

# 地域賃金カーブに関する実証分析

坂西明子

## 1. はじめに

本稿の目的は地域の賃金が失業率と負の相関を持つという「賃金カーブ」(wage curve)の計測を日本のデータを用いて行うことである。賃金カーブの理論的・実証的な考察はBlanchflower and Oswald (1994a)に詳しい。イギリス、アメリカについて数年単位の期間毎の賃金カーブと、性、勤続年数、教育期間、組合の加入、雇用形態がパートタイムであるかどうか等、個人の属性を説明変数に含めた推定が行われている。

本稿の賃金カーブの推定期間は昭和55年から平成7年までの16年間である。常用労働者について性ごとの推定、およびパートタイム労働者についての推定を行っている。16年間賃金カーブの形態が一定であったといえるのか、構造変化に対する検定を行い、検定結果に基づいて推定期間を分割している。女性常用労働者の賃金と地域失業率の相関係数の計算から、昭和55年から平成3年まではほぼすべての産業で賃金と失業率の負の相関が得られ、平成4年以降には逆に正の相関が得られている。そこで、期間を昭和55年から平成3年までと平成4年から7年までに分割した。各主体についてこの両期間に構造変化はないという帰無仮説を検定した結果、すべて棄却されており、期間分割すべきであることがわかる。

Blanchflower and Oswald (1990)、Blanchflower and Oswald (1994a)、Blanchflower, Oswald and Garrett (1990)等、外国の賃金カーブの推定を行った先行研究では、賃金にマイクロデータを用いて分析を行っている。日本については、賃金に関するマイクロデータは公表されていない。そのため、ここでは集計されたデータである「賃金センサス」を用いる。失業率は、「労働力調査年報」の年次データを用いる。労働力調査年報では、全国を10に分割した地域単位が用いられており、本稿ではこの地域設定を用いる。地域区分と構成県を以下に挙げる。北海道、東北（青森、岩手、宮城、秋田、山形、福島）、南関東（埼玉、千葉、東京、神奈川）、北関東・甲信（茨城、栃木、群馬、山梨、長野）、北陸（新潟、富山、石川、福井）、東海（岐阜、静岡、愛知、三重）、近畿（滋賀、京都、大阪、兵庫、奈良、和歌山）、中国（鳥取、島根、岡山、広島、山口）、四国（徳島、香川、愛媛、高知）、九州（福岡、佐賀、長崎、熊本、大分、宮崎、鹿児島、沖縄）である。

本稿の構成は次の通りである。第2節では賃金カーブの推定式を示し、データについて説明する。第3

節では推定結果を表す。第4節では得られた結果をまとめて締めくくる。

## 2. 賃金カーブの推定式とデータ

賃金カーブの関数の一般形は次のようになる。wを賃金、iを産業ダミーのベクトル、tをタイムダミーのベクトル、 $U_r$ を地域の失業率とする。

$$\ln w = \phi(U_r, i, t) \quad (1)$$

推定において、物価に関するデフレーターを用いた調整は行わない。ここではタイムダミーによって、このような調整を行うことにする。つまり、すべての地域において、物価の上昇は同じであると考えている。(1)式のような推定式に地域の固定効果を含めることに関する問題は、Blanchflower and Oswald (1994b)で論じられている。十分に長い推定期間がとられていないときには、地域ダミーを含めた賃金カーブを正しく推定することは不可能になる。本稿では推定期間が16年と短く、このような問題が生じていることが考えられる。さらに、日本の地域失業率は変動が少ないので、地域の固定効果を含めた推定を行うのに適していないことが考えられる。16年間の地域失業率の変動係数(=標準偏差/失業率の平均値)を計算すると、平均して男性で4.6%、パートタイムを除く女性常用労働者で4.8%と極めて小さくなっている。

