

主成分を用いた賃金フィリップス曲線の推定

千 田 隆

[論文要旨]

本稿では、賃金の動きを説明する適切な労働需給指標について検討する。11の労働市場変数から数個の説明変数を選択するために主成分分析を用いる。そして、第1の主成分は「有効求人倍率」として、第2の主成分は「総実労働時間」として解釈しうることを示す。つぎに、説明変数に有効求人倍率と総実労働時間を加えた賃金フィリップス曲線を推定し、結果として、実質賃金上昇率は有効求人倍率と正の相関があり、総実労働時間とは負の相関があることが示される。これらの結果は、2005年頃に賃金が上昇しなかった理由として、高い有効求人倍率による賃金上昇圧力が、賃金上昇を抑える労働時間の増加により相殺されてしまったことを示唆している。

1. 序

将来のインフレ率の変化を予測するために、様々な経済指標の1つとして、賃金上昇率に注目することは理にかなっていると考えられる。大多数のコンセンサスとして、2006年から2007年前半においてGDPギャップがゼロ近傍からプラスに転じ、その結果、まず賃金が増え、やがて物価が増え始めることが予測されていた。実際、有効求人倍率は、1999年に0.48倍で底を打ったあと上昇に転じ、2004年に0.83倍、2006年に1.06倍と1倍を超えるなど、2008年までは高い倍率を維持していた。有効求人倍率をみる限り、労働市場はバブル期以来の逼迫した状態にあったといえ

る。この労働市場における超過需要は賃金や物価を上昇させるはずであるが、実際にはそうならなかった。¹

これに対して、当時の労働市場は依然として超過供給にあったという労働指標、すなわち、失業率がある。失業率は、1998年に4.1%と4%を突破し、2002年には5.4%にまで達した。その後低下はしていったが、2007年で3.9%と依然として高い水準にとどまっていた。

本稿の目的は、賃金の動きを説明する適切な労働需給指標とはどのようなものかについて探ることである。特に、労働需給の指標として、多数の労働指標から求められる主成分 (principal components) に注目する。

本稿の構成は以下のとおりである。まず第2節で、労働市場の需給を表す代表的な諸指標と主成分分析による第1の主成分とが比較される。第3節では、様々な労働指標の賃金変化率についての説明力を、実証分析により比較検討する。第4節では、複数の主成分を用いて賃金フィリップス曲線を推定する。第5節では、第3節での分析の拡張として、自然率が変化する場合と、粘着情報 (sticky information) モデルの場合を検討する。第6節は結論である。

2. 労働市場に関する指標と主成分分析 (Principal Components Approach)

労働市場の需給ギャップを判断する際に注目される代表的な指標として、失業率と有効求人倍率がある。² 両指標は政策当局からも重要視されて

¹ この期間のインフレ予測の問題点について、例えば、当時の日銀総裁である福井氏は2007年6月28日の講演の中で、中央銀行にとって「とりわけ、近年の最大のチャレンジは、フィリップス曲線のフラット化と不確実性の増大のもとの金融政策運営ではないか」と述べている。

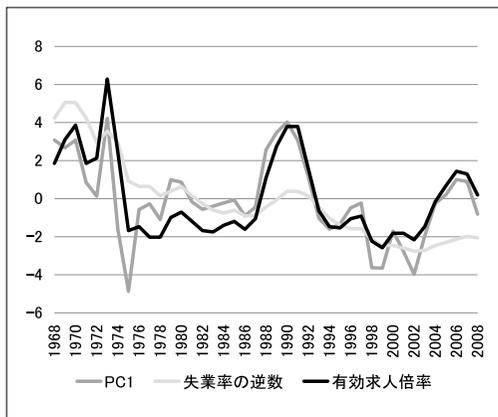
² 有効求人倍率は、有効求職者に対する有効求人数の割合をいう。すなわち、有効求人倍率は、公共職業安定所における有効求人数 (前月から繰り越された有効求人数と当月の新規求人数の合計数) を有効求職者数 (前月から繰り越された有効求職者数と当月の新規求職申込件数の合計数) で除して得られる。求職者1人当たり何件の求人があるかを示すもので、厚生労働省より毎月発表される。

いる指標であるが、労働市場の需給について相異なった方向を示す場合もある。例えば、2007年において、有効求人倍率はきわめて高い水準（1.04倍）にあったのに対して、失業率は改善はしているものの依然高止まったまま（3.9%）であった。

本稿では、最近の文献に従い、主成分分析を用いて様々な労働市場時系列データの共通の変動を求める。³ 主成分分析は、ある変数の集合を互いに相関関係のない少数の変数の集合に線形変換する統計的手法である。その目的は、変換前のデータ群の次元を小さくすることである。この主成分分析は、回帰分析に応用することもできる。複数の説明変数の相関関係が大きい場合には、その説明変数を主成分に変換し、主成分自体を回帰式の説明変数として用いることができる。本稿で用いられる主成分は、労働市場に関する11の時系列データから計算されたものである。これら労働市場データの変動のうち、第1の主成分で全体の45パーセントが説明される。

図1は、第1の主成分と失業率の逆数および有効求人倍率とを比較したものである。⁴ まず第1に図からわかることは、第1の主成分と有効求人倍率の動きがかなり一致しているということである。両者とも、1988年～1992年と2005年以降

