

年齢別のパートタイマー供給シフトが賃金格差に及ぼす影響について

酒井 正

(国立社会保障・人口問題研究所 研究員)

1. はじめに

近年、正規労働者とパートタイマー労働者の賃金格差が注目を集めているが、この格差の長期的な変化を年齢別に見てみると年齢計での推移とは異なった様相を示す。具体的には、正規－パート賃金格差は若年層で縮小してきているのに対して、中高年層では拡大する傾向にある。同じ期間、中高年パートタイム労働者の数は若年層と比較して急激な増加を示した。このことは、正規－パート賃金格差が、年齢階層固有の供給シフトで説明されうること示唆する。本稿ではCard and Lemieux (2001) に基づく年齢間の不完全代替を仮定したモデルにより、正規－パート賃金格差変動の要因説明を試みた。『賃金センサス』を用いた推計の結果、パートタイマー供給シフトが同一年齢階層内における正規－パート賃金格差変動を説明していたと言えるのは90年代以前までであり、90年代以降に限ればモデルの当てはまりは悪く、この期間については年齢階層別正規－パート賃金格差の変化を説明するのに年齢間不完全代替の需給均衡モデルは適切ではない。また正規労働者を学歴別に分けて見たところ、パート供給シフトの拡大は大卒正規労働者を置き換え、その年齢階層における学歴間賃金格差を縮小させる方向に働いていることが認められた。

2 節で、年齢別正規－パート賃金格差の変化傾向を労働者数の推移とともに概観する。3 節で推定モデルを示し、4 節で推計結果について述べる。推計結果の頑健性を5 節で検討した後、6 節

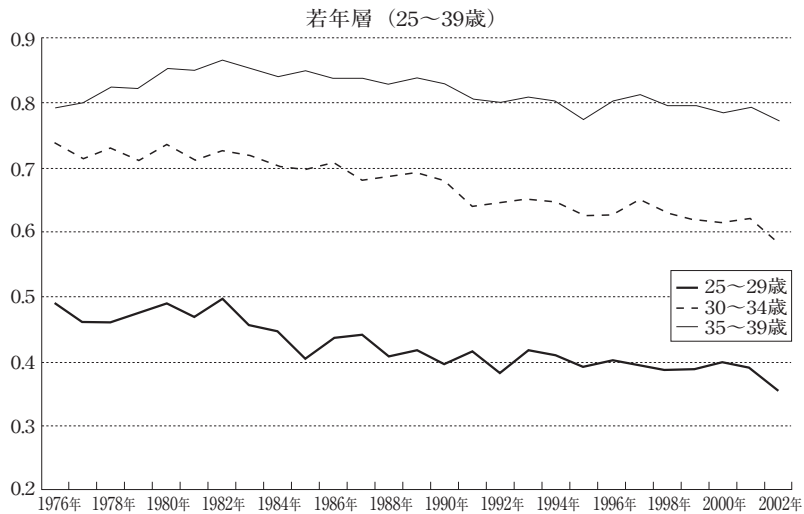
を結びとする。

2. 年齢階層別に見た 正規－パート賃金格差および 労働者数の推移

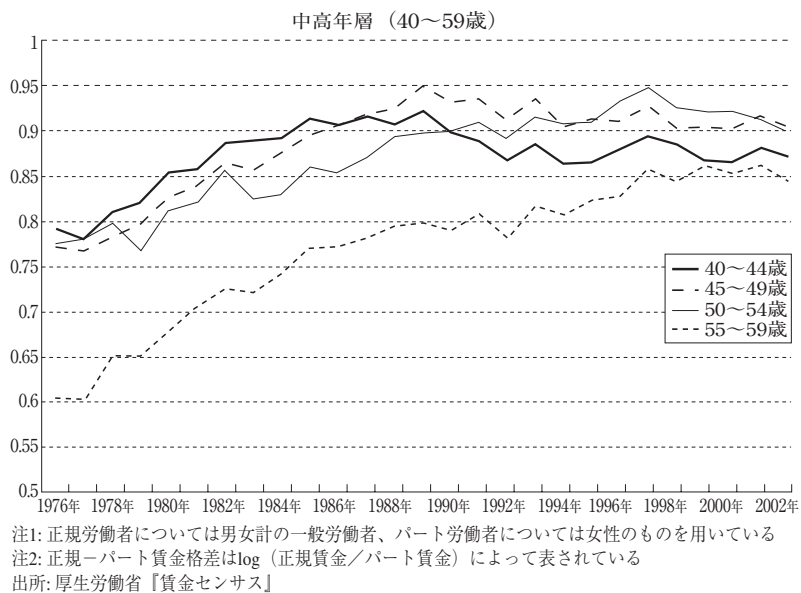
図表-1 は、『賃金センサス』より若年層（25～39歳）の正規－パート賃金格差の推移を見ている[なお、本節を通して、賃金格差は正規の時間当たり所定内給与額 w^r とパートの時間当たり所定内給与額 w^p の対数差分 $\log(w^r/w^p)$ で表すことにする]。賃金格差のレベル自体は正規労働における年功的な賃金の伸びを反映して年齢階層ごとに大きく異なっているが、若年層の正規－パート格差は期間を通じて一様に縮小してきていることがわかる。一方、図表-2 では中高年層（40～59歳）の正規－パート賃金格差の推移を見ている。40～44歳の層ではほぼ横這いであるものの、それ以上の年齢層では格差が拡大していることが見てとれる¹⁾。正規－パートの賃金格差は若年層と中高年層で対照的な動きを示している²⁾。もし各年齢階層の労働力が完全に互換的（完全代替）ならば正規－パートの相対賃金は年齢計の需給バランスと深く関わるはずであり、相対賃金の推移傾向が年齢階層によって異なるという以上のような事実は説明しにくい。それではこの期間、各年齢階層の正規労働者・パート労働者の数はどのように推移してきたのであろう。