(1)式は賃金と失業率の関係を表している。関数形の特定化において、失業率も対数値を用いることによって、弾性値を推定する。

本稿の賃金のデータは、「賃金センサス」の都道府県別主要産業の賃金と賞与を用いて計算する。具体的には、次のような計算方法による。「平均月間決まって支給する現金給与額」に「平均年間賞与その他特別給与額」の12分の1を足した値をもって月間所得とする。この月間所得を、平均月間所定内労働時間数に平均月間超過労働時間数の1.25倍を加えた値で割って、1時間あたり平均賃金を求める。産業分類は、建設業、製造業、卸売・小売業ならびに飲食店、金融・保険業、サービス業の5つである。これらの産業について、性ごとに賃金を計算している。

失業率のデータには、「労働力調査年報」の地方別の年間平均失業率を用いる。労働力調査年報は全国を10の地域に分割しており、地域区分とその構成県は次のようになっている。すなわち、北海道、東北(青森、岩手、宮城、秋田、山形、福島)、南関東(埼玉、千葉、東京、神奈川)、北関東・甲信(茨城、栃木、群馬、山梨、長野)、北陸(新潟、富山、石川、福井)、東海(岐阜、静岡、愛知、三重)、近畿(滋賀、京都、大阪、兵庫、奈良、和歌山)、中国(鳥取、島根、岡山、広島、山口)、四国(徳島、香川、愛媛、高知)、九州(福岡、佐賀、長崎、熊本、大分、宮崎、鹿児島、沖縄)である。

賃金のデータは都道府県の年次データとなっており、労働力調査年報の地域区分の方が大きくなっている。より細かい地域区分を用いるのが望ましいと考えられるが、第1節でも述べた通り、都道府県別の失

業率の年次データは利用できない。このため、労働力調査年報の各地域区分について、構成県の県内就業者数を地域全体の就業者数で割った値をウェイトにして構成県の賃金を加重平均することによって、地域の賃金を計算する。なお、県内就業者数は「県民経済計算年報」から対応する年次のデータを引用する。「県民経済計算年報」には、他に県民雇用者数が記載されている。しかし、居住地についてみた県民概念よりも、従業地についてみた県内概念のデータを用いる方が、雇用者がどの地域から賃金を得ているかという情報としてふさわしいと思われる。

### 3. 推定結果

推定期間は昭和55年から平成7年までの16年間である。プール化されたクロスセクションの式を推定する。

表-1に男性、女性常用労働者ならびにパートタイム労働者に関して、賃金と性ごとの失業率の対数値を用いて行った推定結果を示している。表の縦列について、(1)は男性について、産業ダミー、タイムダミー、男性失業率の対数値を説明変数に含めて推定を行った結果を表している。タイムダミーを除いた推定値について示している。(2)は同様の説明変数を用いた時の女性常用労働者に関する推定結果、(3)はパートタイム労働者についての推定結果を表している。タイムダミーは昭和55年を除いた15年について、そして産業ダミーは建設業を除いた4産業について作成している。ダミーに含まれない年次および産業の効果は、定数項に反映される。パートタイム労働者については、産業分類は製造業、卸売・小売業ならびに飲食店、サービス業の3つであり、産業ダミーは製造業を除いた2産業について付加している。

表-1からすべての主体において、産業を表す係数は有意となっており、産業間の賃金格差があることがわかる。(1)の男性の賃金は、昇順で建設業、製造業、卸売・小売業ならびに飲食店、サービス業、金融・保険業の順となっている。(2)の女性の賃金は、昇順で製造業、建設業、卸売・小売業ならびに飲食店、サービス業、金融・保険業の順となっている。(3)のパートタイム労働者の賃金は、昇順で製造業、卸売・小売業ならびに飲食店、サービス業の順となっている。

失業率の係数は、(1)の男性についての推定結果では $-0.088$ と負で有意となっているが、(2)の女性についての推定では有意になっていない。(3)のパートタイム労働者の推定では、失業率の係数は $-0.027$ となっており、10%水準で有意となっている。しかし、パートタイムの方が男性よりも弾性値が小さく、一般に賃金調整は前者の方が行われやすいと予想される結果と異なっている。その原因として、性ごとの失業率を用いていることが挙げられる。女性については、地域の状態による労働力の変動が男性よりも起こりやすく、女性の失業率は労働力率等の要因によって影響を受けやすいことが考えられる。この点について、地域失業率と賃金の相関係数が、女性の失業率と地域全体の失業率を用いたときにどのように異なるのかを表-2で見ている。昭和55年から平成7年までの16年について、パートタイムを除く女性常用労働者の産業ごとに計算した相関係数を表している。