図1 失業率の逆数、有効求人倍率と第1の主成分（PC1）（1968－2008）



の期間で労働需要超過を、そして、1975年～1987年と1993年～2003年の期間で労働供給超過を示している。これに対して、失業率の逆数の変動は、第1の主成分と比較して小さいものとなっている。図1は、失業率よりも有効求人倍率の方が労働需給の指標としてより適切であることを示唆している。

3. 賃金フィリップス曲線の推定

本節では、賃金フィリップス曲線の推定を通して、賃金増加率と労働指標との関係を調べる。フィリップス曲線の定式化は、特に Blanchard and Katz (1997)、Katz and Krueger (1999)、Ball and Moffitt (2001) といった先行研究に従う。⁵

まず、賃金フィリップス曲線では、期待実質賃金増加率と労働生産性上昇率の差が超過需要に依存すると仮定される。すなわち、

$$(\omega - \pi^e) - \theta = D \quad (1)$$

である。ここで、 ω は名目賃金増加率、 π^e は期待インフレ率を表し、よって、 $(\omega - \pi^e)$ は期待実質賃金増加率である。また、 θ は労働生産性上昇率、 D は超過需要の指標である。(1)式は、労働市場が超過需要の状態であるとき、期待実質賃金が労働生産性の上昇率を上回る速さで上昇することを意味する。

本稿で扱うデータは年次データである。名目賃金増加率 ω は、労働時間当たり雇用者報酬の対数の変化である。雇用者報酬は福利厚生費を含んでいるため、真の件件費を表している点で、しばしば用いられる現金給与総額より優っている。また、総労働時間は、就業者数と労働時間数との積から求めている。労働生産性上昇率 θ は、労働時間当たり実質GDPの対数の変化である。⁶ これらのデータは内閣府の『国民経済計算』から取っている。

この賃金に対する超過労働需要の効果を推定するにあたって、留意しなければならないいくつか

³ Stock and Watson (2002a, b)、Bernanke and Boivin (2003)、Bernanke, Boivin, and Elias (2005)、Barnes, Chahrouh, Olivie, and Tang (2007) などを参照のこと。

⁴ 図1および図2の縦軸は、第1の主成分の値を表す。労働指標と主成分を比較するために、標本期間における主成分の平均値および標準偏差と同じになるように労働指標の値を変換した。

⁵ 金融政策ショックに対するインフレと失業の反応については Mankiw (2001) を参照のこと。

の問題がある。以下で、それらの問題点について言及する。

3.1 超過需要の指標 (D) について

経済全体の需給ギャップを測る指標として、GDP ギャップ、失業率、有効求人倍率、鉱工業生産指数（稼働率）などがある。本稿では、これらのうち、労働市場と直接関係がある失業率と有効求人倍率を取り上げる。

3.1.1 単一の時系列データ：失業率と有効求人倍率

需給ギャップを測る指標の中でもっとも幅広く用いられてきた指標は、実際の失業率と自然失業率（NAIRU）の差を表す失業率ギャップである。例えば、Barnes, Chahrour, Olivie, and Tang (2007) の研究において、米国については、失業率ギャップが労働市場の超過需要の状態を適切に示していることが報告されている。

これに対して、わが国では、労働保蔵のため失業率は低い水準で安定していて景気の変動にあまり反応しなかった。そのため、フィリップス曲線を推定する場合に失業率を説明変数に加えても、あまり有意な形での説明力を持たなかった。⁷ もっとも、90年代に入ると、わが国でも、失業率が景気の変動に反応するようになってきている。

失業率が90年代以前は低い水準で安定していて、インフレ予測の際に説明力を持たなかったため、代替的な労働市場のデータとしてしばしば有効求人倍率が用いられる。本稿では、労働市場の需給ギャップを測る指標として、失業率と有効求人倍率を用いる。なお、失業率と有効求人倍率との相関係数は -0.51 である。

3.1.2 複数の時系列データ：主成分分析

労働市場の需給ギャップを測る1つの方法は、前項のように、失業率や有効求人倍率といった単一のデータを用いることである。その際、どのデータが最も適切であるかを判断しなければなら

い。これに対して、需給ギャップを測るもう1つの方法は、労働需給に関する多数のデータを集めてきて、統計的手法によってより少数の労働需給指標を構成するというものである。本項では、後者の手法として主成分分析を用いる。

労働需給データとして、ここでは、日本銀行の『金融経済統計月報』労働需給・賃金に掲載されている13の労働需給データのうち、「労働力人口」と「常用雇用者数：非製造業」の2つを除いた11のデータを用いる。11の時系列データのうち、「新規求人数」、「新規求人倍率」、「有効求人倍率」、「総実労働時間」、「総実労働時間：所定外労働時間」、「常用雇用者数：調査産業計」および「常用雇用者数：製造業」の7つのデータは厚生労働省で作成、「労働力人口：就業者」、「労働力人口：完全失業者」、「完全失業率」および「雇用者数」の4つのデータは総務省で作成されたものである。⁸

これら11の労働需給データから抽出された第1の主成分は、1968年～2008年の11の原データの変動の45パーセントを説明している。また、第1の主成分と失業率の相関係数は -0.62 、第1の主成分と有効求人倍率の相関係数は 0.76 である。

3.2 フィリップス曲線の形状

超過需要の指標 D について2種類の関数形を考える。1つは線形で、 $D = \alpha + \gamma U$ と表わされる。ここで、 U は失業率、有効求人倍率、または、第1の主成分である。もう1つは非線形で、この場合 U は失業率の逆数である。この非線形は、通常のフィリップス曲線の図で、低失業率の領域では垂直であるのに対し高失業率ではほぼ水平になっている形状を捉えようとしている。

