

Working Paper Series

労働の再配分ショックと経済変動

藤田 茂

Working Paper 98-8

日本銀行調査統計局

〒100-8630 東京中央郵便局私書箱 203 号

(e-mail:shigeru.fujita@boj.or.jp)

本論文の内容や意見は執筆者個人のものであり、日本銀行あるいは調査統計局の見解を示すものではありません。

労働の再配分ショックと経済変動

藤田 茂*

平成10年10月

概要

本稿では、90年代における日本経済の低迷長期化の背景を、Lilian(1982)の部門間シフト仮説 (sectoral shift hypothesis) の観点から検証している。求人業種別シェアを、HP フィルターにより、恒久的要素と一時的要素に分解すると、90年代には(1)多くの業種で恒久的要素の変動ウェイトが増大していること、及び(2)恒久的要素の業種間での乖離が拡大していること、が確認できる。

90年代にみられるこのような労働需要の業種間乖離の拡大は、労働の部門間再配分という時間浪費的 (time-consuming) な過程の中で、失業率の上昇、生産の低迷をもたらした可能性がある。求人業種別シェアの変動のうち、恒久的要素を用いて作成した労働再配分ショックの推移をみると、90年代前半に過去に例を見ない労働再配分ショックがあった可能性が示唆される。この労働再配分ショックと、失業率及び実質 GDP の3変数で構造 VAR モデルを構築した上で、インパルス応答、分散分解をみると、労働再配分ショックは、失業率、実質 GDP に対して高い指標性、特に中長期的な指標性を有しているとの結果が得られた。

また、90年代の失業率の上昇、実質 GDP 成長率の低迷の背景を、歴史的要因分解 (historical decomposition) により考察すると、(1)90年代前半の失業率の上昇や実質 GDP の落ち込みにおいては、再配分ショックが大きな役割を果たしている、(2)90年代後半期の失業率の上昇に対しては、再配分ショックよりも、むしろ実質 GDP の落ち込みが大きな役割を果たしている、等の結果が得られた。これらの結果は、90年代前半の景気の落ち込みに対しては、経済のマクロ的な側面よりも、生産要素の再配分という構造調整圧力が、97年以降のそれには、逆に、経済のマクロ的な側面が支配的な役割を果たしていることを示唆している。

*日本銀行調査統計局。本稿はあくまで筆者の個人的な見解であり、日本銀行調査統計局の公式見解を示すものではない。本稿の作成に当たっては、加納悟 (横浜国立大学)、西崎健司 (日本銀行調査統計局)、早川英男 (日本銀行調査統計局)、平野英治 (日本銀行調査統計局)、松林洋一 (和歌山大学)、村山昇作 (日本銀行調査統計局) の諸氏から有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝の意を表したい。また、分析アシスタントは、大高みえこさん、湯谷佳子さんをお願いした。なお、当然のことながら、本稿中のあり得べき誤りは全て筆者に帰するものである。連絡先: Tel(03)3277-2871, e-mail: shigeru.fujita@boj.or.jp

1 はじめに

日本経済は、バブル崩壊から約8年が経過した現在でも本格的な回復には至っていない。本稿は、90年代における日本経済の景気回復力の鈍さの背景に、経済の低迷をもたらしたショックが経済の部門間で不均一なものであったために、大きな生産要素の移動を要し、その結果、景気の低迷が長引いているのではないか、という問題意識から出発している。

部門間に不均一なショックが経済変動をもたらすという考えは、Lilian(1982)によって初めて実証され、以降、部門間シフト仮説 (sectoral shift hypothesis) と呼ばれている¹。すなわち、多部門からなる経済において、部門間に不均一なショックが加わり、需要にシフトが起こると、マイナスのショックを受けた部門からプラスのショックを受けた部門への労働移動の圧力が生じる。しかし、プラスのショックを受けた部門が必要としている労働者のスキルと、マイナスのショックを受けた部門の労働者が有しているスキルが同じである保証はない。特に、労働がある特定の用途に専門化されていなければいざいほど、このようなミス・マッチは大きくなる。また、仮にこのような労働の質に関するミス・マッチが存在しなくとも、ジョブ・サーチは、元来、時間浪費的 (time-consuming) である。これらの点から、部門間に不均一なショックは、労働の再配分の過程で、失業、さらには生産の変動を生じさせる可能性がうまれるのである。

このような摩擦的な要素が全く存在しない世界においては、仮に部門間に不均一なショックが加わったとしても、生産要素は瞬時に衰退産業から成長産業に移動するため、そのこと自体が経済変動をもたらすことはありえない。しかし、部門間シフト仮説のロジックに基づくと、総需要が一定の下でも、部門間に不均一なショックによって経済変動が生じることになる。本稿の目的は、90年代において、日本経済の景気低迷が長期化していることの背景を、この部門間シフト仮説の観点から検証することである。

本稿の構成は以下の通りである。次節では、部門間シフト仮説に関する過去の実証研究を紹介すると共に、本稿の分析方法の特徴点を述べる。なお、先行研究の対象は米国が中心である。3節では、業種別求人シェアの変動をHPフィルターを用いて、恒久的要素 (permanent component) と一時要素 (transitory component) に分解することで、90年代における業種別労働需要の構造変化を抽出する。4節では、求人シェアの変動のうち、恒久的要素を用いて再配分ショックの代理変数を作成し、失業率、実質GDPとの関連を構造VARの枠組みで検討する。ここでは、歴史的要因分解 (historical decomposition) という手法を用いて、90年代の失業率の変動、実質GDP成長率の落ち込みの背景を労働の再配分ショックとの関連で述べる。最後に結論を述べる。