表-1. 性ごとの失業率の対数値を用いた賃金カーブの推定結果

	(1)男性	(2)女性	(3)パートタイム
(産業ダミー)			
製造業	0.064** (4.96)	-0.051** (-3.61)	
卸売・小売業ならび に飲食店	0.034** (2.65)	0.033** (2.36)	0.058** (5.42)
金融・保険業	0.600** (46.30)	0.572** (40.27)	
サービス業	0.085** (6.60)	0.229** (16.09)	0.167** (15.74)
$\ln U_t$	-0.088** (-5.88)	0.008 (0.50)	-0.027* (-1.76)
定数項	6.731** (109.41)	6.555** (98.18)	6.072** (94.68)
自由度調整済み $R^2$	0.863	0.852	0.784

注) 括弧内の数値はt値を表す。また、\*は有意水準10%であることを、\*\*は5%であることを表す。

表-2. 女性常用労働者についての賃金と失業率の相関係数

	建設業		製造業		卸売業・小売業		金融・保険業		サービス業	
	女性	全体	女性	全体	女性	全体	女性	全体	女性	全体
55年	0.12	0.10	-0.10	-0.13	0.07	-0.01	0.37	0.22	-0.03	-0.09
56年	0.11	-0.22	-0.04	-0.39	0.11	-0.27	-0.25	-0.29	0.11	-0.17
57年	0.08	-0.24	-0.06	-0.44	0.04	-0.31	-0.19	-0.25	0.05	-0.24
58年	0.16	-0.21	-0.07	-0.42	-0.04	-0.35	-0.32	-0.55	0.04	-0.26
59年	-0.08	-0.39	-0.23	-0.49	-0.09	-0.35	-0.30	-0.43	-0.07	-0.31
60年	-0.09	-0.39	-0.16	-0.46	0.03	-0.28	-0.41	-0.56	-0.01	-0.28
61年	0.07	-0.30	-0.08	-0.45	0.04	-0.31	-0.17	-0.25	0.10	-0.21
62年	0.02	-0.29	-0.09	-0.43	0.02	-0.28	-0.07	-0.37	0.06	-0.21
63年	-0.01	-0.29	-0.18	-0.43	0.02	-0.23	-0.43	-0.50	-0.09	-0.29
1年	0.05	-0.33	-0.08	-0.44	0.04	-0.34	-0.11	-0.36	0.02	-0.32
2年	-0.05	-0.25	-0.14	-0.34	0.06	-0.17	-0.16	-0.31	-0.03	-0.21
3年	-0.01	-0.11	-0.17	-0.28	0.16	0.01	-0.43	-0.52	-0.07	-0.20
4年	0.14	0.00	0.03	-0.10	0.22	0.11	-0.42	-0.59	0.12	0.03
5年	0.42	0.18	0.30	0.05	0.37	0.14	-0.03	-0.25	0.26	0.03
6年	0.49	0.27	0.35	0.15	0.51	0.29	0.26	0.04	0.36	0.21
7年	0.24	0.25	0.22	0.26	0.38	0.33	0.01	-0.12	0.30	0.25

注) 各産業について、左列と右列はそれぞれ女性の失業率、地域全体の失業率を用いた相関係数を表す。

表－２から女性の失業率を用いたときには、地域の賃金と失業率の相関係数は金融・保険業を除いて、ほぼ絶対値で0.1未満と小さく相関がほとんどないと考えられるのに対し、地域全体の失業率を用いたときには、昭和55年から平成3年まで負の相関が得られることがわかる。表－２の結果から、地域の就業の見込みや需要の状態などは、女性の失業率よりも地域全体の失業率の方が良く表していることが考えられる。