3.3 期待インフレ率 (π^e) について

期待インフレ率を計算する際に、どの変数を用

⁶ 労働生産性と景気循環との関係を Basu and Kimball (1997) の手法を用いて推定したが、本稿のデータでは理論と整合的な関係を確認できなかった。そこで、労働生産性のデータは景気循環に関して調整しないこととした。

⁷ 労働市場の需給ギャップをより正確に測ろうという試みは少なくない。例えば、標本期間の問題で本稿での分析では用いなかったが、Fujiki, Nakada, and Tachibanaki (2001) はディスカレッジド・ワーカーの存在を明示的に考慮して失業率を再計算している。彼らによって計算された失業率の変動は、通常の失業率よりも、景気に対して早く反応する。また、わが国の需給ギャップを包括的に検討したものとして、福田・慶田 (2004) 論文がある。

⁸ 付録に、分析の対象となった11のデータについてまとめている。

いるかという問題がある。期待インフレ率として過去の名目賃金上昇率が用いられる場合は賃金＝賃金モデル、期待インフレ率に過去の物価上昇率が用いられる場合は賃金＝物価モデルと呼ばれる。賃金＝賃金モデルは、実際の賃金に関する団体交渉が、過去の賃上げ実績や他の職種の賃上げ実績を考慮して行われていることを反映している。

これに対して、賃金＝物価モデルは、過去の物価上昇に追いつくために賃金を引き上げることがあるという実際の賃金交渉を反映している。さらに、この賃金＝物価モデルには、物価としてどの経済変数を用いるべきかという問題がある。労働供給に影響を与える価格としては、消費者物価指数（CPI）が適当であると考えられる。これに対して、労働需要に重要な価格は生産者物価指数（PPI）および卸売物価指数（WPI）であると考えられる。消費者物価指数および生産者（卸売）物価指数はIMFの *International Financial Statistics* から取っている。

本稿では、期待インフレ率を名目賃金上昇率、消費者物価指数および生産者（卸売）物価指数という3つの経済変数の過去の値を用いて計算する。

3.4 物価（もしくは賃金）のラグの長さ

賃金方程式における物価もしくは賃金のラグの長さは、経済システムの慣性の程度を決定する上で重要である。ここでは、ラグの長さが1年、2年、3年および4年の4つのケースについて検討する。

また、分布ラグの形状については制約を置かないが、物価（もしくは賃金）のラグの係数の和は1であると仮定する。すなわち、 $\pi^e = \sum_{i=1}^n \beta_i \pi_{-i}$ ($n = 1, 2, 3, 4$)、ここで π は名目賃金上昇率、CPI変化率、または、PPI（WPI）変化率である。ラグ係数の制約は $\sum \beta_i = 1$ と表わすことができる。ラグ係数の和は1であるとき、長期フィリップス曲線はある失業率水準（NAIRU）で垂直となり、失業とインフレとの間に長期的なトレードオフは存在しない。

3.5 フィリップス曲線の推定結果

推定に用いた式は、(1)式にサプライ・ショッ

ク z を説明変数に加えたものである。すなわち、

$$\omega - \theta = \alpha + \sum_i \beta_i \pi_{-i} + \gamma U + \delta z, \quad \sum_i \beta_i = 1 \quad (2)$$

である。また、サプライ・ショックの代理変数として輸入物価指数の変化率を用いる。標本期間は1968年から2008年までの41年間である。

期待インフレ率に過去の名目賃金上昇率を用いた賃金＝賃金モデルの推定結果が表1-1である。また、賃金＝物価モデルのうち消費者物価指数を用いた結果が表1-2に、そして、生産者（卸売）物価指数を用いた結果が表1-3に示されている。

まず、賃金＝賃金モデルと賃金＝物価モデルと

表1-1 賃金フィリップス曲線（1968年～2008年）

期待インフレ率の計算に賃金を用いた場合 労働需給の指標に失業率を用いた場合

賃金ラグ	1年	2年	3年	4年
定数	-7.831***	-7.838***	-7.932***	-7.930***
失業率	1.355***	1.337***	1.328***	1.344***
輸入物価	0.087**	0.092***	0.088***	0.087***
\bar{R}^2	0.72	0.71	0.76	0.76

労働需給の指標に失業率の逆数を用いた場合

賃金ラグ	1年	2年	3年	4年
定数	-0.142	-0.240	-0.463	-0.248
失業率の逆数	-8.997***	-8.841***	-8.591***	-8.921***
輸入物価	0.096***	0.099***	0.095***	0.094***
\bar{R}^2	0.73	0.73	0.77	0.77

労働需給の指標に有効求人倍率を用いた場合

賃金ラグ	1年	2年	3年	4年
定数	-2.948*	-3.294*	-3.925**	-3.696**
有効求人倍率	-1.210	-0.871	-0.274	-0.500
輸入物価	0.080**	0.084**	0.077**	0.077**
\bar{R}^2	0.63	0.62	0.67	0.66

労働需給の指標にPC1を用いた場合

賃金ラグ	1年	2年	3年	4年
定数	-3.977***	-4.196***	-4.178***	-4.145***
PC1	-0.093	-0.130	-0.130	-0.142
輸入物価	0.074*	0.086**	0.078**	0.078**
\bar{R}^2	0.63	0.67	0.67	0.67