¹部門間シフト仮説に理論的なミクロ的基礎を与えたのは、Lucas and Prescott(1972) 等である。

2 先行研究と本稿の方法

2.1 先行研究

前節で述べた通り、部門間シフト仮説を初めに実証したのは、Lilian(1982)である。彼は、労働再配分ショック (labor reallocation shocks) の代理変数として、業種毎の雇用者数の伸び率の乖離を用い、その指標 $(\hat{\sigma})^2$ が失業率と高い正の相関を持つことを示し、70年代の米国の失業率の上昇は、労働の部門間シフトによる構造的なものであると主張した³。Davis(1987)もLilianの $\hat{\sigma}$ に、過去の雇用者数の伸び率の業種間乖離の情報をも取り込んだ別の指標を作成し、その指標が失業率の動きを良く説明することから、部門間シフト仮説を支持した。

これに対し、Abraham and Katz(1986)は、部門毎に総需要の変動に対する労働需要の反応度合いが異なっていると、Lilianの $\hat{\sigma}$ は、総需要の変動によって影響を受けるため、 $\hat{\sigma}$ と失業率の正相関の高さが部門間シフト仮説を支持する証拠にはならないという批判を行った。つまり、総需要の変動によって失業率が変動していたとしても、 $\hat{\sigma}$ と失業率が正の相関を持つことになると主張したのである⁴。

以降、Abraham and Katz(1986)の批判から自由な形で如何に労働の再配分ショックの代理変数を作成するかという観点から多くの実証分析が行われた。Loungani et al.(1990)、Blainard and Cutler(1993)、Loungani and Trehan(1997)は、雇用者数ではなく、業種別株価の乖離度合いが再配分ショックの代理変数として適当であるとした。彼らは、業種別の雇用者数の変動が、その業種に加わったショックのうち、必ずしも恒久的なショックにのみ反応するとは限らないのに対し、業種別株価は、市場の合理性を仮定すれば、恒久的なショックにのみ反応する(言い換えれば、株価は需要の一時的変動には左右されない)⁵と仮定することで、株価の業種別乖離は、理論的には、Abraham and Katz(1986)の批判から自由であると考えることができるとした。そして実際に、業種別の株価の乖離度合いが失業率や生産に対して強い指標性を持っていることに加え、Abraham and Katz(1986)の批判からも自由な指標である(つまり、総需要の変動に対する外生性が保証される)ことを実証した。

このほか、Newmann and Topel(1991)やRissman(1986)は、各業種の雇用者数のシェアを一時的要素と恒久的要素に分解した上で、そのうち恒久的要素だけを

²具体的には、以下のように算出。

$$\hat{\sigma} = \left[\sum_{i=1}^n \frac{x_{it}}{X_t} (\Delta \log x_{it} - \Delta \log X_t)^2 \right]^{0.5} \quad (1)$$

ここで、 X_t は、経済全体のt期雇用者数、 x_{it} は、t期のi産業の雇用者数。

³なお、Lilian(1982)の主眼は、いわゆる自然失業率の計測にあり、労働の部門間シフトに伴う失業率を自然失業率としている。

⁴このほか、Abraham and Katz(1986)と同様の観点からLilian(1982)の部門間シフト仮説を批判している例として、Murphy and Topel(1988)がある。

⁵仮に、投資家がある業種に加わったショックは一時的なものであることを見抜いている場合には、株価はそのようなショックには反応しないと考えられる。

用いて、その業種間乖離を労働再配分ショックの代理変数と看做し、これが失業率を良く説明することを示した⁶。

日本についての同様の試みとしては、Prasad(1997)があるが、彼は、Lilian(1982)、Davis (1987)と同様の指標を算出した結果、90年代に労働再配分ショックが大きくなった証拠は見当たらないと結論付けている。

2.2 本稿の方法

こうした先行研究に対し、本稿においては、求人業種別シェアをHPフィルターにより、恒久的要素と一時的要素に分解した上で、恒久的要素の業種間乖離を労働再配分ショックの代理変数とした。こうした方法は、先行研究と比較して幾つかの点で優れた特徴を有している。

まず、労働需要の変動のうち、恒久的要素だけを抽出している(労働需要の一時的変動が除かれている)ことにより、理論的には、Abraham and Katz(1986)の批判から自由であると考えられる。もちろん、実際に、本稿の指標がAbraham and Katz(1986)の批判を免れているかどうかは、実証分析によって確認される必要がある(4節の課題)。

次の特徴点として、雇用者数を用いている多くの先行研究と異なり、本稿では、求人を使用している点が挙げられる。つまり、雇用者数は、ストック・データであるため、労働需要の変動が数字に表れるまでに時間的なラグを要するのに対し、フロー・データである求人は、労働需要の変動が短期間のうちに数字に反映される点で雇用者数のデータに比べ優れていると考えられる。なお、米国で求人を用いた分析が見当たらないのは、そもそも米国では業種別求人のデータが存在しないためであると思われるが、日本では過去20年以上に亘り、業種別求人のデータが利用可能である(労働省「職業安定業務統計」)。

さらに、シェアを用いたのは、Lilian(1982)、Davis(1987)のように伸び率のデータを用いると、原データに含まれるトレンド情報が失われる結果、本稿で興味がある労働需要の業種間の恒久的な乖離についての情報も同時に失われてしまう可能性に配慮したためである。

3 労働需要の業種間乖離

労働需要(求人)の業種間乖離と経済変動との関連を考察する前に、本節においては、求人業種別シェアの推移を概観しておく。具体的には、求人業種別シェアにHPフィルター⁷を施したものを業種別労働需要の恒久的要素とし、残差を一時的要素とした上で、主に恒久的要素の動きに焦点を当てる。