図表-3 は年齢階層別にパートタイム労働者数の推移を見たものである。図表-3 より、1) すべ

図表-1 正規－パートタイマー賃金格差の経年変化



図表-2 正規－パートタイマー賃金格差の経年変化



での年齢階層においてパートタイム労働者数は増加傾向にあること、2) 中高年層において特にその増加傾向の著しいことがわかる。

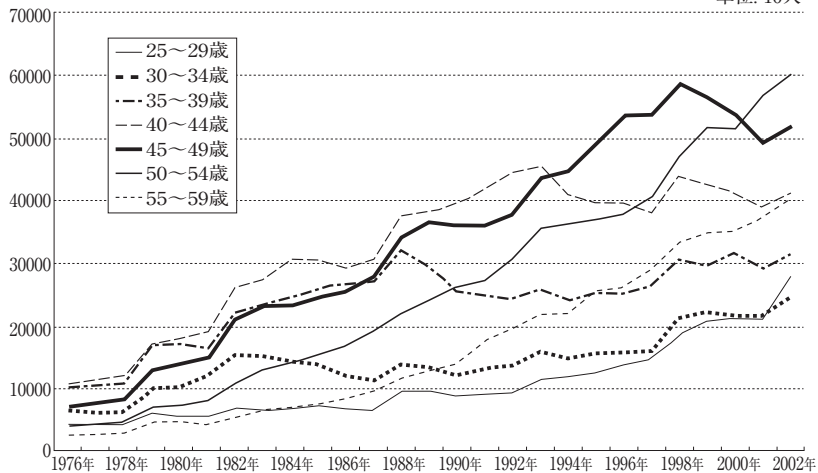
一方、図表-4 に示されるように年齢階層別正規労働者数の推移は「山」が右に平行移動していくパターンをとり、このピークはおおよそ「団塊

の世代」に対応していると思われる。

パートタイマー労働者数の正規労働者数に対する比率をとった図表-5 においても、中高年層（40～59歳）での著しい比率上昇と若年層（25～39歳）における比較的緩やかな比率上昇という関係が見てとれる。

図表-3 年齢階層別 パートタイマー数の経年変化

単位: 10人

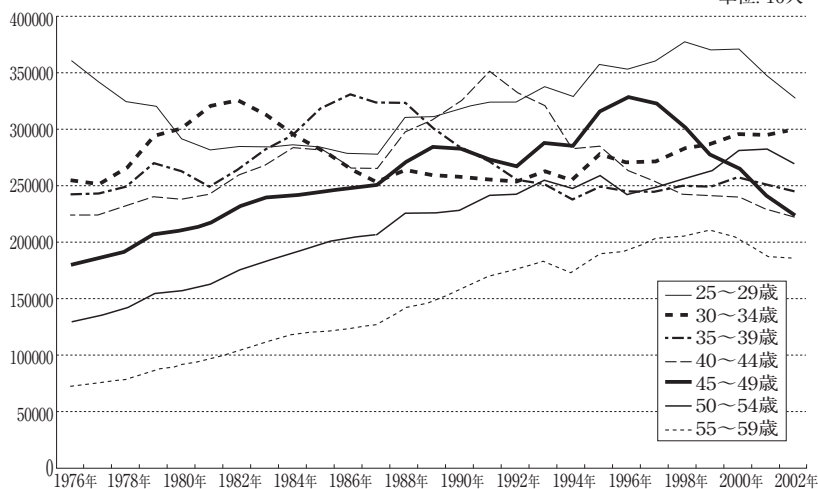


注: 女性パート労働者の数

出所: 厚生労働省『賃金センサス』

図表-4 年齢階層別 正規労働者数の経年変化

単位: 10人



注: 男女計の一般労働者の数

出所: 厚生労働省『賃金センサス』

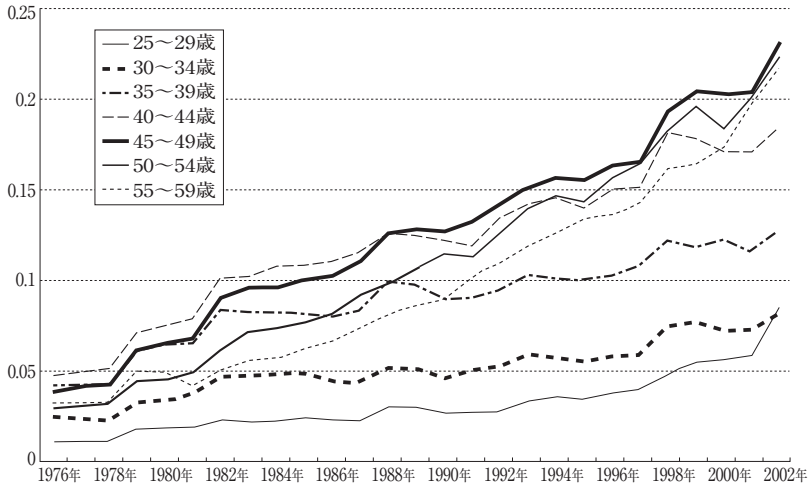
以上、パートタイマー労働者数の伸びが大きい中高年層において相対パート賃金が下落、対照的にパート労働者数の伸びが小さい若年層で相対パート賃金が上昇という関係がグラフによって観察された。年齢別の正規－パート賃金格差が各年齢階層固有の供給シフトによって説明されうること示唆している。もちろん、このことはパートタイマー偏向型の需要シフトが生じていた可能性を否定しない。次節で推定方法の定式化を行う。