(注) ***, **, および *, は、それぞれ有意水準1%、5%、10%を表す。

表1-2 賃金フィリップス曲線（1968年～2008年）

期待インフレ率の計算に
消費者物価指数を用いた場合
労働需給の指標に失業率を用いた場合

賃金ラグ	1年	2年	3年	4年
定数	1.812	1.813	1.801	1.760
失業率	-0.857**	-0.857**	-0.866**	-0.843**
輸入物価	0.112***	0.112***	0.111***	0.109***
\bar{R}^2	0.683	0.674	0.681	0.675

労働需給の指標に失業率の逆数を用いた場合

賃金ラグ	1年	2年	3年	4年
定数	-3.691***	-3.719***	-3.791***	-3.711***
失業率の逆数	7.200***	7.247***	7.331***	7.184***
輸入物価	0.102***	0.103***	0.102***	0.101***
\bar{R}^2	0.715	0.708	0.716	0.709

労働需給の指標に有効求人倍率を用いた場合

賃金ラグ	1年	2年	3年	4年
定数	-5.922***	-6.006***	-6.171***	-6.096***
有効求人倍率	6.281***	6.363***	6.511***	6.438***
輸入物価	0.080**	0.082**	0.080**	0.080**
\bar{R}^2	0.762	0.757	0.770	0.765

労働需給の指標にPC1を用いた場合

賃金ラグ	1年	2年	3年	4年
定数	-0.573	-0.550	-0.579	-0.551
PC1	0.526**	0.552**	0.515**	0.511**
輸入物価	0.109***	0.105***	0.105***	0.103***
\bar{R}^2	0.688	0.682	0.680	0.677

(注) ***, **, および, * は、それぞれ有意水準1%、5%、10%を表す。

を比較してみる。期待インフレ率の計算に賃金を用いた場合、表1-1に示されているように、失業率の係数の符号が正に、失業率の逆数、有効求人倍率および第1の主成分の係数の符号が負になっている。これらの符号は理論より期待される符号と逆であるため、(2)式における賃金=賃金モデルは適切でないといえる。これに対して、表1-2および表1-3の賃金=物価モデルでは、失業率の係数が負に、失業率の逆数、有効求人倍率および第1の主成分の係数が正になっており、理論と整合的になっている。また、すべての労働需給の係数について、少なくとも5%で有意となっている。

物価として消費者物価を用いた場合(表1-2)

表1-3 賃金フィリップス曲線（1968年～2008年）

期待インフレ率の計算に
生産者（卸売）物価指数を用いた場合
労働需給の指標に失業率を用いた場合

賃金ラグ	1年	2年	3年	4年
定数	5.831***	5.770***	5.741***	5.746***
失業率	-1.630***	-1.634***	-1.635***	-1.647***
輸入物価	0.029	0.058	0.075*	0.089*
\bar{R}^2	0.45	0.49	0.56	0.57

労働需給の指標に失業率の逆数を用いた場合

賃金ラグ	1年	2年	3年	4年
定数	-3.983***	-4.154***	-4.204***	-4.301***
失業率の逆数	12.155***	12.375***	12.418***	12.572***
輸入物価	0.014	0.044	0.060	0.076*
\bar{R}^2	0.51	0.56	0.63	0.65

労働需給の指標に有効求人倍率を用いた場合

賃金ラグ	1年	2年	3年	4年
定数	-5.114**	-5.787***	-6.005***	-6.260***
有効求人倍率	7.476***	8.169***	8.386***	8.647***
輸入物価	-0.002	0.029	0.045	0.062
\bar{R}^2	0.48	0.55	0.63	0.65

労働需給の指標にPC1を用いた場合

賃金ラグ	1年	2年	3年	4年
定数	1.277*	1.206*	1.167**	1.140*
PC1	0.843**	0.807**	0.690**	0.678**
輸入物価	0.028	0.055	0.071	0.084*
\bar{R}^2	0.42	0.46	0.49	0.49

(注) ***, **, および, * は、それぞれ有意水準1%、5%、10%を表す。

と生産者（卸売）物価を用いた場合(表1-3)とで自由度修正済み決定係数を比較すると、消費者物価を用いた方が生産者（卸売）物価の場合よりも係数の値が大きく回帰式の当てはまりが良い。したがって、以下では、期待インフレ率の計算に消費者物価指数を用いた場合の推定結果を検討する。

労働需給の変数については、表1-2の各推定式の決定係数をみると、有効求人倍率を用いた場合が最も回帰式の当てはまりが良い。次に決定係数の値が大きいのは失業率の逆数であり、以下、第1の主成分、失業率の順である。

物価のラグの長さについては、表1-2をみると、失業率の逆数および有効求人倍率については

ラグ3年の場合に決定係数が最大となっている。また、失業率および第1の主成分についてはラグ1年の場合に決定係数が最大になっている。

以上より、最も当てはまりの良い賃金方程式は、期待インフレ率の計算にラグ3年の消費者物価指数を、そして、労働需給に有効求人倍率を用いた賃金＝物価モデルであることがわかる。このとき、中立的な有効求人倍率は0.95であり、有効求人倍率が0.1上昇すると実質賃金が0.65%上昇する。⁹

4. 複数の主成分

これまでのところ、本稿では、複数の主成分のうち第1の主成分にのみ注目して分析してきた。ここでは、複数の主成分を用いて労働市場の需給状況を捉えることを考える。手順としては、まずJolliffe (1972) の基準を用いて、11の主成分のうち幾つの主成分を保持するかを決める。つぎに、保持された主成分を説明変数とする回帰式を推定し、統計的に有意なものだけを残す。表2は11の変数の相関行列である。ここで、「労働力人口：完全失業者」および「完全失業率」については、値に-1を掛けている。