⁶ここで紹介した分析とは、アプローチは若干異なるが、資本ストックの伸び率の業種間乖離を用いた分析にToledo and Marquis(1993)がある。

⁷HPフィルターについては、Hodrick and Prescott(1997)を参照。なお、HPフィルターの滑らかさを示すパラメータ(λ)は、四半期データに推奨されている1600とした。

3.1 業種別求人シェア

まず、業種別求人のシェアの推移を主な業種についてみてみよう⁸(図表1)。データは、労働省「職業安定業務統計」を利用している⁹。図表1では、実線が各業種の求人シェアを、点線がHPフィルターを施した恒久的要素を示している。

図表1のうち、製造業についてみると、90年代以降大きくシェアを落としていることがわかる。80年代までは、製造業のシェアの低下は、その多くが一時的要素の低下によるものであり、恒久的要素の低下は緩やかなものに止まっていたが、90年代以降は、恒久的要素の大幅な低下を伴っており、この点、90年代以降に製造業の労働需要が下方に屈折したと考えられる。これに対して、非製造業では、全体としてみれば80年代～90年代にかけて、シェアを上昇させている業種が多い¹⁰。

このような90年代の求人のシェアの変動の背景を詳細に述べることは、本稿の範囲外であるが、若干の解釈を加えておくことは有益であろう。すなわち、製造業の雇用吸収力は、経済のサービス化という長期的なトレンドの中で、80年代以前から低下しており、求人のシェアも、以前から緩やかに低下していたが、90年代には、急速な円高や東アジアの供給能力の拡大といった圧力が、こうしたトレンドを加速させたと考えられる。これに対し、非製造業においては、90年代には、積極的な規制緩和、通信技術の発達等の構造変化がみられ、産業としてのプレゼンスは相対的に高まったと考えられ、求人のシェアも高まったと考えることができるのではないかと思われる¹¹。

3.2 労働需要の恒久的要素の変動と業種間の相関

ここでは、上で見た業種別求人の変動の特徴をもう少しフォーマルにチェックする。まず、求人の業種別シェアの変動のうち、恒久的要素の変動割合を、76-84年(第1期)、85-90年(第2期)、91-98年Q1(第3期)の3つの時期に分けてみてみよう(図表2)。これをみると、製造業全体では、第1期、第2期とも恒久的要素の変動ウエイトは15%程度であったのに対し、3期には4割以上にまで達している。ま

⁸ここで、ウエイト算出の対象には、図表1に示している業種のほか、農林・漁業、鉱業、電気・ガスが含まれる。

⁹企業からの求人は、3ヶ月間有効であるが、職安統計で業種別に利用可能なのは、各月の新規求人だけである。このため、本稿では、該当月を含め過去3ヶ月の求人の合計を有効求人と看做し、これを四半期換算した上で業種別シェアを算出している。

¹⁰非製造業のうち、卸・小売については、90年代以降の規制緩和の過程における出店の増加等を考えると、80年代前半からのシェアの長期低落傾向には、幾分違和感がある。この点、卸・小売業においては、本稿で利用している「職業安定業務統計」には含まれない形での求人が増加している可能性がある。また、建設業の90年代以降のシェアの増大は、この時期の公共投資の拡大による部分が大きいと考えられるが、こうした形での求人の増大は、本稿が捉えようとしている再配分ショックとしては適当ではないと思われる。これらの点については、本稿における今後の分析においても留意が必要であり、今後、改善を要する点である。

¹¹90年代以降、非製造業の収益率が製造業と比較して低いことを考えると、非製造業の求人のシェアの拡大を、製造業と比較して人員削減が遅れたことと表れとみることも可能であろうが、経済のサービス化という流れを変えることが出来ない以上、足許の非製造業の低収益率の問題点は、人員削減の遅れの結果というよりも、生産性の低さにあると考えた方が適当であろう。

た、製造業内の各業種でみても、業種により程度の差はあれ、90年代に恒久的要素の変動ウエイトが大きくなっている点に違いはない。

非製造業でみると、卸・小売業については、第2期において恒久要素の変動ウエイトが高まった後、第3期にはそのウエイトは若干低下しているものの、金融、サービスといった他の主要業種では、第3期において恒久変動のウエイトが顕著に高まっている。この結果、各業種の恒久的要素の変動ウエイトを求人レベルで加重平均した数字は、第1期、第2期の30%弱から、第3期には40%を越えている。

次に恒久的要素の変動の業種間での相関を、特に製造業と各非製造業との相関に焦点を当てながらチェックする。具体的には、製造業の恒久的要素を被説明変数とし、他の主要な業種の恒久的要素を説明変数として、単回帰を行ない、そのパラメータと、 R^2 を前述の3つの時期に分けて比較した(図表3:上段が説明変数のパラメータ、下段がその R^2 を示している)。ここで、説明変数のパラメータは、それがマイナス方向に大きくなるほど、業種間の恒久的要素の乖離が大きくなっていることを示しており、さらに、 R^2 の大きさが、その関係の当てはまりの強さを表していると考えられる¹²。この結果をみると、卸・小売を除く全ての業種で第3期のパラメータのマイナス幅が大きくなっており、製造業と他の業種との間で求人の恒久的要素の逆相関が大きくなっていることが確認できる。また、 R^2 によって、この逆相関の強さをみても、ほとんどの業種で製造業との逆相関の強まりが確認できる。

以上で確認できた2点、—90年代には(1)多くの業種で求人の恒久的要素の変動ウエイトが増大していること、(2)製造業と他の業種との間で求人の恒久的要素の乖離が拡大していること—は、90年代の日本経済が、大きな労働の再配分を必要とする圧力に晒されていた可能性を示唆している。

