・卸売業31.8%、運輸・通信業8.7%、製造業13.8%、金融・保険業6.1%から2001年には小売・卸売業47.8%、運輸・通信業15.3%、製造業13.3%、金融・保険業9.1%と大幅に上昇している。

業行動の問題として扱われ、子供の数・年齢や配偶者の所得など、供給側の要因を説明変数とする分析が多くなされた⁽⁶⁾。しかし、パート労働者について需要側(=企業サイド)の視点から行われた研究は、奥沢・小平[1988]、篠塚[1989]など、それほど多くない。

奥沢・小平[1988]、篠塚[1989]は、分析対象を女性パート労働者に限定した実証分析を行っている。奥沢・小平[1988]は、1960年代から80年代にかけてのパートタイマーの雇用変動や経済的性格、正規労働者との賃金格差について分析し、パート労働者の増加が一部正規労働者の雇用の減少をもたらしている可能性があること、正規労働者との賃金格差が拡大する傾向にあることなどを指摘する。篠塚[1989]は、二度のオイルショック以降、労働市場に非正規雇用者が増加している点を指摘する。さらに、地域別、企業規模別、業種別に女子正規労働者との賃金格差について計測した結果、卸・小売業では相対的に賃金格差が大きく、パート比率が高いことを報告している。パート労働者とフルタイム労働者の賃金や処遇の違いは、奥沢・小平[1988]、篠塚[1989]の研究を含め、永瀬[1997]、古郡[1997]においても指摘されているが、パート労働者が著しく増加した近年においても労働条件の格差に関する問題は解決されておらず、社会的懸念事項である。

本稿と同様に日本の労働市場を企業規模別に分析した研究には、篠塚[1979]、照山[1993]がある。篠塚[1979]は、大企業と中小企業の雇用行動・雇用調整に相違が見られるかという点に注目し、雇用調整関数を用いてこれを計測した。照山[1993]は、製造業における労働需要と労働供給の変動を推計し、大企業と中小企業ではかなり異なる動きが見られると報告している。いずれの研究においても企業規模により雇用行動が異なることが指摘され、大企業からの余剰人員を人手不足の中・小規模企業が吸収することで、日本の労働市場全体として長期にわたり低い失業率を維持してきることができたのではないかとの見方がある(篠塚[1979]、村松[1990])。

さらに、多変量VARモデルを用い労働市場を分析した研究としては、正規労働者の労働時間短縮と新規雇用創出の關係に注目したJacobson and Ohlsson[1996]、新美[1998]がある。新美[1998]は、生産・雇用・賃金・労働時間の4つの変数がどのような関係をもつかを理論的および実証的な角度から分析している。その結果、正規労働者の労働時間短縮による雇用政策は実効性に欠けており、新規雇用創出に効果があるものとは認められず、政策的意図に反し悪影響を及ぼす可能性があるため、時短政策と雇用創出を切り離して考える必要性を主張する。

これらの先行研究をふまえた本稿の特徴は、これまであまりなされていなかった労働需要の観点から日本の労働市場においてパート労働者が増加している要因を明らかにすることである。次章以降、企業規模に従業員数別にケース分けし、マクロ・データによる実証分析を行う。

2 データ

(1) データ説明

分析に入る前にデータについての説明を行う。パート労働者に関するデータの制約上、計測期間は1993年1月から2000年12月までとし、企業規模別月次データを用いて推計を行う。

(6) 大沢[1992]、永瀬[1997]、古郡[1997]参照。

データは、厚生労働省『毎月勤労統計調査』および『賃金構造基本統計調査』、総務省『労働力調査』、経済産業省発表『鉱工業生産・出荷・在庫指数』欄より必要なデータを採用している。

本稿では、分析にあたり企業規模を従業員数に基づき5ケースに分ける。ケース（1）は従業員数5～29人、（2）30～99人、（3）100～499人、（4）500～999人、（5）1000人以上を分類したものである。主要な記述統計量は、表1のとおりである。

分析では、パート比率を増加させる要因を捉える点に最も留意する。労働費用や労働投入量の変化が与える影響を観察するため正規労働者とパート労働者の賃金比率（ W ）、一般労働者の総実労働時間（ H ）、労働市場の循環的要因を考慮する失業率（ L ）、経済動向の代理変数として鉱工業生産指数（ IIP ）を説明変数とする。さらに、従業員数が1000人以上のケースについては、従業員の高齢化、勤続年数の上昇による構造的要因がパート比率に与える影響を考え、従業員の平均年齢（ A ）および平均勤続年数（ S ）を説明変数に加える⁽⁷⁾。