3. 理論的な整理³⁾

(1) 年齢間の不完全代替を仮定したモデル

年齢階層特有の供給シフトが賃金に及ぼす影響を捉えるため、本稿ではCard and Lemieux (2001) のフレームワーク⁴⁾に従い、それぞれのタイプの労働者について年齢間に不完全代替が存在するモデルを展開する。まず正規－パートそれぞれの労働力について年齢集計を以下のように定

図表-5 年齢階層別 パートタイマー-正規比率の経年変化



注: 正規労働者については男女計の一般労働者、パート労働者については女性のものをを用いている
出所: 厚生労働省『賃金センサス』

義する。

$$R_t = \left[\sum_j (a_j R_{jt}^\eta) \right]^{1/\eta} \quad \text{但し, } -\infty < \eta \leq 1 \quad (\eta = 1 - 1/\sigma_A),$$

$$P_t = \left[\sum_j (b_j P_{jt}^\phi) \right]^{1/\phi} \quad \text{但し, } -\infty < \phi \leq 1 \quad (\phi = 1 - 1/\sigma_B).$$

R_{jt} : t 年における j 年齢階層の正規労働力(雇用者数)
 P_{jt} : t 年における j 年齢階層のパートタイマー労働力(雇用者数)

次に、上の2つの年齢計労働力は以下のCES生産関数によってひとつに結び付けられるとする。

$$y_t = (\theta_{rt} R_t^\alpha + (1 - \theta_{rt}) P_t^\alpha)^{1/\alpha} \quad \text{ただし, } -\infty < \alpha < 1. \quad (1)$$

ここで経済が完全競争的であれば賃金は限界生産力に等しくなるので、(1)式を年齢別の労働力で偏微分することによって各年齢階層の賃金率を得ることができる。

$$w_{jt}^r = \frac{\partial y_t}{\partial R_{jt}} = \frac{\partial y_t}{\partial R_t} \times \frac{\partial R_t}{\partial R_{jt}}, \quad (2)$$

$$w_{jt}^p = \frac{\partial y_t}{\partial P_{jt}} = \frac{\partial y_t}{\partial P_t} \times \frac{\partial P_t}{\partial P_{jt}}. \quad (3)$$

従って(2)式と(3)式の左辺の対数差分をとることで、正規-パート賃金格差に関する式が得られる。

$$\begin{aligned} \log \left[\frac{w_{jt}^r}{w_{jt}^p} \right] &= \log \left[\frac{\theta_{rt} R_t^{\alpha-\eta} \cdot a_j R_{jt}^{\eta-1}}{(1-\theta_{rt}) P_t^{\alpha-\phi} \cdot b_j P_{jt}^{\phi-1}} \right] \\ &= \log \left[\frac{\theta_{rt}}{(1-\theta_{rt})} \right] + \{ (\alpha-\eta) \log R_t - (\alpha-\phi) \log P_t \} \end{aligned}$$

$$+ \log \left[\frac{a_j}{b_j} \right] + \{ (\eta-1) \log R_{jt} - (\phi-1) \log P_{jt} \} \quad (4)$$

上式の右辺第1項はスキル偏向型技術変化 (Skill-Biased Technical Change、以下SBTC) と呼ばれる特定タイプの労働に対する需要シフトを表している。ここで年齢間の代替率が正規とパートで同一の場合には $\eta = \phi$ となり、(4)式は次のように表される。

$$\begin{aligned} \log \left[\frac{w_{jt}^r}{w_{jt}^p} \right] &= \log \left[\frac{\theta_{rt}}{(1-\theta_{rt})} \right] + (\alpha-\eta) \log \left[\frac{R_t}{P_t} \right] \\ &\quad + \log \left[\frac{a_j}{b_j} \right] + (\eta-1) \log \left[\frac{R_{jt}}{P_{jt}} \right] \end{aligned} \quad (5)$$

各年齢階層のパート-正規賃金格差は、「総正規労働者数に対する総パート労働者数の比率」に加え、「各年齢階層固有の正規-パート比率」にも依存することを意味している[$\eta-1=-1/\sigma_A$ (－)であることに注意]。需要シフトがコントロールされているので R_{jt} 、 P_{jt} は均衡雇用量であり、 $\log(R_{jt}/P_{jt})$ の係数は相対賃金の相対供給シフトに対する弾力性 (つまり需要曲線の傾き) とみなすことができる。(5)式が本稿における推計のベースとなる。

以上のような形による年齢間の不完全代替の設

定はしかし、年齢間の完全代替の可能性を否定するものではない ($\sigma_A = +\infty$)。その場合、(5) 式の最後の項はゼロとなり、各年齢の正規-パート賃金格差は、雇用タイプ偏向型需要シフトおよび年齢計の正規-パート比率のみによって決まる。

ただし、CESタイプの関数形によって年齢間の不完全代替を仮定した場合、すべての年齢階層間が同一の代替率となってしまうことには注意を払う必要がある。より一般的には非一定な年齢間代替を仮定したモデルが望まれるが、そのようなモデルは推計が複雑になる⁵⁾。