4 労働の再配分ショックと経済変動

本節では、前節でみた各業種の求人シェアの変動のうち恒久的要素だけを利用して、その業種間の乖離度合いを示す単一の指標を作成し、失業率、実質GDPとの関連を簡単な構造VARを用いて分析することを通じて、90年代の日本経済に対する部門間シフト仮説の妥当性を検証する。

4.1 労働需要の業種間格差の指標性-Granger Causality テスト

まず、次の方法で業種別求人のシェアの恒久的要素の業種間の乖離度合いを指標化(以下LDDと呼称する)した。

¹²ここで、単に相関係数を比較するだけでは、業種間の労働需要の乖離を測るという本稿の目的には十分ではない。というのは、相関係数の大きさは、ここでのregressionでいえば R^2 (あるいはt値)にのみ対応しており、両者の関係の傾き(すなわち業種間の求人の乖離)についての情報が含まれていないからである。

$$LDD = \left[\sum_{i=1}^n \frac{x_{it}}{X_t} (\Delta P_{it}^P)^2 \right]^{0.5} \quad (2)$$

ここで、 x_{it} は*i*産業における*t*期の求人数、 X_t は、*t*期の求人の合計、 ΔP_{it}^P は、*i*産業の*t*期の求人シェアの恒久的要素の変動(前期差)を示している¹³。この指標は、各業種毎の求人の恒久的要素の変動を二乗したものを求人のウエイトで加重平均し、さらにその平方根をとったものである。以下では、これを労働の再配分ショックの代理変数として用いる。

まず、作成したLDDの推移を確認しておく(図表4)、90年代の前半に大きく上昇し、その後一旦下落したものの、足許では再び上昇していることが確認でき、求人の業種別乖離という観点からみると、90年代、特に前半期に、過去と比較して非常に大きな再配分ショックが加わった可能性がある¹⁴。

次に、LDDの失業率、実質GDPに対する指標性をGranger Causalityテストによって確認する。ここで、失業率及び実質GDPは、対数をとった上で、季節性を除去するために4期前との差をとった(以下、それぞれUNEM、GDPと表示する)¹⁵¹⁶。推計期間は全て77年Q1から98年Q1まで、ラグはAICにより4期を選択した¹⁷。結果をみると(図表5)、LDD→UNEM、LDD→GDP、GDP→UNEMのGranger Causalityが確認できる(全て5%水準で有意)。これに対し、GDP、UNEMからLDDへのCausalityはみられない。このことは、LDDのGDP及びUNEMに対する外生性が確保されていることを示しており、再配分ショックの代理変数としてのLDDがAbraham and Katz(1986)の批判から自由であることを示している。

¹³LDDの作成にあたっては、次の25業種を用いた。サービス、建設、卸・小売、運輸・通信、金融、農林・漁業、鉱業、電気・ガス、電気機器、一般機器、精密機器、輸送用機器、鉄鋼、非鉄金属、金属製品、化学工業、パルプ・紙、窯業・土石、繊維、衣服他繊維、木材木製品、家具装備品、ゴム製品、出版印刷、石油石炭。

¹⁴こうした結果は、Lilian(1982)やDavis(1987)と同様の指標を使って再配分ショックを測ったPrasad(1997)の結果とは大きく異なっている。

¹⁵なお、ADFテストにより、LDDについてはレベルで、実質GDP及び失業率については、前年比データで定常性を確認した。失業率については、レベルデータに単位根が存在するということは、失業率が定義上、0と1の間に収まるということと矛盾するが、現実的には1に近づく確率は極めて低いため、ここでは便宜上レベルデータへの単位根の存在を認めた。

¹⁶失業率については、労働力人口における年齢構成の変化が失業率に与える影響をコントロールするために、年齢構成を75年時点に固定した。具体的には

$$\sum_{i=1}^n \gamma_{i\tau} UNEM_{it} \quad (3)$$

により算出した。ただし、 $\gamma_{i\tau}$ は、 τ 期(1975年)における*i*グループの労働力人口に占めるウエイト、 $UNEM_{it}$ は、*i*グループの*t*期の失業率。なお、*i*は15-19才、20-24才、25-29才、30-34才、35-39才、40-44才、45-49才、50-54才、55-59才、60-64才、65才以上の11グループ。なお、以下の分析で使用したものは、全てこの固定ウエイト型の失業率である

¹⁷本来、3変数の間の(Grangerの意味での)因果性をみる上では、3変数のVARモデルを構築した上で、各説明変数のパラメーターがすべて0であるという帰無仮説をF検定するのが筋であるが、3変数間の共変関係が強く、全体的にF値が小さくなってしまいう問題(多重共線性)が生じたため、ここでは3変数うち各2変数の間でGranger-Causalityテストを行っている。