表3は、11の主成分と各労働需給指標との相関、各主成分の固有値および原変数の分散のうち主成分によって説明される割合（累積値、%）を

示す。固有値が0.7以上の主成分を保持するというJolliffeの基準に依れば、第1から第3までの3つの主成分を保持することになる。

第1の主成分は11の変数のうちの8つの変数（新規求人倍率、有効求人倍率、就業者、完全失業者、完全失業率、常用雇用者数（調査産業計）、常用雇用者数（製造業）および雇用者数）と相関が大きく、相関係数もほぼ同じ大きさになっている。よって、第1の主成分はこれら8つの変数の標準化された値の平均と考えることができる。8つの変数の中には、有効求人倍率と失業率が含まれており、また有効求人倍率との相関（0.776）が大きくなっている。したがって、第1の主成分は、労働需給の状態のうち有効求人倍率や失業率で捉えられる部分と解釈できる。

第2の主成分は有効求人倍率や $(-1) \times$ 失業率と正の相関がある一方で、新規求人数、総実労働時間および所定外労働時間と大きな負の相関関係にある。したがって、第2の主成分は、有効求人倍率および失業率と労働時間との対比と解釈することができる。例えば、第2の主成分の値が負である年は、有効求人倍率は低いが労働時間が増加していることになる。

第3の主成分は、 $(-1) \times$ 失業率と正の相関、新規求人倍率・有効求人倍率と負の相関となっているので、失業率と求人倍率との対比を表わしていると解釈できる。第3の主成分は、景気が回復

表2 11の労働市場変数の相関行列

	a	b	c	d	e	f	g	h	i	j	k
a. 新規求人数	1.000										
b. 新規求人倍率	0.246	1.000									
c. 有効求人倍率	0.170	0.944	1.000								
d. 就業者	0.430	0.524	0.417	1.000							
e. 完全失業者 $\times (-1)$	0.583	0.526	0.485	0.603	1.000						
f. 完全失業率 $\times (-1)$	-0.123	0.328	0.512	0.237	-0.025	1.000					
g. 総実労働時間	0.570	-0.393	-0.431	0.212	0.209	-0.218	1.000				
h. 所定外労働時間	0.805	-0.102	-0.175	0.417	0.499	-0.232	0.832	1.000			
i. 常用雇用者数：調査産業計	0.048	0.535	0.600	0.523	0.416	0.603	-0.238	-0.052	1.000		
j. 常用雇用者数：製造業	0.143	0.520	0.627	0.549	0.570	0.550	-0.119	0.070	0.882	1.000	
k. 雇用者数	0.262	0.643	0.703	0.677	0.380	0.730	-0.098	0.055	0.683	0.684	1.000

⁹ 全標本期間を前期1968年～1988年と後期1989年～2008年に分割して、それぞれの期間について(2)式を推定した。付録の表Aに推定結果を示している。チャウ検定の結果、すべての回帰式について、前期と後期で係数ベクトルの値が同じであるという帰無仮説は棄却されなかった。よって、通常の統計的検定において、賃金方程式の係数が安定していることが示唆される。

表3 主成分と各労働需給指標との相関、固有値および元の変数の分散のうち主成分によって説明される割合

	主成分										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
新規求人数	0.500	-0.743	-0.144	0.104	0.273	0.256	0.109	0.052	-0.024	0.108	0.000
新規求人倍率	0.733	0.230	-0.604	0.145	0.034	0.012	-0.080	-0.066	0.050	-0.021	-0.096
有効求人倍率	0.776	0.344	-0.448	0.129	0.177	-0.047	-0.126	-0.044	-0.032	-0.011	0.098
就業者	0.727	-0.290	-0.118	0.205	-0.567	0.002	-0.017	0.074	-0.047	0.045	0.013
完全失業者×(-1)	0.728	-0.352	-0.247	-0.429	0.047	-0.264	0.126	0.090	0.072	0.016	0.004
完全失業率×(-1)	0.626	0.391	0.511	0.314	0.199	-0.132	-0.092	0.171	0.006	0.023	-0.024
総実労働時間	0.106	-0.891	0.314	0.101	0.020	-0.162	-0.157	-0.165	0.060	0.069	0.000
所定外労働時間	0.341	-0.910	0.076	0.007	0.051	0.059	-0.076	0.058	-0.031	-0.183	-0.001
常用雇用者数：調査産業計	0.790	0.318	0.332	-0.252	-0.097	0.236	-0.081	-0.009	0.169	-0.006	0.019
常用雇用者数：製造業	0.826	0.205	0.279	-0.389	0.020	0.022	-0.066	-0.068	-0.189	0.023	-0.028
雇用者数	0.842	0.168	0.305	0.256	-0.005	-0.041	0.287	-0.130	0.005	-0.056	0.007
固有値	4.983	2.876	1.307	0.664	0.483	0.242	0.182	0.104	0.080	0.057	0.021
主成分によって説明される割合(累積値、%)	45.3%	71.4%	83.3%	89.4%	93.8%	96.0%	97.6%	98.6%	99.3%	99.8%	100%

するときに、まず求人倍率が改善し、しばらくたってから失業率が改善するという、求人倍率と失業率の反応の差を表わしているとみなせるかもしれない。また、これら3つの主成分で全体の分散の83パーセントが説明される。