年齢別の労働力に不完全代替を設定するというものの意味は、一国の経済には常に若年者にしかできない仕事、壮年・老年者にしかできない仕事が存在するということである。たとえば、新入社員の教育には若手社員が適任かもしれないが、ある種の経営上の意思決定に関しては中高年以上の社員のほうが向いているかもしれない。その意味において単に同質の人的資本が経験年数とともに積み重なると言っていることとは異なる。

また、年齢間の不完全代替の可能性を考えることは次のような理由からも重要と思われる。すなわち、しばしば日本企業は不況期に正社員の新規採用を抑制するという形で雇用削減を行うことが指摘されているが、このことは結果として企業内における年齢構成を偏ったものにしてしまう(玄田 2004)。言い換えるならば日本企業は正社員の年齢間代替が極めて大きいということになる⁶⁾。

そうであったとしても、年齢別ではなく勤続年数別の賃金格差を見ることのほうが意味ある場合もある。しかしながら、『賃金センサス』は勤続年数の長いパートタイマーについて捕捉していない。

(2) 年齢別パートタイマー供給シフトと学歴間賃金格差

中高年層のパート供給が正規労働者と代替的であるとして、それではパート労働者は高学歴正規労働者に取って代わっているのだろうか、それとも低学歴正規労働者を代替しているのだろうか。先ほどと同じように高学歴労働力(大卒)、低学

歴労働力(中高卒)とパートタイム労働力それぞれについて年齢集計を定義する。

$$C_{jt} = \left[\sum_j (c_j C_{jt}^\eta) \right]^{1/\eta},$$

$$H_{jt} = \left[\sum_j (h_j H_{jt}^\eta) \right]^{1/\eta},$$

$$P_{jt} = \left[\sum_j (p_j P_{jt}^\eta) \right]^{1/\eta}.$$

C_{jt} : t 年における j 年齢階層の大卒労働力(雇用者数)

H_{jt} : t 年における j 年齢階層の中高卒労働力(雇用者数)

P_{jt} : t 年における j 年齢階層のパートタイム労働力(雇用者数)

年齢計の大卒労働者、高卒労働者とパートタイム労働者は次のネステッドCES関数で結び付けられるとする⁷⁾。

$$y_t = \left(\theta_t^c C_t^\alpha + (1 - \theta_t^c) (\theta_t^h H_t^\beta + \theta_t^p P_t^\beta)^{\alpha/\beta} \right)^{1/\alpha} \quad \text{ただし、} 0 < \theta_t^c < 1. \quad (6)$$

再び、年齢別の大卒労働者・高卒労働者の賃金は、上式をそれぞれのタイプの労働者について偏微分することによって得ることができる。ある年齢階層の大卒-高卒間賃金格差を $q_{jt} \equiv w_{jt}^c / w_{jt}^h$ で定義し、比較静学によりパートタイマー供給が単位増えた場合の賃金格差への影響を見ると、

$$\text{Sign} \left[\frac{\partial q_{jt}}{\partial P_{jt}} \right] = \text{Sign}(\beta - \alpha).$$

(6) 式における要素間の代替弾力性は、それぞれ $\sigma_c = 1 - 1/\alpha$ 、 $\sigma_\beta = 1 - 1/\beta$ となっているので、 $\beta \geq \alpha \Leftrightarrow \sigma_\beta \geq \sigma_c$ であり、パートタイマーが大卒労働力よりも高卒労働力と代替的であればパート供給が増加することで学歴間賃金格差は拡大し、反対にパートタイマー-大卒者間の代替弾力性がパートタイマー-高卒者間の代替弾力性より大きいならば学歴間賃金格差は縮小することになる。

4. 推計結果

(1) 年齢階層別のパート供給シフトは

正規-パート賃金格差の変動を説明するか？

推計に用いたデータは『賃金センサス』(厚生労働省)よりとった。時間当たり賃金率を計算するにあたり、正規労働者については「一般労働

図表-6 年齢間代替率の推計結果（正規・パートで代替率が同一の場合）

		全期間						～1989年		1990年～	
		(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
		Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
$\ln(\theta_t/(1-\theta_t))$	trend			-0.007	0.001 ***						
	B/W-Industry (1978～87)					0.015	0.003 ***				
	B/W-Industry (1988～2002)					0.017	0.005 ***				
Age	25										
	30	0.129	0.015 ***	0.134	0.015 ***	0.135	0.015 ***	0.127	0.034 ***	0.222	0.011 ***
	35	0.145	0.025 ***	0.156	0.025 ***	0.159	0.025 ***	0.134	0.061 **	0.364	0.023 ***
	40	0.139	0.030 ***	0.153	0.030 ***	0.156	0.031 ***	0.125	0.071 *	0.431	0.030 ***
	45	0.150	0.030 ***	0.164	0.030 ***	0.167	0.031 ***	0.132	0.066 **	0.464	0.033 ***
	50	0.177	0.027 ***	0.189	0.027 ***	0.192	0.027 ***	0.163	0.053 ***	0.466	0.031 ***
	55	0.101	0.025 ***	0.113	0.025 ***	0.115	0.025 ***	0.069	0.048	0.386	0.028 ***
$\ln(R_t/P_t)$				0.064	0.029 **	0.174	0.022 ***				
$\ln(R_{jt}/P_{jt})$		-0.224	0.021 ***	-0.214	0.021 ***	-0.212	0.021 ***	-0.199	0.048 ***	-0.042	0.023 *
const.		1.378	0.094 ***	0.993	0.118 ***	0.374	0.041 ***	1.300	0.214 ***	0.548	0.080 ***
Year Dummy		Yes		No		No		No		No	
Adj. R-Square		0.950		0.949		0.947		0.944		0.992	
N. of Obs.				189				98		91	