4.2 構造 VAR モデルの推計

上述の Granger Causality テストの主な結果は、(1)LDD は、失業率と実質 GDP に対して明確な Causality を有していること、及び(2) 失業率と実質 GDP からの外生性を有していることであった。以下では、この関係を明示的に考慮した VAR(Vector AutoRegression) モデルを推計する。つまり、通常 of 制約無しの VAR では、全ての変数を対称的に扱うが、本稿で推計するのは、LDD を説明するのは、自己のラグ項だけであるという意味で非対称的なモデルである。このように各変数を非対称的に扱う VAR は、Near VAR と呼ばれる¹⁸。具体的には次のような 3 変数の Near VAR モデルを推計した。

$$UNEM_t = \sum_{s=1}^p \alpha_{11} UNEM_{t-s} + \sum_{s=1}^p \alpha_{12} GDP_{t-s} + \sum_{s=1}^p \alpha_{13} LDD_{t-s} + e_{UNEM} \quad (4)$$

$$GDP_t = \sum_{s=1}^p \alpha_{21} UNEM_{t-s} + \sum_{s=1}^p \alpha_{22} GDP_{t-s} + \sum_{s=1}^p \alpha_{23} LDD_{t-s} + e_{GDP} \quad (5)$$

$$LDD_t = \sum_{s=1}^p \alpha_{33} LDD_{t-s} + e_{LDD} \quad (6)$$

ここで、 e_{UNEM} 、 e_{GDP} 、 e_{LDD} はそれぞれ推計残差である。なお、上述した非対称性は、(6) 式において GDP 及び UNEM が登場していないことに表れている。また、ラグ次数 (s) は、最大を 8 期として 1 期まで推計した上で、AIC 基準により 4 期を選択した。推計期間は、77 年 Q1 から 98 年 Q1 までである¹⁹。

さらに、次節以降で、予測誤差の分散分解、インパルス応答関数、歴史的要因分解を行うに当たっての構造イノベーションの識別には次のような Sims–Bernanke 型の同時点制約を課すことで行った²⁰。

$$\begin{bmatrix} e_{UNEMt} \\ e_{GDPt} \\ e_{LDDt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} \\ 0 & 1 & b_{23} \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{UNEMt} \\ \epsilon_{GDPt} \\ \epsilon_{LDDt} \end{bmatrix} \quad (7)$$

ここで、 ϵ_{Xt} は各変数の構造イノベーションを示している。(7) 式においては、失業率は、同時点で実質 GDP 及び LDD から影響を受けると仮定している。ここで、実質 GDP から失業率への関係は、いわゆるオウクンの法則を表しているが、本稿ではこの関係に加え、再配分ショックも失業率の動きに同時点で影響を与えると仮定していることになる。また、LDD は、同時点で実質 GDP にも影響を与えるが、失業率から実質 GDP へのフィードバックが生じるのは次期以降であると仮定して

¹⁸なお、変数の数が多くなった場合、自由度の確保のために各変数毎にラグの長さを変えるのも、Near VAR の一つである。Near VAR については、Doan(1995)、Filardo(1997) 等を参照。

¹⁹VAR のスペシフィケーションにおいては、本来、誤差修正項やトレンドを含めるかどうかという点も考慮すべきである。この点は今後の課題としたい。

²⁰Sims–Bernanke 型の同時点制約については、Sims(1986)、Bernanke(1986) 等を参照。

いる。さらに、LDD は同時点においても失業率及び実質 GDP から影響を受けないと考えた²¹。

同時点制約の推計結果をみると ((8) 及び (9) 式)、3 つパラメータの t 値は低く、全て有意ではなかった。ただ、LDD の上昇(低下)は、失業率の上昇(低下)させ、実質 GDP を低下(上昇)させる、また、実質 GDP の上昇(低下)は失業率を低下(上昇)させるという想定通りの符号は得られた。

$$e_{UNEMt} = -0.072\epsilon_{GDPt} + 49.900\epsilon_{LDDt} + \epsilon_{UNEMt} \quad (8)$$

(-0.148) (0.127)

$$e_{GDPt} = -45.331\epsilon_{LDDt} + \epsilon_{GDPt} \quad (9)$$

(-0.514)

$$e_{LDDt} = \epsilon_{LDDt} \quad (10)$$

括弧内は t 値。

4.3 分散分解、インパルス応答

上の簡単な構造 VAR モデルを用いた予測誤差の分散分解(図表 6)の結果をみてみよう。予測誤差の分散分解は、各変数の n 期先の各構造イノベーションが相対的にどの程度説明力を持っているかということを示している。失業率の変動に対する他の 2 変数の相対的な影響度をみると、8 四半期先までに、自己の構造イノベーションの説明力は 50%以下まで小さくなり、代わりに GDP の影響力が 50%を越えている。一方、LDD の影響度については、短期的には然程大きくないものの、中長期的には大きな影響力をもっており、その影響力は最終的には 4 割近くに達している。また、実質 GDP の分散分解の結果をみると、失業率の影響力は一貫して、4%以下に止まっている一方、ここでも LDD の影響力は中長期的にはかなり大きいことがわかる。

次に、インパルス応答関数で、構造イノベーションの動学的波及経路、及びそのマグニチュードをみてみよう。図表 7(1) は、失業率、実質 GDP、LDD へ 1 標準偏差分(one standard deviation shock)の構造イノベーションを与えた場合の失業率の動学的経路を示している。これをみると、実質 GDP 上昇のショックは、5-6 四半期には、失業率を 3%程度引下げの効果を持つ²²。因みに、20 四半期迄の累積的な影響度は、約 20%に達する²³。これに対し、LDD 上昇のショックは、6 四半期

²¹ここでは、3 変数に対して 3 つの制約を課しているため、構造イノベーションは丁度識別(just identified)される。

²²失業率は、前述の通り、前年比伸び率のデータを用いているため、ここでの 3%は、失業率のレベルに対するパーセンテージを示している。つまり、仮に失業率のレベルを 4%とすれば、ここでの 3%は、失業率のレベル 0.1%程度に相当する。