3つの主成分を説明変数とした回帰結果が表4に示されている。4.3式において、第1と第2の主成分の係数は統計的に有意であるのに対して、第3の主成分は有意となっていない。 \bar{R}^2 の値は、説明変数として第1の主成分のみを用いた場合(4.1式で0.69)よりも、第1と第2の主成分を用いた場合(4.2式で0.74)の方が大きくなっている。よって、賃金上昇率を予測する際に、第2の主成分が有用な情報を提供することが推察される。

第1と第2の主成分を用いた場合、2005年頃の労働需給状況の評価はどうなるだろうか。図2は、実際の賃金上昇率と賃金フィリップス曲線から得られた賃金上昇率の予測値を示している。賃金フィリップス曲線は、第2の主成分を用いたものと用いなかったものの両方を推定した。まず、1968～2003年について賃金フィリップス曲線を推定し、その推定値から2004～08年の予測値を求めた。2004～08年において、第2の主成分を含まない場合の予測値は期間全体で9.5%ほど実際のインフレ率より高くなったが、第2の主成分

表4 賃金フィリップス曲線(1968年～2008年)

期待インフレ率の計算に消費者物価指数、物価ラグに1年を用いた場合

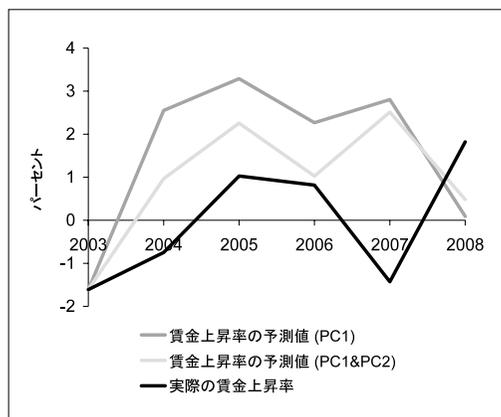
	4.1	4.2	4.3
定数	-0.573	-0.459	-0.531
PC1	0.526**	0.481**	0.448**
PC2		0.795***	0.793***
PC3			-0.530
輸入物価	0.109***	0.094***	0.085**
\bar{R}^2	0.69	0.74	0.74

(注) ***、**、および*は、それぞれ有意水準1%、5%、10%を表す。

を含む場合は期間全体で5.8%上回るにとどまった。

第2の主成分まで含めれば、2005年頃の労働市場は需要超過ではなく需給均衡であったと言えるかもしれない。この結果と第1の主成分のみを用いた場合の結果との違いは、主として第2の主成分(労働時間の増加)の影響によると考えられる。¹⁰賃金上昇停滞の1つの解釈は、雇用状況改善による賃金上昇圧力(第1の主成分)と労働時間増加による時間当たり賃金の低下圧力(第2の主成分)とが相殺されたというものである。すなわち、終身雇用制の下で、好況期に企業は労働保

図2 賃金上昇率の予測



歳を減少させる。好況期の労働市場逼迫による賃金上昇圧力が労働保蔵減少による賃金の低下圧力に相殺された可能性がある。

有効求人倍率を用いた賃金方程式に、労働時間変化率を説明変数として加えて推定すると、

$$\omega - \theta = -5.747 + \sum_i \beta_i \pi_{i,t} + 4.876AOR - 1.461THW + 0.080IMPORT, \bar{R}^2 = 0.81. \quad (1.193) \quad (1.440) \quad (0.513) \quad (0.028)$$

を得る。括弧内の数字は標準誤差である。有効求人倍率 (AOR) と労働時間変化率 (THW) の係数は共に 1% の水準で統計的に有意である。回帰式の結果は、労働時間増加率が大きいとき賃金上昇率が低下することを意味する。これは、賃金には福利厚生費といった固定費を含むため、労働時間が増加すると時間当たり賃金が低下することを反映していると考えられる。¹¹

当然のことながら、好況時における労働時間の増加には上限があるであろう。いったん労働時間がこの上限に達してしまうと、さらなる労働需要の増加は賃金上昇をもたらすと考えられる。

5. 分析の拡張

本節では、これまでの分析の拡張を考える。

5.1 時間とともに変化する自然失業率および有効求人倍率の均衡値

ここまでの分析において、自然失業率や有効求人倍率の均衡値は一定であると仮定されていた。しかし、実際には、人口構成の変化等によって自然失業率や有効求人倍率の均衡値が時間とともに変化する可能性がある。¹²

そこで、原時系列データから Hodrick-Prescott (以下、HP) トレンドを求め、このトレンドを時間とともに変化する自然率とする。¹³ そして、この時間とともに変化する自然失業率や有効求人倍率の均衡値を用いて回帰式を再推定する。表5に再推定結果が示されている。ここで、(5.2) の説明変数である失業率、(5.4) の失業率の逆数、および (5.6) の有効求人倍率は、すべて HP トレンドからの乖離値である。(5.8) の主成分については、まず、11 の原データのうち変化率でない新規求人倍率、有効求人倍率および完全失業率について HP フィルターでトレンドを除去した。そして、これら3つのトレンドが除去されたデータと8つの原データから主成分を計算し直した。¹⁴