パート比率（ P ）については、『毎月勤労統計調査』より常用雇用者月末労働者数を採用し、同欄にある本月末パート労働者数をそれで除している。

パートと正規従業員の賃金比率（ W ）は、パート労働者の実質賃金と一般労働者の実質賃金からもとめる⁽⁸⁾。両者の労働費用格差をより正確に把握するには、現金給与とともに法定・法定外福利

表1 記述統計量

ケース	従業員数	変数	平均	最大	最小	標準偏差
(1)	5～29人	パート比率（ P ）	0.0382	0.1364	- 0.0426	0.0413
		賃金比率（ W ）	- 5.9709	- 5.5031	- 7.2835	0.4738
		労働時間（ H ）	- 0.0024	0.0250	- 0.0354	0.0128
(2)	30～99人	パート比率（ P ）	0.0510	0.3108	- 0.0464	0.0996
		賃金比率（ W ）	- 6.2701	- 5.7050	- 7.8985	0.5807
		労働時間（ H ）	- 0.0008	0.0324	- 0.0419	0.0144
(3)	100～499人	パート比率（ P ）	0.0596	0.2754	- 0.0509	0.0878
		賃金比率（ W ）	- 6.5265	- 5.9077	- 8.2795	0.6551
		労働時間（ H ）	- 0.0007	0.0470	- 0.0476	0.0150
(4)	500～999人	パート比率（ P ）	0.0635	0.1908	- 0.0537	0.0513
		賃金比率（ W ）	- 6.7395	- 6.0696	- 8.5764	0.7057
		労働時間（ H ）	0.0011	0.0295	- 0.0399	0.0144
(5)	1000人以上	パート比率（ P ）	0.0899	0.3690	- 0.0974	0.1042
		賃金比率（ W ）	- 6.9131	- 6.2036	- 8.7429	0.7424
		労働時間（ H ）	0.0007	0.0289	- 0.0375	0.0150
		平均年齢（ A ）	4.6301	37.0000	- 0.0025	12.8989
		勤続年数（ S ）	1.7068	13.6000	- 0.0120	4.5188
ケース共通		失業率（ L ）	0.0908	0.2482	- 0.0492	0.0817
		経済動向（ IIP ）	0.0123	0.0780	- 0.0964	0.0472

(7) 全てのケースで年齢・勤続年数についても比較することが望ましいが、小規模企業に関するデータが乏しく、また本稿の従業員数別のケース分けに適するデータを整えることが困難なため、本稿では1000人以上の大規模企業に関してのみ行った。

(8) 消費者物価指数で実質化している。

費、退職金など、労働者一人あたりに必要な経費すべてが含まれていることが望ましいが、データの制約上、現金給与総額を用いる。

労働市場の循環的要因をコントロールする変数Lについては、『労働力調査』の完全失業者数と労働力人口から求める⁽⁹⁾。さらに、経済循環の代理変数をIIPとし、鉱工業生産指数を用いる。

本稿では、これらの説明変数がパート比率の変化にどのような影響を及ぼしているのかを分析する⁽¹⁰⁾。

(2) 単位根検定と共和分検定

データの定常性を確認するため単位根検定と長期均衡関係を考える共和分検定をまず行う。

時系列データの定常性を検定するDFテスト、ADFテスト、Phillips-Perronテスト(PP test)を行う。すべての検定において、定数項を含むがトレンドはない、定数項とトレンドを含む、の2通りのモデルを実施した⁽¹¹⁾。変数W・H・IIPは、すべての検定において単位根の存在を棄却し、(0)変数とした。変数PとL、A、Sは1階の階差をとって単位根の存在が棄却されたので、これらについて