地域別失業率の決定因を男女別に考察した研究として、水野（1992）がある。水野（1992）は1970年と75年の国勢調査の都道府県別データを用いて、地域別失業関数を男女別に推定している。その結果、1975年において男女計の失業率に影響を与える変数は、加工部門比率（全就業者に占める製造業就業者の比率）、サービス／加工部門比率（全就業者に占めるサービス部門就業者の比率／加工部門比率）、若年労働力比率（15～24歳の労働者比率）、欠員率（欠員数を欠員数に雇用者を足した値で割ったもの）であり、係数の推定値はそれぞれ、0.058、1.87、0.34、0.22、－0.75である。女子失業率を被説明変数とした時には、加工部門比率、サービス／加工部門比率、高齢労働者比率（55～64歳労働力人口比率）、欠員率が有意な影響を与えており、係数の推定値はそれぞれ、0.064、0.95、0.049、－0.25である。各推定で異なっているのは、欠員率の係数の大きさである。欠員率は被雇用確率の代理変数であり、欠員率が高くなるほど被雇用確率が高くなるため、失業率が低くなるという影響は明らかである。女子失業率を用いたときよりも男女計の失業率を用いた方が、欠員率の影響は大きくなる。1970年の推定においては、欠員率ではなく、殺到率（有効求人数に対する有効求職者数の割合）が説明変数に用いられている。女子失業率を被説明変数とした推定では殺到率の係数が0.10であるのに対し、男女計の失業率を被説明変数とした場合には、0.15となっている。殺到率もまた被雇用確率の代理変数であり、殺到率が高くなるほど失業率も高くなることは明らかである。殺到率の失業率に与える影響は、欠員率と同様に女子失業率よりも男女計失業率に対する方が大きい。このような被雇用確率の失業率に与える大きさの違いと表－２の結果から、女子失業率よりも男女計の失業率を用いた方が地域の被雇用確率をより良く表すことが考えられる。

そのため、以下においては地域全体の失業率を用いて賃金カーブの推定を行う。表－２から地域全体の失業率によって相関係数を求めたとき、平成4年以降、金融・保険業を除いたほとんどの産業で失業率と賃金には弱い正の相関があることがわかる。平成3年以前に負の相関が見られているのは逆の現象であり、構造変化が起こっている可能性がある。

そこで、説明変数に失業率の対数値とその3乗の値を含めた非線形の推定を行い、平成4年以降とそれ以前とで構造変化が生じているのかどうか、次のような手順でF検定によるテストを行う。このようなF検定の詳細については、畠中（1991）で述べられている。

地域を下付き文字  $i$  で表し、年を下付き文字  $t$  で表す。説明変数のベクトル  $X$  を、パラメーターのベクトルを  $\beta$ 、従属変数を  $Y$ 、誤差項を  $u$  とする。昭和55年から平成3年までと、平成4年から7年までの二つの期間において、第一の期間では  $Y_1 = X_1\beta_1 + u_1$ 、第二の期間では  $Y_2 = X_2\beta_2 + u_2$  であるとする。

また、 $X = \text{diag}[X_1, X_2]$  とおく。  $X_1$  と  $X_2$  はそれぞれ、  $m_1 \times k_1$  と  $m_2 \times k_2$  の行列である。二つを合わせて、モデルは次の形をとる。

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 \\ 0 & X_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \end{bmatrix} \quad (2)$$

失業率の対数值とその3乗の係数が両期間において、同じといえるかについては、 $\beta_1$  の第一、第二要素と  $\beta_2$  の第一、第二要素が等しくなっていることを検定すればよい。(2)式の最小自乗推定量を  $b$  とすると、 $b' = (b_1', b_2')$  である。  $I_2' = (1, 1)$ 、  $O_1$  を  $2 \times (k_1 - 2)$ 、  $O_2$  を  $2 \times (k_2 - 2)$  のゼロ行列とする。  $R = [I_2, O_1, -I_2, O_2]$  とすると、 $\beta_1$  と  $\beta_2$  の第一、第二要素が等しいという制約に対する検定は、誤差項の分散の不偏推定量を  $s^2$  と置くと、次のようになる。(2)式の残差自乗和を  $USSR$ 、 $\beta_1$  と  $\beta_2$  の第一、第二要素が等しいという制約のもとでの残差自乗和を  $RSSR$  としている。

$$\frac{(Rb)'(R(X'X)^{-1}(Rb))}{2s^2} = \frac{RSSR - USSR}{USSR} \left( \frac{(m_1 + m_2) - (k_1 + k_2)}{2} \right) \\ \sim F(2, (m_1 + m_2) - (k_1 + k_2)) \quad (3)$$