注1: 従属変数: $\ln(W_{jt}^R/W_{jt}^P)$

注2: OLSで推計。***→1%水準で有意、**→5%水準で有意、*→10%水準で有意

者」の「所定内給与額」を「所定内実労働時間」で割って得た。パートタイマー労働者の賃金率については、男性が1988年以降しか利用可能でないことから女性のものを用いている。年齢階層は5歳刻みで25歳から59歳まで、期間は1976年から2002年までをとった。また『賃金センサス』は学歴の区分を「中学卒」・「高校卒」・「短大・高専卒」・「大学卒」としているが、今回の分析では前二者を「中高卒」、後二者を「大卒」として分類した。

まず年齢階層別の労働供給シフトが正規－パート賃金格差に及ぼした影響を見ることにする。(5)式の σ_A は $\log(w_{jt}^R/w_{jt}^P)$ を年ダミー、年齢ダミー、 $\log(R_{jt}/P_{jt})$ に回帰することで得られるが(図表-6の第1列)、さらにこの値を用いた簡単な回帰を行うことで a_j 、 b_j の推定値を得ることができる。求めた a_j 、 b_j から年齢集計 R_t 、 P_t を計算し、改めて(5)式の推計を行った(図表-6の第2・3列)。

図表-6第2列の特定化ではSBTCがトレンドに従うと仮定している。第2列に示される各年齢階層固有の正規－パート比率の係数の値は第一段階の推定値(第1列)に極めて近い。またトレンド

でいったSBTCの係数が有意に負の値をとっているため、期間中、パートタイマー偏向型の技術変化があったと考えられる。

一方、図表-6第3列ではトレンドに代え、『雇用動向調査報告』(厚生労働省)より作成した「産業構造変化による需要シフト」指標を入れて推計を行った⁸⁾。『雇用動向調査報告』の雇用形態別労働者数は、1987年以前と1988年以降で産業分類が大きく異なるので2期間で別個のものとした(一方は1988年以降で0の値をとり、もう一方は1987年以前が0となる)⁹⁾。

図表-6の第3列から、①各年齢階層固有の正規－パート比率の係数が他2列と比較してもほとんど変化していないこと、②需要シフト・インデックスの係数がプラスであり理論と整合的であること(インデックスは正規労働に対する需要を表しているため、正規需要が増えると賃金格差が拡大することを意味する)がわかる。以上より、近年の若年層における正規－パート賃金格差の縮小および中高年層における格差拡大は、年齢階層固有の相対パート供給シフトが一因となっていたことが推察される。

ただし、先のグラフからは、90年代以降、中高年層における正規－パート賃金格差は必ずしも拡大しているわけではなく、その一方で中高年層のパート労働者の割合は90年代以降も増加し続けた事実も見えてきた。正規－パート賃金格差変動の原因を年齢階層固有の供給シフトに帰する上記の結果が、果たして全期間を通して成り立っていたと言えるのか確かめてみる必要がある。そこで、データを1989年以前と1990年以降に分けてあらためて(5)式の推計を行った(図表-6第4列・第5列)¹⁰⁾。各年齢階層のパート－正規賃金格差を年ダミー、年齢ダミーと各年齢階層固有の対数正規－パート比率に回帰した推計結果で、各年齢階層固有の対数正規－パート比率の係数は、89年以前で-0.199(1%水準で有意)と全期間で推計した場合とそれほど変わっていないものの、90年以降では-0.042と小さな値になってしまい、統計的な有意水準も下がっている。この値から計算した年齢間の代替の弾力性は23.8となり、極端に大きい。さらに、95年以降のみのサンプルで計測してみると、もはや、年齢階層固有の供給シフトの係数は統計的な有意性を示さない。従って、正規－パートの賃金格差推移の要因を年齢階層固有の相対供給シフトに帰そうとする本モデルによる試みは、少なくとも90年代以降においてはうまくいっていない。90年代以降で本モデルの当てはまりが悪いという事実は分析上検討すべきいくつかの事を含意していると考えられるが、ひとつには年齢間の労働力が90年代以降に不完全代替でなくなった可能性が挙げられる。この仮説はグラフによる確認や、推計結果からも妥当性が高いと思われる。筆者は90年代以降の日本経済において年齢別のインプット構造が変わったことを裏付けるような傍証を得ることができなかったが、企業内における年齢ごとの労働力の互換構造を変えるような組織ヒエラルキー上の変化がその時期に観察されたかもしれない。また、たとえば90年代以降におけるフリーターと呼ばれる人々の増加は、いわゆる「アルバイト」と「パート」の棲み分けが薄れてきていることと関わっている可能性がある。ただ、基本的に賃金を労働者数に回帰しているだ