²³前注と同様にこれを失業率のレベルに換算すると、同じく 0.8%程度に相当する。

程度までは顕在化せず、12-14 四半期くらいまで失業率を上昇させる効果をもち、ピーク時のマグニチュードは、実質 GDP ショックのピーク時のそれに近い²⁴。

次に、同じく実質 GDP の動学的経路をみると (図表 7(2))、失業率の上昇のショックが実質 GDP 引下げる程度は、非常に小さい一方、LDD の上昇ショックが実質 GDP を引下げる効果は 3 四半期辺りから顕在化し、その影響力は 10-12 期にピークを迎え (その時のマグニチュードは、約 0.6%)、20 四半期程度先まで持続する (累積的な影響度は約 5.7%)。

以上の結果からも、失業率や実質 GDP といったマクロ変数への LDD の指標性の高さがみてとれよう。特に、LDD が失業率や実質 GDP に対して中長期的な影響力を持っているという分析結果は、労働の再配分が経済の構造調整を促すものであるという直感的な印象とも符合しているという意味で注目に値しよう。

4.4 歴史的要因分解 (historical decomposition)

以下では、上で推計した構造 VAR モデルを下に、90 年代の失業率と実質 GDP の変動の背景を歴史的要因分解 (historical decomposition) という手法を用いて考察する (図表 8)。前述の予測誤差の分散分解は、推計期間において、ある変数の構造イノベーションが平均的にみてどの程度重要であったかを表しているのに対し、歴史的要因分解は、特定の期間に限って、ある変数の構造イノベーションが各変数の変動に対してどの程度重要であったかを示したものである²⁵。

図表 8 のベース・フォーキャストは、推計された VAR の枠組みの下で、80 年代中までのデータを用いて算出した 90 年 Q1~98 年 Q1 までの動学的シミュレーションによる予測値を示している²⁶。ベース・フォーキャストと実績値との乖離部分は、80 年代中までの情報によっては説明できなかった外生的なショック (ϵ_{UNEM} 、 ϵ_{GDP} 、 ϵ_{LDD} のいずれかの構造イノベーション) によるものであると解釈することができる。ここで、各チャートの点線が、ベース・フォーキャストに各構造イノベーションを加えた場合のパスであり、いわばその構造イノベーションの寄与を表していると考えることができる。

失業率変動の歴史的要因分解の結果をみると (図表 8(1))、90 年代の前半には、失業率前年比は大きく上昇しているが、同時期、実質 GDP ショックは、失業率を引下げる方向に寄与していた一方で、LDD は、それ以上に失業率を大きく押し上げる方向に寄与していたことがわかる。つまり、この時期、GDP 要因として表現されている経済のマクロ的な側面は、失業率をむしろ引下げる方向に作用していた一方で、それ以上に労働の部門間再配分ショックが失業率を高める方向に効いたと考えることができる。この点、90 年代前半の失業率の上昇は、いわば構造的失業であったということができよう。

これに対し、97 年以降の失業率の上昇局面では、LDD の寄与は相対的には小さ

²⁴20 四半期までの累積的な影響度も、実質 GDP ショックのケースとほぼ同程度であった。

²⁵歴史的要因分解の詳細については、Doan(1995)等を参照。

²⁶ただし、各変数のパラメータはフル・サンプルの推計結果に基づいている。

く、むしろ実質 GDP が失業率の押し上げに大きく寄与している。すなわち、最近時の失業率の上昇については、90年代前半とは異なり、労働の部門間再配分ショックよりも、経済マクロ的側面の方が重要であるということになる。

次の図表 8(2) は、実質 GDP の変動の歴史的要因分解の結果を表している。ここでも失業率のケースとほぼ同様の結果が得られる。つまり、90年代前半の実質 GDP 成長率の落ち込みには、LDD が大きく寄与していた一方、実質 GDP 自身には押し上げの力が働いていたことが判る。一方、ここ 1-2 年の実質 GDP の落ち込みについては、その殆どが自身のショックによって説明される。ここで、実質 GDP の変動が、自身のショックによって説明されるということは、言い換えれば、最近の実質 GDP の変動に関しては、本稿の 3 変数の VAR では、十分説明できないということの意味する²⁷。ただ、本稿の目的は、労働再配分ショックが失業率や実質 GDP に与える影響を測ることなので、ここでは便宜上、実質 GDP のショックは、労働再配分ショックとの対比で、経済全体に共通なショック (いわば、経済のマクロ的な側面) を表現していると考えればよからう。

5 結論

本稿では、Lilian(1982)の部門間シフト仮説を日本経済に応用し、その妥当性を検証した。まず、求人業種別シェアを HP フィルターを使って恒久的要素と一時的要素に分解し、90年代には(1)多くの業種で恒久的要素の変動ウェイトが増大していること、及び(2)恒久的要素の業種間での乖離が拡大していること、が確認された。

次に、求人業種別シェアの変動のうち、恒久的要素を用いて作成した労働再配分ショックの推移をみると、90年代前半に過去に例を見ない労働再配分ショックがあった可能性が示唆された。

この労働再配分ショックと、失業率及び実質 GDP の 3 変数で構造 VAR モデルを構築した上で、インパルス応答、分散分解をみると、労働再配分ショックは、失業率、実質 GDP に対して高い指標性、特に中長期的な指標性を有しているとの結果が得られた。

また、90年代の失業率の上昇、実質 GDP 成長率の低迷の背景を、歴史的要因分解 (historical decomposition) により考察すると、(1)90年代前半の失業率の上昇や実質 GDP の落ち込みにおいては、再配分ショックが大きな役割を果たしている、(2)97年以降の失業率の上昇に対しては、再配分ショックよりも、むしろ実質 GDP の落ち込みが大きな役割を果たしている、等の結果が得られた。これらの結果は、90年代前半の景気の落ち込みに対しては、経済のマクロ的な側面よりも、生産要素の再配分という構造調整圧力が、90年代後半のそれには、逆に、経済のマクロ的側面が支配的な役割を果たしているということを示唆している。97年以降に支配的