表5において、自然率が変化する場合と変化しない場合とを比較すると、労働指標の係数の有意

¹⁰ 実労働時間は労働者が実際に労働した時間数で、一人当たりの値である。総実労働時間数は所定内労働時間数と所定外労働時間数の合計である。所定内労働時間数は労働協約、就業規則等で定められた正規の始業時刻と終業時刻の間の実労働時間数である。所定外労働時間数は早出、残業、臨時の呼出、休日出勤等の実労働時間数である。実労働時間は、厚生労働省より毎月発表される。

¹¹ 第3の主成分の影響を調べるため、失業率を説明変数として加えて推定した。結果は、

$$\omega - \theta = -5.313 + \sum_i \beta_i \pi_{i,t} + 4.682AOR - 1.459THW - 0.094U + 0.081IMPORT, \bar{R}^2 = 0.80. \quad (2.093) \quad (1.647) \quad (0.520) \quad (0.371) \quad (0.028)$$

であり、失業率 (U) の係数は統計的に有意ではなかった。

¹² 自然失業率が時間とともに変化する原因については、Ball and Mankiw (2002) を参照のこと。

¹³ HP トレンドのスムージングパラメータとして 10^9 を用いた。

¹⁴ HP フィルターの終端バイアス (Mise, Kim and Newbold, 2005) に対処するため、本稿では 1965 ~ 2009 年について HP フィルターを用い、表5の推定には標本期間 1968 ~ 2006 年を用いた。

表5 賃金フィリップス曲線（1968年～2006年）
期待インフレ率の計算に消費者物価指数を用いた場合

	5.1	5.2	5.3	5.4	5.5	5.6	5.7	5.8
自然率	一定	時変	一定	時変	一定	時変	一定	時変
物価ラグ	1年		3年		3年		1年	
定数	1.829	- 0.499	- 3.879***	- 0.651	- 6.271***	- 0.676	- 0.402	- 0.530
失業率	- 0.863**	- 2.398**						
失業率の逆数			7.480***	30.980***				
有効求人倍率					6.709***	7.199***		
PC1							0.506**	0.592***
PC2							0.778***	0.618**
輸入物価	0.111***	0.109***	0.100***	0.095***	0.080**	0.083***	0.095***	0.097***
\bar{R}^2	0.68	0.68	0.72	0.78	0.78	0.77	0.75	0.74

(注) ***, **, および *, それぞれ有意水準1%, 5%, 10%を表す。

水準や \bar{R}^2 の値はほとんど同じ結果となっている。したがって、第4節までの結果の多くは自然率一定の仮定には依存していないと考えられる。

5.2 粘着情報モデル

もうひとつの拡張として、主成分を用いて粘着情報モデルを推定する。¹⁵ 推定される回帰式は、

$$\omega - \theta = \alpha + \beta E_{t-1}[\pi_t] + \gamma U + \delta z \quad (3)$$

である。インフレ期待については、価格予想に関する質的な意識調査の情報から量的なインフレ率を計測する Carlson and Parkin (1975) および豊田 (1979) の手法を用いた。意識調査は、経済企画庁 (2004年以降は内閣府) の『消費動向調査』による。¹⁶ 表6に (3) 式の推定結果を示す。

6. まとめ

本稿では、賃金の動きを説明する適切な労働需給指標について検討した。11の労働市場変数から数個の説明変数を選択するために主成分分析が用いられた。そして、第1の主成分は「有効求人倍率」として、第2の主成分は「総実労働時間」として解釈しうることが示された。

つぎに、説明変数に有効求人倍率と総実労働時間を加えた賃金フィリップス曲線を推定した。結果として、実質賃金上昇率は有効求人倍率と正の相関があり、総実労働時間とは負の相関があることが得られた。

単一のデータを用いて労働市場の需給ギャップを測ろうとする場合、最も適切な労働指標データは有効求人倍率であるという結果が得られた。有効求人倍率は第1の主成分と同じような動きをしており、また、賃金上昇率の説明力も高かった。また、複数の労働市場データを用いる主成分分析の結果より、有効求人倍率以外のデータ (すなわち、労働時間) も賃金上昇率の説明に重要であることが明らかになった。

総実労働時間として解釈されうる第2の主成分により、なぜ2005年頃の有効求人倍率の高い時期に賃金が上昇しなかったかを説明することができるとも考えられる。高い有効求人倍率により賃金に上昇圧力が加わったが、この賃金上昇圧力は賃金上昇を抑える労働時間の増加により相殺されてしまったことが示唆される。

一方で、好況時における労働時間の増加には上限があると考えられる。いったん労働時間がこの上限に達してしまうと、さらなる労働需要の増加は賃金上昇をもたらす可能性がある。

¹⁵ 粘着情報モデルについては、Mankiw and Reis (2002) を参照のこと。

¹⁶ 『消費動向調査』の設問は、2003年までがインフレ率の騰落を問うものであったが、2004年からは物価水準の騰落を問うものに変更されている。また、本稿では、価格の騰落を感知しうる弁別閾として Carlson and Parkin の $\phi = 1.764$ を用いた。

表6 賃金フィリップス曲線 (1972年～2008年)

粘着情報モデル

	6.1	6.2	6.3	6.4
定数	1.623	- 6.749***	- 6.405***	- 1.705**
$E_{t-1}[\pi_t]$	0.624***	0.483***	0.779***	0.703***
失業率	- 1.050**			
失業率の逆数		15.889***		
有効求人倍率			4.946***	
PC1				0.321
PC2				0.567*
輸入物価	0.089***	0.072***	0.050*	0.072**
\bar{R}^2	0.80	0.86	0.84	0.80

(注) ***, **, および *, は、それぞれ有意水準 1%、5%、10%を表す。

参考文献

豊田利久. 1979. 「大インフレーション期における期待の形成」『季刊 理論経済学』30 巻 3 号, 193-201.