けの本分析は、安定需要仮説と呼ばれるロジックと同じである。賃金と労働者数の変化に負の関係が観察されれば労働供給シフトの存在を推測することができるが、負の相関が見出されなかったとしてもそれは必ずしも供給シフトがなかったことを意味するわけではない(Katz and Autor 1999)。その意味において、90年代以降、年齢間の労働力に不完全代替を仮定すること自体が誤っていると即断することはできない。その場合には、今度は需要シフトを正確に捕捉できていないことが考えられる。特に年齢ごとの雇用タイプ別需要シフトは上のモデルには組み込まれていない。しかしながら、年齢別にパート需要シフトのインデックスを作ることは難しく、また年ダミーと年齢ダミーを掛け合わせてこれに代えようとしても、著しく自由度が下がってしまいやはり適当ではないことから、はっきりさせることができない。その他、CES関数によって年齢間不完全代替を仮定すること自体に限界がある可能性は考えられる。

以上は、年齢間の代替率が正規とパートで同一であると仮定した場合の結果であった。正規とパートは年齢間の代替率が異なっていると想定するほうが直感に訴える。そこで次に、正規－パートで年齢間代替率が異なるケースを検討することにする。正規とパート別々に年齢階層ごとの賃金を年ダミー、年齢ダミーおよび当該年齢階層の労働者数に回帰してみたところ、パートタイムに関して雇用量の係数は負の値をとる¹¹⁾ものの、正規に関してこの係数の符号は正となり理論と整合的ではなかった。そこで正規労働について、供給シフトの内生性を排除するため当該年齢人口を操作変数として二段階推定を行ったり、正規労働が短期的な契約でない可能性を勘案して3カ年の平均をとって同じ推計を試みたりしたが、いずれの推計においても係数は正の値をとり続けた。それらの結果は、正規労働に関しては、スポット・マーケットの需給バランス以外のメカニズムによって賃金が決定されているか¹²⁾、もしくは年齢間が完全代替である可能性を含意しているように見える¹³⁾。しかし、これも先の安定需要仮説のロジックを援

図表-7 パート供給シフトが学歴間賃金格差に及ぼす影響: 推計結果

		(1)			(2)		
		男女計サンプル			男性サンプル		
		Coef.	Std.	Err.	Coef.	Std.	Err.
Age	25						
	30	0.083	0.030	***	0.119	0.009	***
	35	0.211	0.043	***	0.240	0.012	***
	40	0.305	0.062	***	0.305	0.016	***
	45	0.342	0.089	***	0.304	0.021	***
	50	0.305	0.123	**	0.231	0.029	***
	55	0.192	0.161		0.085	0.039	**
ln(C _{jt} /H _{jt})		-0.184	0.094	*	-0.278	0.026	***
ln(P _{jt})		-0.155	0.044	***	-0.197	0.012	***
const.		1.325	0.292	***	1.510	0.086	***
Year Dummy		Yes			Yes		
Adj. R-Square		0.829			0.972		
N. of Obs.		189					

注1: 従属変数: ln(W_{jt}^c/W_{jt}^h)

注2: OLSで推計。***→1%水準で有意、**→5%水準で有意、*→10%水準で有意

用して考えれば、正規労働の推計においては単に年ダミーだけでは需要シフトを捉えきれていなかったということもありうる。

(2) 誰がパートタイム労働者に置き換えられているか？

年齢階層固有のパートタイマー供給シフトが学歴間賃金格差に及ぼす影響を検証するため、誘導形として以下の式を推計した。

$$\log\left(\frac{w_{jt}^c}{w_{jt}^h}\right) = g_1 \cdot \text{Year Dummy} + g_2 \cdot \text{Age Dummy} + g_3 \cdot \log\left(\frac{C_{jt}}{H_{jt}}\right) + g_4 \cdot \log(P_{jt}) + \varepsilon_{jt} \quad (7)$$

(7) 式を推計した結果は図表-7に示される。図表-7の第1列より対数パートタイマー労働者数の係数がマイナスであり、パートタイマー供給シフトは学歴間賃金格差を縮小させる方向に働いていることがわかる。つまりパートタイマー供給は高卒労働者より大卒労働者を置き換える効果が強いことが窺える。第2列はサンプルを男性に限定したものであるが、パートタイマー供給シフトはさらに大きく学歴間賃金格差を縮小させる方向に働いている（男性大卒労働者とり代替的である可能性）。図表-7では大卒正社員の相対供給量の係数も有意にマイナスの値を示しており、学歴間

賃金格差が基本的には大卒—中高卒の需給バランスによって決まっていることが確認される。

ここまで単純に労働者数そのものをもって労働力としてきたが、労働供給の質という点からすれば、本来、パートタイム労働力の構成変化も考慮しなければならない。『パートタイム労働者総合実態調査報告』（厚生労働省）によれば、パート労働者に占める短大・高専卒以上の学歴を持つ者の割合は1995年に18.6%であったのが、2001年には25.2%に昇っている。このような状況を鑑みればパート労働供給の質は近年、向上していることが予想される。しかしながら、パート労働について学歴別の賃金を知ることとはできず、適切なウェイト付けによって労働力の質変化を考慮してやるということができない。代替的な方法として、推計期間を3つ（1976～84年、1985～93年、1994～2002年）に分け、パートタイマーが学歴間賃金格差へもたらす影響に変化がないか調べてみた。それぞれの期間について別々に（6）式を推計した結果、1985年以降でパートタイム労働力の増減は大卒労働力と代替関係にありその影響力も2期間で変化がないように見えるものの、最も古い時期（1976～84年）ではパート労働者数と学歴間賃金格差は統計的に有意な関係にない。このことは上で推測したパート労働力の質向上を側面的に裏付