²⁷内容を特定化するために、他の変数を VAR に加えることも考えうるが、この場合、自由度不足等の推計上の他の問題を引き起こす可能性がある。

であったこのマクロ的側面の内容については、本稿の分析だけでは明らかではないが、この間の日本の経済状況の振り返ると、97年4月の消費税率の引上げに代表される財政面からのデフレ圧力や97年末以降の金融不安の一層の高まりによる個人消費の落ち込み等、大きなマクロ・ショックがあったことは間違いない。この点、これらの要因が、本稿のVARにおいて、実質GDPのショックとして表現されているのではないかと推察される。

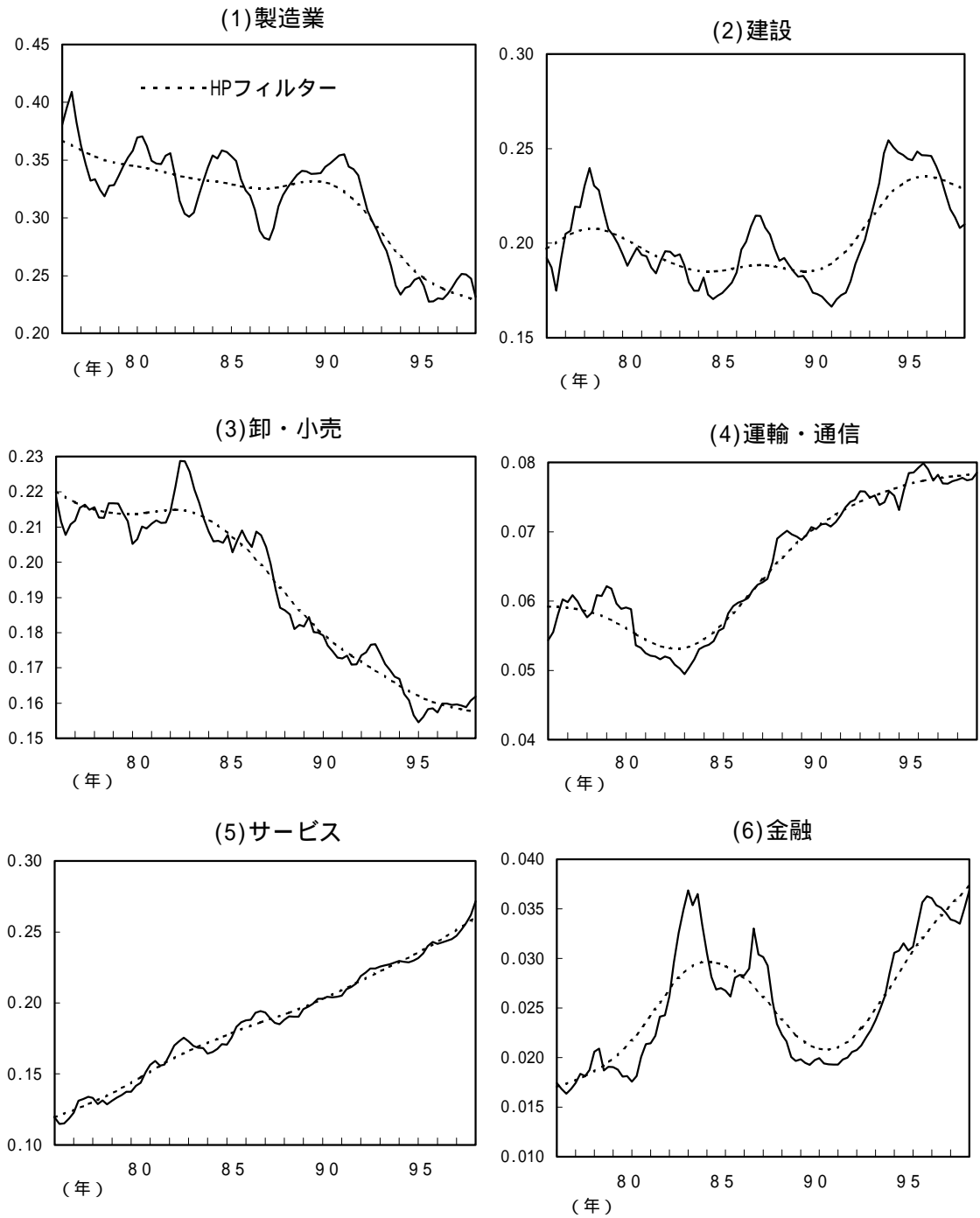
以 上

参考文献

- [1] Abraham, K. G. and Katz, L. F. (1986), ‘Cyclical Unemployment: Sectoral Shifts or Aggregate Disturbances?’ *Journal of Political Economy*, 94-3, 507-522.
- [2] Bernanke, B. S. (1986), ‘Alternative Explanations of the Money-Income Correlation,’ *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, 49-100.
- [3] Brainard, S. L. and Cutler, D. M. (1993), ‘Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment Reconsidered,’ *Quarterly Journal of Economics*, 219-243.
- [4] Davis, S. J. (1987), ‘Fluctuations in the Pace of Labor Reallocation,’ *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 27, 335-402.
- [5] Doan, T. A.(1995), *RATS User’s Manual Version 4.0*, Estima.
- [6] Filardo, A. J. (1997), ‘Using Near-VARs to Examine Phase-Dependent Monetary and Fiscal Policy,’ *Federal Reserve Bank of Kansas City Research Working Papers*, No.97-11.
- [7] Hamilton, J. D. (1988), ‘A Neoclassical Model of Unemployment and the Business Cycle,’ *Journal of Political Economy*, 96-31, 593-617.
- [8] Hodrick, R. J. and Prescott, E. C. (1997), ‘Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation,’ *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 1-16.
- [9] Lilien, D. M. (1982), ‘Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment,’ *Journal of Political Economy*, 90-4, 777-793.
- [10] Loungnai, P., Rush, M., and Tave, W. (1990), ‘Stock Market Dispersion and Unemployment,’ *Journal of Monetary Economics*, 25, 367-388.
- [11] Loungani, P. and Trehan, B. (1997), ‘Explaining Unemployment: Sectoral vs. Aggregate Shocks,’ *FRBSF Economic Review*, 1, 3-15.
- [12] Lucas, R. E. and Prescott, E. (1976), ‘Equilibrium Search and Unemployment,’ *Journal of Economic Theory*, 7, 188-209.