(9) 本稿では、男女合計の値により算出したLについてのみ報告するが、男女別にLを計測した場合にも結果に差異はなかった。

(10) 分析に際し、各変数について対数化している。

(11) 補表1：単位根検定の結果

変数	DF test		ADF test		PP test	
	トレンドなし	トレンドあり	トレンドなし	トレンドあり	トレンドなし	トレンドあり
L	- 2.22	- 2.21	- 2.38	- 2.34	- 2.17	- 2.16
L	- 2.82*	- 2.83*	- 2.82*	- 2.84	- 9.85***	- 9.79***
W 1	- 6.81***	- 6.89***	- 1.55	- 1.43	- 6.82***	- 6.87***
W 2	- 8.28***	- 8.35***	- 4.74***	- 4.81***	- 8.28***	- 8.35***
W3	- 8.83***	- 9.58***	- 2.00	- 2.12	- 8.84***	- 9.67***
W4	- 6.88***	- 8.41***	- 1.33	- 2.73	- 6.99***	- 8.39***
W 5	- 7.36***	- 8.00***	- 1.82	- 2.62	- 7.34***	- 7.96***
H1	- 7.01***	- 7.04***	- 2.17	- 2.17	- 7.08***	- 7.10***
H2	- 7.33***	- 7.51***	- 3.40**	- 3.48**	- 7.46***	- 7.62***
H3	- 8.23***	- 8.42***	- 4.12***	- 4.26***	- 8.24***	- 8.42***
H4	- 7.64***	- 8.11***	- 1.88	- 2.04	- 7.72***	- 8.15***
H5	- 6.35***	- 6.35***	- 2.63*	- 2.40	- 6.46***	- 6.48***
IIP	- 8.32***	- 8.98***	- 2.93**	- 3.01**	- 8.34***	- 8.97***
P 1	- 1.75	- 2.14	- 1.35	- 2.70	- 1.87	- 2.32
P 1	- 9.10***	- 9.04***	- 4.78***	- 4.76***	- 9.10***	- 9.05***
P 2	- 2.12	- 2.31	- 0.49	- 2.15	- 2.10	- 2.34
P 2	- 9.96***	- 9.91***	- 4.45***	- 4.41***	- 9.96***	- 9.92***
P 3	- 1.90	- 2.23	- 1.13	- 2.54	- 2.03	- 2.44
P 3	- 9.12***	- 9.06***	- 4.89*	- 4.87***	- 9.12***	- 9.07***
P 4	- 2.68***	- 2.79	- 1.80	- 2.44	- 2.65**	- 2.79
P 4	- 10.94***	- 10.86***	- 3.62**	- 3.66**	- 10.91***	- 10.84***
P 5	- 3.15**	- 3.70	- 3.34	- 4.00***	- 3.17	- 3.31
P 5	- 9.31***	- 9.26***	- 6.79***	- 6.74***	- 9.38***	- 9.32***
A	- 0.57	- 2.52	- 0.34	- 1.74	- 0.51	- 2.58
A	- 9.96***	- 9.91***	- 3.55***	- 3.51***	- 9.97***	- 9.92***
S	- 1.28	- 1.74	- 1.33	- 1.29	- 1.11	- 1.76
S	- 9.83***	- 9.80***	- 3.13***	- 3.22***	- 9.84***	- 9.81***

(***, **, * は1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。)

はⅠ変数と確認した⁽¹²⁾。

次に、変数間に複数の共和分ベクトルが存在するか、存在するならば何個存在しているかについての共和分検定（Johansen Cointegration Test）を行う⁽¹³⁾。その結果、従業員数が1000人未満の4つのケース〔ケース（1）～（4）〕は3つの共和分関係が、従業員1000人以上の企業規模〔ケース（5）〕では4つの共和分関係が存在することを確認した。このように2つ以上の変数に共和分関係が認められる場合は、仮に短期的には均衡から乖離しても長期的には必ず均衡関係が成立する。本稿では、変数間に複数の共和分関係が確認されたので、変数に誤差修正項を加えたVector Error Correction Model（VECM）による推計を行う。

3 推 計

（1）VECMモデルの推計

前節で確認した共和分関係は長期的な安定関係を示すものであるが、変数間の短期的な影響を分析するため共和分関係を考慮した誤差修正モデル（VECM）を推計する。

まず、VECMモデルの推計にあたりラグ次数の選択を行わなければならない。その方法としては、AIC（Akaike Information Criterion）またはSC（Schwarz Criterion）の値が最小となるラグの長さ

⁽¹²⁾ 本稿の分析データはⅠ(0)とⅠ(1)変数が混在するため、長期効果・短期効果の結果の解釈はその点に十分留意する必要がある。

⁽¹³⁾ 補表2：共和分検定

（1）Johansen共和分検定結果

ケース	帰無仮説	対立仮説	統計量	1%臨界値	5%臨界値
(1)	r = 2	r = 3	60.13	48.45	42.44
(2)	r = 2	r = 3	57.87	48.45	42.44
(3)	r = 2	r = 3	67.25	48.45	42.44
(4)	r = 2	r = 3	58.76	48.45	42.44
(5)	r = 3	r = 4	66.41	70.05	62.99