けていると思われる。

5. 検討事項

本節では、前節で得られた結果の頑健性を確認するためパート供給シフトが内生的に決まっている可能性について議論する。

本稿ではこれまでパートタイム労働者を外生的な供給シフトとして扱ってきた。しかし、賃金水準自体がパート就業の意思決定に関わることも考えられる。たとえばパート労働者の多くは女性であり、彼女たちが有配偶者である場合、パート労働供給の決定は夫の所得水準と関係する可能性がある。その場合、正規労働を構成する有配偶男性の所得とパート労働供給量が逆相関し、内生性の問題が発生する。正規賃金さが下がることで相対的にパート労働が過剰になるので、正規－パート賃金格差への影響ははっきりしないが、そもそも夫の所得とパート供給は明確な負の相関関係を示すのだろうか？ 上述の『パート実態調査』では配偶者の年収階級別にパート労働者の割合を載せている。しかしながら、これは配偶者の年収階級ごとのパート参加率を表すものではなく、あくまで全体の労働者に占める当該配偶者所得階層のパート労働者の割合なので、配偶者の所得階層分布自体を一部反映してしまっている。そこで『民間給与実態統計調査』（国税庁）の男性の年収分布を利用して、『パート実態調査』の数字を『民間給与調査』の収入分布で除することによって簡単な補正を行った。その結果、配偶者の年収階層とパート参加率との関係は、配偶者の年収が最も低い層で最も高い割合を示すものの、その他の階層では一様な相関を示すわけではないことが見てとれた。配偶者の賃金変動がパート供給シフトへもたらす影響は必ずしも明確でないと考える。

また、賃金の下方硬直性から正規労働市場に割当が存在する場合、正規労働需要の減少が本意ながらのパート供給増につながっている可能性がある。このケースでも正規需要シフトがパート供給に影響を及ぼしている。（正規労働者数に対する相対的な）パート数の変動を供給側の要因によ

るものとみなして分析を行うためには需要要因のコントロールが重要となるが、米国の女性労働供給の拡大について州ごとのデータを用いてその賃金への影響を調べたJuhn and Kim (1999) によれば、需要シフトのコントロールの仕方次第で弾力性の推定値は大きく異なるとされる。このような需要シフト・コントロールに伴う恣意性を回避するための一つ的手段として外生的な供給ショックを探す方法もある。たとえばAcemoglu, Autor and Lyle (2004) では戦時中の男性の徴兵を女性労働供給の操作変数として推計を行っている。本分析では、パート偏向型需要シフトをトレンド項と産業構造変化による需要シフト・インデックスの2通りによって代理させたが、係数の値は大きく異ならなかった。従って、需要シフトの不十分なコントロールに伴うバイアスはあったとしても大きなものではないと考える¹⁴⁾。

6. 結論

本稿を通して以下の点が明らかになった。

- ・年齢階層固有の相対パート供給シフトは、各年齢階層の正規－パート賃金格差の変動を説明しうる。しかし、90年代以降については年齢階層固有の供給シフトが正規－パート賃金格差を説明する大きな要因となっていたかわからない。
- ・また、正規労働者の賃金については年齢階層固有の供給シフト要因の存在を示すはっきりした証拠が得られなかった。パートタイマーに関しては年齢間の不完全代替の仮定が弱いながら成り立つと言えそうである。
- ・一方で、分析期間を通して、パート労働偏向型の需要シフトが存在したことも窺える。
- ・パート労働力は、同一年齢内の大卒正規労働者と代替的な関係にあると思われる。その結果、(当該年齢層でパート供給が拡大すれば)同一年齢内での学歴間賃金格差は縮小する方向に動くことになる。

80年代までの年齢階層内正規－パート賃金格差の推移は供給要因に大きく依存してきた可能性が本稿で示された。大竹（2000）は、90年代の年齢計正規－パート賃金格差の拡大が主にパート供給シフトによってもたらされていたことを指摘したが、本稿で見たように個別の年齢階層まで下りれば、90年代については必ずしも労働供給のみが正規－パート賃金格差の主因となっていたかどうかははっきりしない。この期間、年齢間の労働供給が完全代替であった可能性はある。いずれにせよ、格差の検討をこのような需給バランスという最も古典的なフレームワークによる議論から始めることは極めて重要であると考えられる。

本分析に残された課題として、事業所レベルでの観察との整合性の問題が挙げられる。正規－パートの雇用創出・消失を見た玄田（2004）によれば、個別事業所のレベルでいわゆる正規とパートの置き換えが進んでいるわけではない。本稿で得られたマクロ・レベルでの結果の含意には注意を払う必要がある。またパートが誰に取って代わっているのかということを論じる際には、職種や産業セクターといった分類が学歴分類以上に重要となるかもしれない。この点も今後の分析課題としたい。

† 日本経済学会2004年度春季大会において報告した内容に加筆・修正したものである。報告において原ひろみ氏（労働政策研究・研修機構）より詳細なコメントを頂いた。本稿の作成過程で樋口美雄、清家篤、中島隆信（以上、慶應義塾大学商学部）の諸氏からは丁寧な指導を受けた。また、本稿は匿名レフェリーとの有意義な議論のなかで完成させることができたと言える。足利貴聖氏（財務省）からの指摘が有益であった。河田壮平氏（京都大学）にはデータ整理に協力頂いた。以上の方々に心より感謝の意を表する。言うまでもなく本稿に残された誤りは筆者に帰属するものである。