(3)の統計量は帰無仮説の下で、自由度  $(2, (m_1 + m_2) - (k_1 + k_2))$  のF分布に従う。期間を昭和55年から平成3年までの12年間と平成4年から7年までの4年間に分割して、男性、女性常用労働者並びにパートタイム労働者について、以上のようなF検定を試みる。男性については、検定統計量が19.23であり、これを有意水準が0.01の  $F(2, 772) = 4.63$  と比較すると、帰無仮説が棄却される。女性常用労働者について、

表-3. 地域全体の失業率を用いた賃金カーブの推定結果 (昭和55年~平成3年)

	(1) 男性	(2) 女性	(3) パートタイム
製造業	0.083** (5.51)	-0.038** (-2.42)	
卸売・小売業ならび に飲食店	0.047** (3.09)	0.044** (2.81)	0.058** (5.12)
金融・保険業	0.632** (41.85)	0.611** (39.14)	
サービス業	0.106** (7.02)	0.242** (15.48)	0.167** (14.84)
$\ln U_t$	-0.059** (-3.50)	-0.122** (-6.96)	-0.126** (-7.73)
定数項	6.825** (97.96)	6.026** (83.60)	5.681** (84.99)
自由度調整済み $R^2$	0.841	0.846	0.717

注) 括弧内の数値はt値を表す。また、\*\*は有意水準5%であることを表す。推定期間は昭和55年から平成3年までである。

検定統計量は20.91であり、同様に帰無仮説は棄却される。パートタイム労働者について、検定統計量は117.54であり、これを有意水準が0.01の $F(2,456)=4.65$ と比較すると、帰無仮説は棄却される。すなわち、すべての主体において、両期間では構造変化が生じて、賃金カーブの形態が変化したと結論できる。

このような検定結果に従って、以下には推定期間を分割して賃金カーブの推定を行う。表-3に昭和55年から平成3年までについて、主体ごとに失業率の対数値を説明変数に用いた線形の賃金カーブの推定結果を表している。

表-3の結果を見ると、失業率の係数はすべての主体において負で有意となっている。賃金の失業率弾性値は、パートタイム労働者が-0.126と最も大きく、次に女性が-0.122、そして男性が-0.059という順になっていることがわかる。これは企業内訓練の低い労働者ほど、賃金カーブの弾性値が大きくなるとした第3節の考察通りの結果になっている。表-1の結果と比べると、男性では失業率の弾性値が小さくなっている。表-3の推定では女性も含めた地域全体の失業率を用いており、表-2で女性の賃金と失業率の相関係数が女性の失業率を用いたときに小さくなっていることから、男性の失業率を用いる場合よりも賃金と失業率の負の関係が弱くなっているためであることがわかる。

次に平成4年から7年までの後半期間について賃金カーブの推定を行う。表-4に推定結果を表している。推定結果を見ると、失業率の係数はすべての主体において正となっていることがわかる。ただし、女性及びパートタイム労働者に関しては有意ではなく、パートタイム労働者に関する推定値は0.001とほぼゼロに等しくなっている。パートタイム労働者の推定において、自由度調整済のR自乗値が表-3の前半

**表-4. 地域全体の失業率を用いた賃金カーブの推定結果（平成4年～7年）**

	(1) 男性	(2) 女性	(3) パートタイム
(産業ダミー)			
製造業	0.007 (0.29)	-0.092** (-3.33)	
卸売・小売業ならび に飲食店	-0.003 (-0.12)	0.002 (0.08)	0.057** (2.59)
金融・保険業	0.502** (20.16)	0.454** (16.47)	
サービス業	0.024 (0.96)	0.189** (6.84)	0.167** (7.56)
$\ln U_t$	0.124** (3.19)	0.056 (1.31)	0.001 (0.02)
定数項	8.119** (53.01)	7.336** (43.28)	6.646** (38.08)
自由度調整済み $R^2$	0.764	0.716	0.329