（2）共和分ベクトル

ケース	
(1)	$\Delta X(P) - 0.37\Delta X(L) - 0.04IIP + 6.36@TREND - 0.004$ $W + 1.02\Delta X(L) - 0.27IIP + 0.002@TREND + 15.53$ $H + 0.79\Delta X(L) - 0.17IIP - 5.09@TREND + 0.01$
(2)	$\Delta X(P) - 1.20\Delta X(L) + 0.14IIP + 0.0002@TREND - 0.02$ $W - 0.94\Delta X(L) + 0.07IIP + 0.002@TREND + 15.81$ $H + 0.69\Delta X(L) - 0.27IIP - 7.49@TREND + 0.01$
(3)	$\Delta X(P) - 1.05\Delta X(L) - 0.13IIP - 3.16@TREND + 0.002$ $W + 5.32\Delta X(L) + 0.82IIP + 0.003@TREND + 15.91$ $H + 0.56\Delta X(L) - 0.14IIP - 0.0001@TREND + 0.01$
(4)	$\Delta X(P) - 16.39\Delta X(L) - 3.50IIP - 3.69@TREND + 0.05$ $W - 53.07\Delta X(L) - 11.34IIP + 0.003@TREND + 16.26$ $H - 9.34\Delta X(L) - 2.23IIP - 0.0001@TREND + 0.04$
(5)	$\Delta X(P) + 1.89IIP + 3.66\Delta X(A) - 5.26\Delta X(S) - 0.001@TREND + 0.02$ $W - 2.41IIP - 3.73\Delta X(A) + 5.93\Delta X(S) + 0.005@TREND + 16.23$ $H + 0.18IIP + 0.57\Delta X(A) - 1.06\Delta X(S) - 0.0002@TREND + 0.01$ $\Delta X(L) + 0.82IIP + 1.46\Delta X(A) - 2.31\Delta X(S) - 0.001@TREND + 0.02$

紙幅上、結果を採用したもののみを掲載している。

を選択する。本稿ではラグの長さを上限12, 下限を1に設定し, この間の情報量規準AICが最小となるラグ次数を選択した。その結果, 従業員数が5~29人と30~99人規模の企業は10期, 100~499人, 500~999人規模の企業は11期, 1000人以上の企業では7期に最も小さな値となり, この結果に従い推計を行う⁽¹⁴⁾。

実際の推計では, 構造的変化を加味するため外生変数にトレンドを含むVECMモデルを採用した。

(2) 因果性の検定

本節では, 各変数がそれぞれの変数に対し互いに説明力を持つか, 否かを検定するためのGrangerの因果性(Granger Causality)をテストする⁽¹⁵⁾。

パート比率(P)に対して他の変数が説明力をもっているかについての検定結果をみると[表2参照], 従業員数5~29人, 30~99人, 100~499人規模の企業では, 失業率(L)がパート比率(P)に対しGrangerの意味での因果関係をもっており, 失業率がパート比率に影響を与えている。従業員数500~999人および1000人以上の大規模企業については, パート比率(P)に説明力を持つ変数が検出

表2 Granger因果性

	被説明変数			
	P1	H1	L	
P1	-	1.87*	1.92*	
H1	-	-	-	
L	2.59***	-	-	
IIP	-	-	2.78***	
	P2	L	IIP	
H2	-	-	3.20***	
L	1.79*	-	-	
IIP	-	2.78***	-	
	P3	H3	L	
L	2.06**	-	-	
IIP	-	-	2.99***	
	H4	L		
P4	-	-		
IIP	2.16**	2.99***		
	H5	L	W5	
P5	1.96*	-	-	
L	-	-	-	
IIP	3.00***	4.39***	-	
A	-	-	3.80***	
S	-	-	1.89*	

***, **, * は1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

(14) 各ケースのAICは, (1) - 23.975, (2) - 19.689, (3) - 26.363, (4) - 23.691, (5) - 23.021である。推計するモデルは外生変数に定数項とトレンドを含む。

(15) 結果[表2]は紙幅の都合上, 因果関係の認められたものに限っている。

されていない。この結果は、従業員数が500人未満のケースでは失業率(L)がパート比率(P)の変動に影響するが、500人以上ではそれがみられないことを示している。従業員数500人未満の企業では、パート労働者の増加に労働市場の循環的要因が作用しているといえるであろう。しかし、従業員数が500人以上の2つのケースについてはこれが該当せず、需要側(=企業)がパート労働者を増加させる要因が企業規模ごとに異なる可能性がある。一般労働者の労働需要を決定する要因が、大企業と中・小企業との間では異なる性質を持つことは先行研究でも既に知られているが、パート比率に対する因果性の検定結果においてもその一面が表れており、パート労働者に対する需要行動も同一でないといえる。

全ケースに共通して見られた経済循環(IIP)が失業率(L)にGranger因果性を有しているという結果は当然予想されることである。しかし、正規労働者とパート労働者の労働費用格差や労働投入量の変動が、パート比率の変化に影響を及ぼしていないことについては、予想に反する結果である⁽¹⁶⁾。