注

- 1) グラフ中、55～59歳で正規－パート賃金格差が一貫して拡大してきたのは55歳から60歳への定年制延長と関係していることも考えられる。制度変更によりこの年齢階層における継続就業者が増え、正規の賃金が高止まりしている可能性について留意しておく必要がある。
- 2) ただし、グラフから確認する限り、90年代以降、中高年層における格差は必ずしも拡大しているとは言えない面もある。この観察事実と推計結果の関係について

は後に述べる。

- 3) モデルの展開・推定のプロセスについて、より詳しくはSakai（2004）の該当箇所を参照されたい。
- 4) Card and Lemieux（2001）では、（正規－非正規の賃金格差ではなく）学歴間賃金格差について扱っている。
- 5) 本モデルは投入要素として労働力だけを考えているが、原（2003）は個票データを用いて正規労働と非正規労働の代替・補完関係を実証分析し、その結果、資本を投入要素として仮定することが不可欠であると結論付けている。
- 6) ただし、玄田（2004）も指摘する通り、この現象は中高年の雇用を守ることが優先された結果生じたものとみなすこともできる。
- 7) 本稿では高卒労働者とパート労働者をネストしているが、大卒労働者とパート労働者をネストして比較静学を行った場合でも得られる含意は同じである。
- 8) ここでの産業構造変化に伴う相対需要インデックスの作成についてはSakai（2004）を参照。この指標は各産業の生産関数がホモセティックになっているというかなり強い仮定をおいていることになり、実際の相対要素需要を過小にも過大にも推定している可能性がある。パートタイマー労働者について十分細かい産業分類でその賃金支払い額が得られれば、より緩い仮定の下で需要シフト・インデックスを作成することができるが、今回そのようなデータを見付けることができなかった。様々な需要シフト・インデックスに関する議論としては、たとえばKatz and Autor（1999）を参照。
- 9) インデックス作成にあたりデータが1978年以降に制限されたので、推計もその期間について行った。
- 10) 期間を分けた推定では必ずしもパラメータが安定していなかったため、得られたパラメータから再計算を行う二段階目の推計は今回行っていない。
- 11) 係数の値は -0.021 （1％水準で有意）であり、この値は正規－パートの年齢間代替率が等しいと仮定した場合の推計に比べると大分小さいと言える。
- 12) 米国における正規労働者の賃金とその時代の労働市場の需給バランスに依存していないことを指摘した代表的な実証研究として、Beaudry and DiNardo（1991）やGrant（2003）がある。それらの研究によれば、賃金は入社後もっとも需給バランスが逼迫した時の労働市場の状態に影響を受けるとされる。
- 13) ただし、係数が統計的にプラスに有意であることから年齢間が完全代替的である可能性は低いと考えられるが。
- 14) 本稿のモデルが前提としているもう一つの大きな仮定は、経済が労働資源のすべてを利用している状態、すなわち完全雇用経済であるということである。現実には失業が存在することを鑑みれば、この仮定の妥当性についても検討が必要となる。しかしながら、失業が労働需給ギャップによってもたらされているのか、それとも構造的な要因でもたらされているのか等、失業の発生原因についても様々な見解があり、それらの根本的な理論にまで遡って厳密な議論・検証をすること

は本稿の限られた紙幅のなかでは無理がある。

文献

- 大竹文雄, 2000, 「90年代の所得格差」『日本労働研究雑誌』480: 2-11.
- 玄田有史, 2004, 『ジョブ・クリエイション』日本経済新聞社.
- 原ひろみ, 2003, 「正規労働と非正規労働の代替・補完関係の計測——パート・アルバイトを取り上げて」『日本労働研究雑誌』518: 17-30.
- Acemoglu, Daron, David Autor and David Lyle, 2004, “Women, War and Wages: The Effect of Female Labor Supply on the Wage Structure at Midcentury,” *Journal of Political Economy*, 112: 497-551.
- Beaudry, Paul and John DiNardo, 1991, “The Effect of Implicit Contracts on the Movement of Wages over the Business Cycle: Evidence from Micro Data,” *Journal of Political Economy*, 99: 665-88.
- Card, David, and Thomas Lemieux, 2001, “Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men? A Cohort-Based Analysis,” *Quarterly Journal of Economics*, 116: 705-46.
- Grant, Darren, 2003, “The Effect of Implicit Contracts on the Movement of Wages over the Business Cycle: Evidence from the National Longitudinal

Surveys,” *Industrial and Labor Relations Review*, 56: 393-408.

- Juhn, Chinhui, and Dae Il Kim, 1999, “The Effects of Rising Female Labor Supply on Male Wages,” *Journal of Labor Economics*, 17: 23-48.
- Katz, Lawrence F., and David Autor, 1999, “Inequality in the Labor Market,” in Orley Ashenfelter and David Card, eds., *Handbook of Labor Economics Vol. 3A*, Amsterdam and New York: North-Holland: 1463-1555.
- Sakai, Tadashi, 2004, “Measuring the Impact of Cohort-Specific Part-timer Supply on Earnings Inequality: The Trend over the Last Quarter of the 20th Century in Japan,” KUMQRP Discussion Paper Series: 20.
(<http://www.coe-econbus.keio.ac.jp/data/DP03-20.pdf>)

(2005年8月1日掲載決定)

さかい・ただし 国立社会保障・人口問題研究所 研究員。主な論文に「フリーターのその後——就業・所得・結婚・出産」(『日本労働研究雑誌』535, 2005, 共著)。労働経済学専攻。