注) 括弧内の数値はt値を表す。また、\*は有意水準10%、\*\*は有意水準5%であることを表す。推定期間は平成4年から7年までである。

期間に0.717となっているのと比べると、後半期間には0.329と大きく説明力が落ちていることがわかる。後半期間について、男性で0.124と大きな正の失業率弾性値が得られたことは、表-3の前半期間の推定において-0.059と負の失業率弾性値が得られたのと対照的である。賃金と失業率の正の関係は、賃金の高い地域ほど失業率が高く、失業率を減らすような賃金調整がうまく行われていないことを表している。このような賃金の調整の遅さ、あるいは賃金の硬直性は男性に関して見られ、賃金調整の遅さが失業率をさらに上昇させることから、男性の失業問題を一層深刻にしている可能性がある。地域間で賃金調整がされていないモデルは、Harris and Todaro (1970) で考察されており、都市における最低賃金の設定が郊外から都市への労働移動を誘導し、都市の失業率を上昇させることが論じられている。賃金と失業率の正の関係は賃金硬直性が存在しているという意味で、Harris and Todaro (1970) の議論が成り立つような領域を表している。表-4から、女性およびパートタイム労働者については、賃金と失業率に有意な関係が見られず、賃金調整の問題は生じていないということがわかる。

前半期間と後半期間について、大きく異なった賃金カーブの推定結果が得られた。実際に昭和55年から平成7年まで地域失業率の変動はどのようなようであったのか、図-1に地域ごとの全体の失業率を示して検討する。

図-1. 地域失業率の変化 (昭和55年～平成7年)