(3) インパルス反応

本節では、前述のGranger因果性で因果関係が確認された変数間について、各変数に対するショックが他の変数に与える影響を分析するインパルス反応関数を見る。実際の分析に際しショックを与える順番はP W H L IIPとする⁽¹⁷⁾。

従業員数が(1)5~29人,(2)30~99人,(3)100~499人規模の企業について、失業率(L)のショックに対するパート比率(P)の反応をみると[図2(a)参照]、5~29人規模の企業のパート比率(P)は2期、5期、7期に正の影響を受け、従業員数30~99人の企業では3期、6期および8期にプラスの反応を示す。さらに、従業員数100~499人規模のパート比率の反応は、ケース(2)の動きと近似しており、3期、5期、8期に失業率の変動から正の影響を受けている。3期から5期にかけてのパート比率(P)の反応については、これらの3つのケースで共通した動きが見られる。

従業員数が(1)5~29人および(5)1000人以上となる規模の企業では、パート比率(P)の変化が一般労働者の労働時間(H)の変動に影響を与えている。それらのインパルス反応をみると、従業員数5~29人規模の企業の労働時間については、大きな反応は見られず7期と9期にわずかに負の反応を示すが、その他はゼロ付近で推移している[図2(b)参照]。従業員数が1000人以上の大企業では、3期、7期に大きくプラスの反応となり、従業員数が5~29人の企業の場合と対照的な動きを示す。

(16) 従業員の平均年齢(A)、平均勤続年数(S)は賃金比率(W)に影響を与えており、年功序列賃金を反映する結果である。また、従業員500人以上の企業では労働時間(H)に経済循環(IIP)が影響を与えている。

(17) インパルス反応分析はショックを与える順番により結果に違いが生じることが知られているが、本稿の分析では結果に差異はなかった。

図2(a) 変数(L)に対する変数(P)の反応

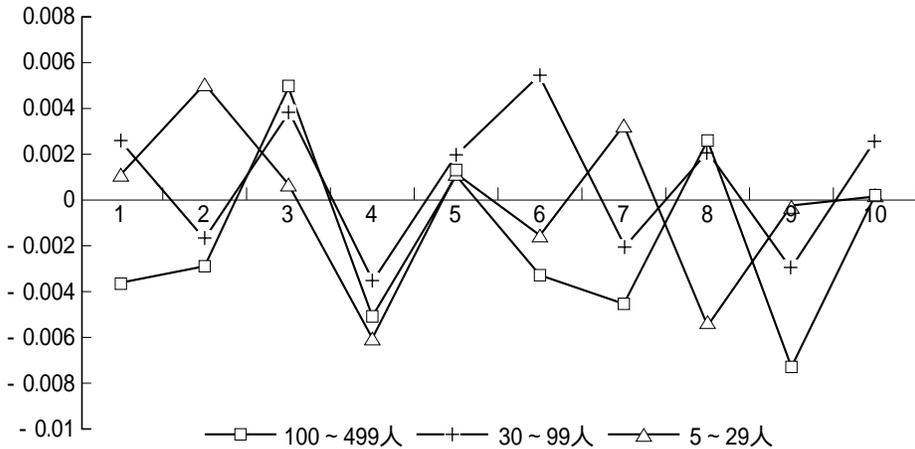
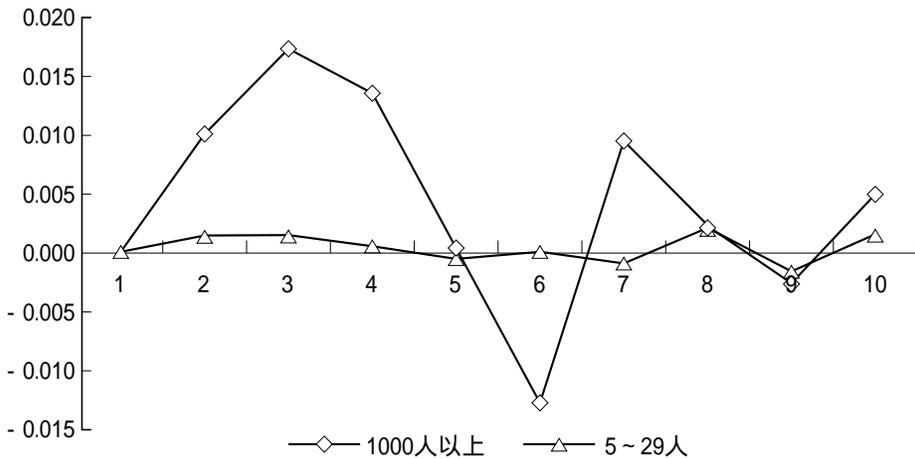