福田慎一・慶田昌之. 2004. 「インフレ予測に関する実証研究の展望—フィリップス曲線の日本における予測力を中心に」福田真一・粕谷宗久編『日本経済の構造変化と経済予測—経済変動のダイナミズムを読む—』東京大学出版会, pp. 3-46.

Ball, Laurence, and N Gregory Mankiw. 2002. “The NAIRU in Theory and Practice.” *Journal of Economic Perspectives* 16: 115-136.

Ball, Laurence and Robert Moffitt. 2001. “Productivity Growth and the Phillips Curve,” in *The Roaring Nineties: Can Full Employment Be Sustained?* Alan B. Krueger and Robert Solow, eds. New York: The Russell Sage Foundation and The Century Foundation Press: 61-90.

Barnes, Michelle, Ryan Chahrour, Giovanni Olivei, and Gaoyan Tang. 2007. “A Principal Components Approach to Estimating Labor Market Pressure and Its Implications for Inflation.” Public Policy Briefs no. 07-2. Federal Reserve Bank of Boston.

Basu, Susanto, and Miles S. Kimball. 1997. “Cyclical Productivity with Unobserved Input Variation.” NBER working paper no. 5915. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research,

February.

Bernanke, Ben S., and Jean Boivin. 2003. “Monetary Policy in a Data-Rich Environment.” *Journal of Monetary Economics* 50: 525-46.

Bernanke, Ben S., Jean Boivin, and Piotr Elias. 2005. “Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach.” *Quarterly Journal of Economics* 120: 387-422.

Blanchard, Olivier, and Lawrence F. Katz. 1997. “What We Know and Do Not Know about the Natural Rate of Unemployment.” *Journal of Economic Perspectives* 11: 51-72.

Carlson, John A., and J. Michael Parkin. 1975. “Inflation Expectations.” *Economica* 1975: 123-38.

Fujiki, Hiroshi, Sachiko K. Nakada, and Toshiaki Tachibanaki. 2001. “Structural Issues in the Japanese Labor Market: An Era of Variety, Equity and Efficiency or an Era of Bipolarization?” *Monetary and Economic Studies* 19: 177-208, IMES, Bank of Japan.

Jolliffe, I. T. 1972. “Discarding Variables in a Principal Component Analysis, I: Artificial Data.” *Applied Statistics* 21: 160-173.

Katz, Lawrence F. and Alan B. Krueger. 1999. “The High-Pressure U.S. Labor Market of the 1990s.” *Brookings Papers on Economic Activity* (1): 1-65.

Mankiw, N. Gregory. 2001. “The Inexorable and

- Mysterious Tradeoff Between Inflation and Unemployment.” *The Economic Journal* 111: C45-C61.
- Mankiw, N. Gregory, and Ricardo Reis. 2002. “Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve.” *Quarterly Journal of Economics* 107: 1295-1328.
- Mise, Emi, Tae-Hwan Kim, and Paul Newbold. 2005. “On Sub-optimality of the Hodrick-Prescott Filter at Time Series Endpoints.” *Journal of Macroeconomics* 27: 53-67.
- Stock, James, and Mark Watson. 2002a. “Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes.” *Journal of Business Economics and Statistics* 20: 147-162.
- Stock, James, and Mark Watson. 2002b. “Forecasting Using Principal Components from a Large Number of Predictors.” *Journal of the American Statistical Association* 97: 1167-79.

付録 主成分を求める際に用いた労働需給データ

新規求人数	対数をとって1階差分
新規求人倍率	変換なし
有効求人倍率	変換なし
労働力人口：就業者	対数をとって1階差分
労働力人口：完全失業者	対数をとって1階差分
完全失業率	変換なし
総実労働時間 [指数ベース]	対数をとって1階差分
総実労働時間：所定外労働時間 [指数ベース]	対数をとって1階差分
常用雇用者数：調査産業計 [指数ベース]	対数をとって1階差分
常用雇用者数：製造業 [指数ベース]	対数をとって1階差分
雇用者数	対数をとって1階差分

(注) 「労働力人口：就業者」と「労働力人口：完全失業者」は15歳以上人口の成長率で調整した。「総実労働時間」、「総実労働時間：所定外労働時間」、「常用雇用者数：調査産業計」、および「常用雇用者数：製造業」の調査対象事業所は1990年までは事業所規模30人以上、1991年からは事業所規模5人以上。

表A 労働需給指標の係数の安定性
期待インフレ率の計算に消費者物価指数を用いた場合

標本期間 物価ラグ	1968 - 1988	1989 - 2008	1968 - 1988	1989 - 2008	1968 - 1988	1989 - 2008	1968 - 1988	1989 - 2008
	1年		3年		3年		1年	
定数	5.886	2.255**	- 6.910**	- 3.689***	- 8.543***	- 3.374**	- 0.682	- 0.552
失業率	- 3.108*	- 0.818***						
失業率の逆数			11.654**	9.680**				
有効求人倍率					9.371***	3.198*		
PC1							0.967**	0.295*
輸入物価	0.095*	0.032	0.102*	0.052	0.083*	- 0.019	0.127**	- 0.020
\bar{R}^2	0.57	0.69	0.60	0.65	0.74	0.57	0.60	0.60

(注) ***, **, および * は、それぞれ有意水準1%、5%、10%を表す。