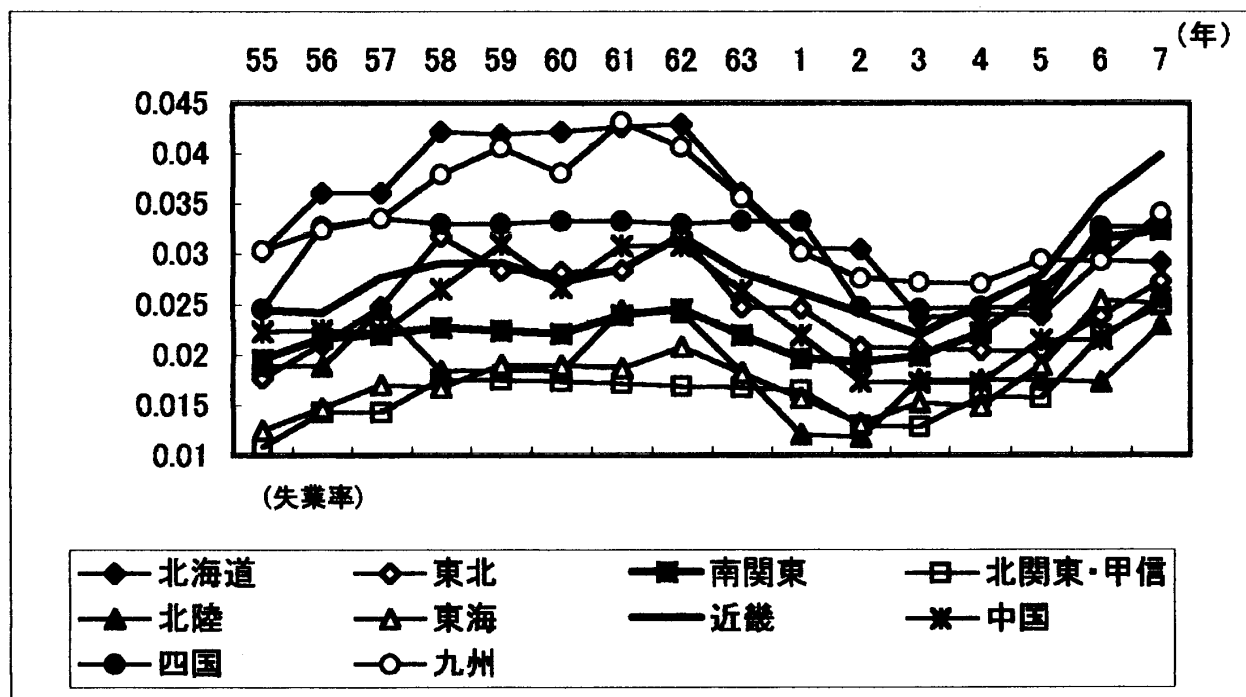


図-1から地域失業率は昭和58年から62年まで高い傾向にあり、地域間の失業率格差も大きいことがわかる。昭和63年から平成3年まで、ほぼ全国的に失業率は低下しているが、地域間の失業率格差は依然として大きかった。平成4年から平成7年の地域失業率を全国的に見ると、再び上昇傾向を示している。し



かし、それ以前の時期と比べると、地域間の失業率格差は縮小していることがわかる。地域別に見ると、昭和63年頃まで最も高い失業率を示していた北海道と九州の地域で、昭和63年から平成3年まで失業率は大きく低下しており、平成4年から7年にかけて失業率の上昇幅は他の地域と比べて小さくなっている。近畿と南関東では平成4年から7年まで、失業率は急速に上昇しており、特に近畿は平成6年以降、最も失業率の高い地域となっている。平成3年以前に最も失業率の小さかった東海、北関東・甲信の地域においても、平成4年以降急速な失業率の上昇が見られ、地域間失業率格差の縮小の一因となっていることがわかる。近畿と南関東の地域は大阪府、東京都といった大都市地域を含んでいる。平成4年以降に賃金と失業率の負の関係が見られなくなった要因は、他地域と比べて賃金が高いこれらの地域において、失業率が急速に上昇したことにあると考えられる。

#### 4. おわりに

本稿では、多くの国についての賃金カーブを推定したBlanchflower and Oswald (1994a) の理論に基づき、日本の賃金カーブの推定を行った。日本においても、昭和55年から平成3年までは、賃金と失業率が負の相関を持つという賃金カーブが支持されることが、第3節での実証分析の結果わかった。男性と女性ならびにパートタイム労働者の賃金カーブを別々に推定した結果から、失業率の弾性値はパートタイム労働者が最も大きく、次いで女性、男性の順であることがわかった。弾力性の値は、男性では $-0.059$ 、女性では $-0.122$ 、パートタイム労働者では $-0.126$ となっている。賃金調整はパートタイム労働者が最もなされやすく、次いで女性常用労働者、男性常用労働者の順に行われやすいということがわかる。

昭和55年から平成3年までと平成4年から平成7年までの期間とで構造変化が生じているかどうか検定した結果、両期間について構造変化が生じていることがわかった。構造変化が起こった後の期間である平成4年から平成7年にかけての賃金カーブの推定においては、男性では賃金と失業率の間に正の関係が見られることがわかった。他の主体については、有意となっていない。男性の賃金カーブの推定された弾性値は $0.124$ である。構造変化後の推定結果は、構造変化前の推定と比べると、対照的な結果となっている。平成4年から平成7年にかけては、男性の賃金の硬直性の存在と地域間の賃金調整がうまく行われていないために、賃金が高い地域で失業率が高くなっているという可能性を示唆している。

#### 参考文献

- (1)Blanchflower,D.G. and Oswald,A.J. (1994a) The Wage Curve, Cambridge, Massachusetts, London, England: MIT Press.
- (2)Blanchflower,D.G. and Oswald,A.J. (1994b) Estimating a Wage Curve for Britain 1973-90, Economic Journal, 104, pp.1025-1043.
- (3)Blanchflower,D.G., Oswald,A.J. and Garrett,M.D. (1990) Insider power in Wage Determination,

Economica, 57, pp.143-170.

(4)Harris,J.R. and Todaro,M.P. (1970) Migration,Unemployment and Development: a Two-Sector Analysis, American Economic Review, 60, pp.126-142.

(5)畠中道雄 (1991)『計量経済学の方法』創文社.

(6)水野朝夫 (1992)『日本の失業行動』中央大学出版部.