図2(b) 変数(P)に対する変数(H)の反応



(4) 予測誤差の分散分解

インパルス反応では、変数に与えられたショックがどのように影響しているかをみだが、本節ではその変動にどの変数がどれくらい寄与しているのかを分析する⁽¹⁸⁾。

従業員数(1)5~29人,(2)30~99人,(3)100~499人規模の企業において、失業率(L)がパート比率(P)の変動にどの程度影響を与えているのかをみると、5~29人規模の企業が2期に失業率(L)から受ける影響は10%程度にすぎないが、36期になるとその影響が18.6%まで拡大している。図3(a)から明らかなように、従業員数5~29人の企業では3期までの短期間に失業率による分散寄与率が大きく上昇している。他方、従業員数30~99人規模の企業のパート比率(P)が失業率(L)から

(18) 相対的分散寄与率はラグが長くなるほど自己以外の変数のショックが大きくなるため、ラグを十分にとらなければならない。本稿では36期とした。

受ける影響は緩やかに上昇し、10期以降大きくなっている。両ケースともに、上昇後36期まで横ばいで推移していることから、長期的に労働市場の循環的要因（＝失業率）がパート比率を上昇させ、労働市場における失業者の増加がパート労働者を増やす結果につながっていると見える。これら2つのケースでは、失業率のパート比率に対する分散寄与率が15～25%の間で推移しているが、従業員数が100～499人の企業については期間平均で30%、36期には相対的分散寄与率が60%を超え、労働市場の循環的変動（＝失業率）から強い影響を受けている。このことから、従業員数が100人から499人規模の企業では、従業員数100人未満のケースと比較すると、長期的に失業者を正規雇用労働者ではなくパート労働者として採用している可能性が高いと考えられる。

図3(a) 変数L)の変数P)に対する分散寄与率

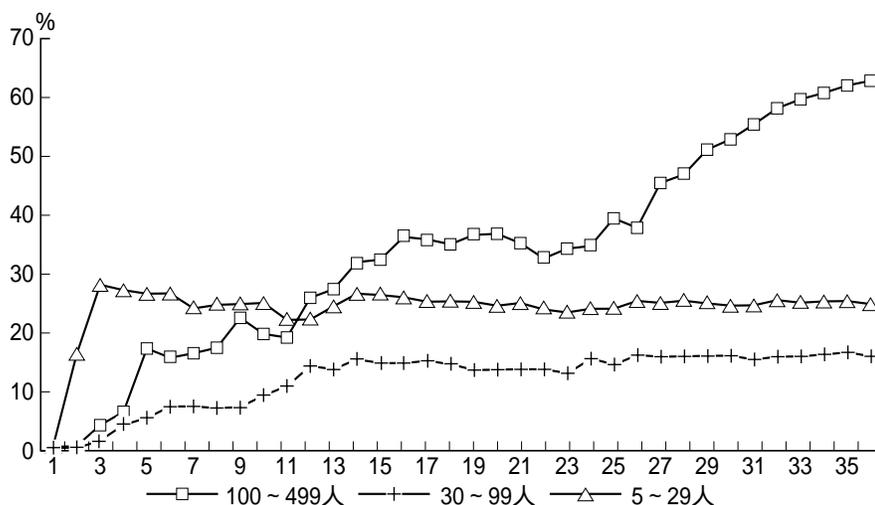
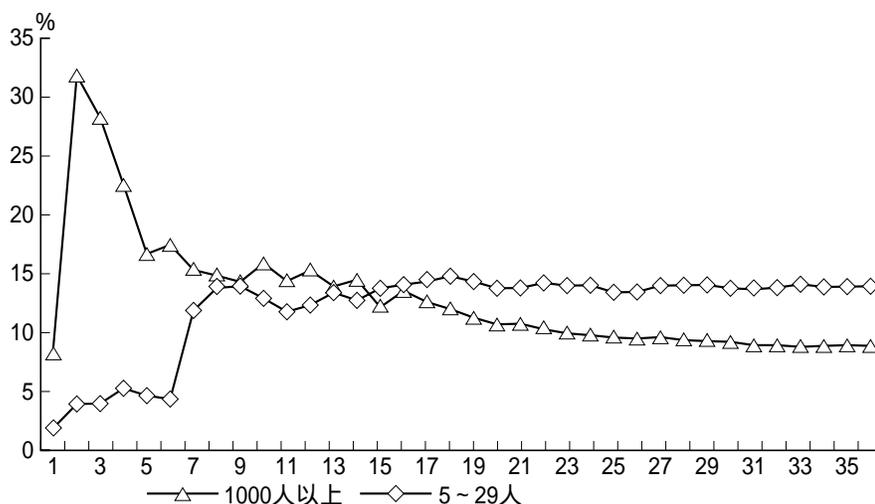


図3(b) 変数P)の変数H)に対する分散寄与率



従業員数(1)5~29人と(5)1000人以上の企業において因果性が認められた労働時間(H)とパート比率(P)の関係では、両ケースとも労働時間の変動にパート比率が短期に強い影響を及ぼしている[図3(b)参照]。従業員数5~29人では9期に14.2%と寄与率が最も高く、1000人以上のケースでは2期に31.7%にまで達し、パート比率の変動が一般労働者の労働時間を増加させる要因となっている。この結果は、パート労働者の増加が一般労働者の労働時間の増加を引き起こすことを表しており、一般に指摘されているようなパート労働者の増加が、正規労働者の労働時間短縮に必ずしも結びつくものではないことを示唆している⁽¹⁹⁾。

ま と め

本稿では、日本の労働市場においてパート労働者を増加させる要因を労働需要の観点から実証的に解明することを目的として、企業規模別の時系列分析を行った。

その結果、

従業員数が500人未満の企業では、労働市場の循環的要因(失業率)が労働力のパート労働化に影響を与えている。

パート労働者の増加は、正規労働者の労働時間を増加させる影響を与えている。

の2点を明らかにした。

従業員数500人未満の規模の企業では、労働市場の循環的要因(=失業率)が労働力のパート化と密接に関係している。パート労働者の多くが従業員数500人未満の企業に属していることに鑑みると、失業者の一部が中・小規模企業のパート労働者として吸収されている可能性が考えられる⁽²⁰⁾。ただし、従業員数が500人以上の企業については、パート労働者を増加させる要因を特定することができなかった。正規労働者に関する労働需要の決定が企業規模ごとに異なることは既に指摘されているが、本稿の分析結果からパート労働に関する雇用行動についても企業規模によって異なり、同一ではないといえる。

また、本稿の分析では、正規労働者の時短を促進することでパート労働者を増加させるというワークシェアリングの議論とは反対に、パート労働者の増加は、正規労働者の労働の長時間化を引き起こすことが明らかとなった。正規労働者の労働時間の短縮と新規雇用の創出に関する雇用政策を分離することの必要性は新見[1998]でも指摘されているが、本稿の分析結果を見る限り、パート労働者の増員は必ずしも正規労働者の時短を促進させる要因にはならないといえるであろう。大橋[2001]も指摘しているように、日本の平均的な実労働時間の短縮はかなり進展し、1990年代後

(19) 従業員数500人以上の規模となる2つのケースの労働時間については、経済循環の影響を比較的短期に受けており、マクロ経済の低迷など経済動向の変化に応じ、一般労働者の労働時間による労働力調整が行われている。

(20) 雇用者に占めるパート労働者の割合を企業規模別にみると、従業員数500人未満の企業に属するパート労働者は、1980年の6.7%から1990年に10.2%、99年には14.6%と増加傾向にある。他方、従業員500人以上の大企業については、1980年の2.1%から1990年には3.1%と緩やかに上昇しているが、95年の5.5%を頂点に99年には4.6%になっており、労働者に占めるパート労働者の割合が減少している。

半のパート労働者の増加が著しい時期における正規労働者の労働時間の減少傾向は鈍く、従業員数が500人以上の企業では、2000年の調査結果で総実労働時間が前年比1.6%の増加に転じている。この現状を考慮すると、正規労働者からパート労働者への仕事の代替が限界点に達してきていることが理由のひとつに考えられるが、正規労働者と非正規労働者間の代替関係を含めてさらに詳しく分析する必要があるが、この点は今後の課題である⁽²¹⁾。

最後に、労働費用の増大が労働力のパート化に影響を与えていると考えたが、賃金比率との間に因果性を確認できない不自然な結果となった原因について考えたい。その原因として統計的な問題が考えられる⁽²²⁾。本稿で採用した「現金給与総額」は毎月支払われる給与、所定外給与および特別給与（賞与）の合計であるが、企業が負担する労働費用はこれだけにとどまらない。例えば、従業員数30人から99人の企業における1995年の1ヶ月平均の現金給与総額は約32万円であるが、現金給与以外の労働費用を加算すると約38万円になっている。この格差は正規労働者が増える大企業になるほど拡大する傾向が見られる。つまり、「現金給与総額」では企業の負担額が過小評価される可能性が高く、そのことが今回の分析で因果性を検出できなかった原因ではないかと考えられる。

1989年以降、賃金増加率が縮小傾向にはあるが、これまでの雇用慣行により急激な賃金水準の低下が困難な正規労働者と比較すると、パート労働者の賃金は経済状況に応じて弾力的に変化する。本稿の分析においても大企業では日本の雇用慣行（年功序列・終身雇用）による従業員の高齢化が賃金水準に影響を与えており、企業の雇用戦略、労働力の非正規化に与える影響は重要であると考えられるので、この点を明確にすることは今後の検討課題である。

* 本論文の執筆にあたり松浦克己横浜市立大学教授より分析手法から論文内容にいたるまでご指導いただいた。また、本誌レフェリーより有益なコメントをいただいた。記して感謝の意を表したい。もちろん本稿に残された誤りは全て筆者の責任である。

（とよだ・なお 横浜市立大学大学院経済学研究科博士課程）

【参考文献】

- 猪木武徳・大竹文雄『雇用政策の経済分析』東京大学出版会、2001年。
 大沢真知子『経済変化と女性労働』日本評論社、1992年。
 太田聡一・玄田有史「就業と失業 その関連と新しい視点」『日本労働研究雑誌』第466号、1991年。
 大橋勇雄「経済教室」『日本経済新聞』2001年1月15日。
 奥沢好夫・小平基晴「パートタイマーの労働市場」『労働統計調査月報』第40巻第11号、1988年。
 加納悟・浅子和美『入門 経済のための統計学』日本評論社、1998年。
 厚生労働省『平成7年パートタイム労働者総合実態調査』1996年。
 『労働経済白書』2000年。

(21) 2000年の総実労働時間を前年比で企業規模別にみると、30人から99人、100人から499人規模の企業では0.8%増、5人から29人規模では0.4%増となっており、特に大規模企業での増加が大きい。

(22) 総労働費用を考慮し賃金データの補正を行い、再度推計を試みたが結果に違いは生じなかった。

- 斎藤隆志・橋本俊詔「日本におけるワーク・シェアリングの可能性についての実証分析」『日本経済研究』No.44, 2002年。
- 篠塚英子「企業規模別にみた最近の雇用調整 賃金格差拡大について」『日本労働協会雑誌』1979年。
- 『日本の雇用調整』東洋経済新報社, 1989年。
- 駿河輝和「日本企業の雇用調整」『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会, 中馬宏之・駿河輝和編, 1997年。
- 照山博司「企業規模別労働市場における失業と賃金, 雇用調整」『社会科学研究』東京大学社会科学研究所, 第44巻, 1993年。
- 照山博司・戸田裕之「日本の景気循環と失業率変動の時系列分析」『現代マクロ経済動学』東京大学出版会, 浅子和美・大瀧雅之編, 1997年。
- 永瀬伸子「女性の就業選択: 家庭内生産と労働供給」『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会, 中馬宏之・駿河輝和編, 1997年。
- 中村恵「パートタイム労働」『日本労働研究雑誌』第364号, 1990年。
- 新美一正「時短とワーク・シェアリングの経済分析」*Japan Research Review*, 1998年。
- 古郡鞆子「非正規労働の経済分析」東洋経済新報社, 1997年。
- 本田一成「パートタイマーの量的な基幹労働力化」『日本労働研究雑誌』第494号, 2001年。
- 松浦克己「中小企業貸出市場における公的金融のシェアの要因分析 情報の非対称性を考慮したECM推計」『金融経済研究』第8号, 1995年。
- 松浦克己・コリン・マッケンジー『Eviewsによる計量経済分析』東洋経済新報社, 2001年。
- 村松久良光「建設業に関する雇用と賃金の同時調整モデル - 製造業との比較」『南山経済研究』, 1990年。
- 労働大臣官房政策調査部『ワークシェアリング』大蔵省印刷局, 1990年。
- Hamermesh, D.S. "Labor Demand and the Structure of Adjustment Cost," *American Economic Review*, vol.75, 1989.
- Harris, R.I.D. *Using Cointegration Analysis in Econometric Modeling*, Prentice Hall, 1995.
- Jacobson, T. and H. Ohlsson "Working Time, Employment, and Work Sharing: Evidence from Sweden," *Stockholm School of Economics Working Paper*, 1996.
- Tilly, C. "Reason for the Continuing Growth of Part-time Employment," *Monthly Labor Review*, vol.114, 1991.
- Tachibanaki, T. "Labour Market Flexibility in Japan in Comparison with Europe and the U.S.," *European Economic Review*, vol.31, 1987.
- Zeytinoglu, I.V. "Reason for Hiring Part-time Workers," *Industrial Relations*, vol.31, 1992.