- [13] Murphy, K. M. and Topel, R. H. (1987), ‘The Evolution of Unemployment in the United States: 1968-1985,’ *NBER Macroeconomics Annual 1987*, 11-57.
- [14] Neumann, G. R. and Topel, R. H. (1991), ‘Employment Risk, Diversification, and Unemployment,’ *Quarterly Journal of Economics*, 1341-1365.

- [15] Prasad, E. (1997), ‘Sectoral Shifts and Structural Change in the Japanese Economy: Evidence and Interpretation,’ *Japan and the World Economy*, 9, 293-313.
- [16] Rissman, E. R. (1986), ‘What is the Natural Rate of Unemployment?’ *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago, 10-5, 3-17.
- [17] Sims, C. A. (1986), ‘Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?’ *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Winter.
- [18] Toledo, W. and Marquis, M. H. (1993), ‘Capital Allocative Disturbances and Economic Fluctuations,’ *The Review of Economics and Statistics*, 75(2), 233-240.

(図表1) 業種別求人のシェアの変動



(資料) 労働書「職業安定業務統計」
 (注) HPフィルターの は1600。

(図表2) 労働需要の全変動に占める恒久的要素のウエイト

(%)

	全期間平均	76-84 平均	85-90 平均	91-98/Q1 平均
全体	32.36	25.09	29.84	42.47
サービス	52.00	48.41	47.43	60.22
建設	23.50	22.36	12.21	34.25
卸小売	33.67	22.85	44.81	37.88
運輸・通信	39.77	35.26	58.36	30.00
金融	42.48	33.91	42.62	53.01
農林・漁業	22.02	23.44	32.31	11.74
鉱業	28.32	22.55	30.30	33.83
電気・ガス	18.84	21.97	16.23	17.10
製造業	23.36	15.99	14.24	40.04
電気機器	23.26	23.21	14.86	30.28
一般機器	21.11	20.33	15.17	27.00
精密機器	21.18	11.42	26.14	29.19
輸送用機器	21.68	20.86	18.76	25.11
鉄鋼	24.03	20.69	23.57	28.56
非鉄金属	19.38	12.71	14.35	31.81
金属製品	26.33	23.51	16.90	37.65
化学工業	26.53	27.45	28.58	23.70
パルプ紙	28.82	24.45	20.46	41.15
窯業土石	36.41	32.09	31.82	45.57
繊維	43.77	42.48	37.74	50.37
衣服他繊維	40.03	31.79	27.15	60.92
木材木製品	25.68	36.23	8.73	26.62
家具装備品	35.13	34.96	22.40	45.88
ゴム製品	15.73	6.22	11.12	31.35
出版印刷	25.27	15.76	15.12	45.48
石油石炭	18.01	12.36	14.58	27.85

(資料) 労働省「職業安定業務統計」

(注) 1. $\frac{abs(\Delta_{ip})}{abs(\Delta_{ip}) + abs(\Delta_{it})}$ により算出。 i_p : i 産業の恒久的要素の変動(前期差)。 i_t : i 産業の一時的要素の変動(前期差)。

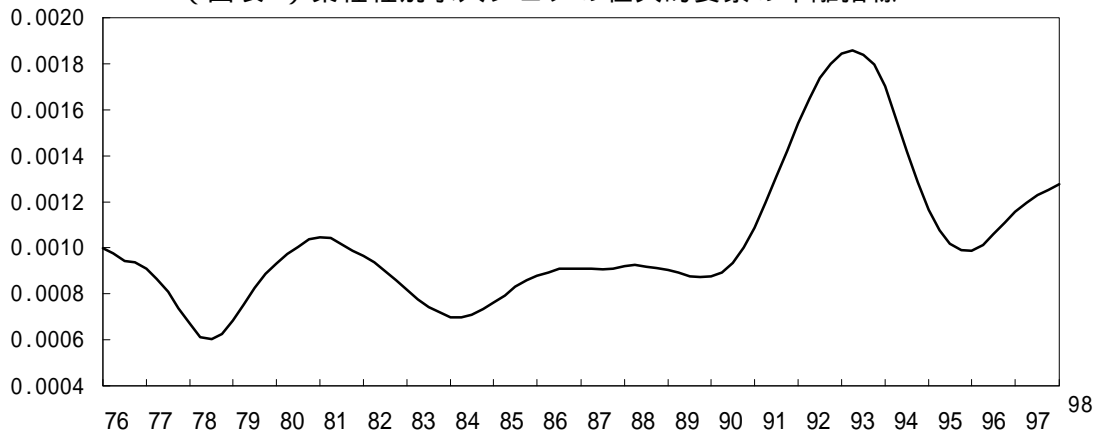
2. 全体は、サービスから製造業までの各計数を求人数のウエイトと加重平均したもの。

(図表3) 製造業と他業種の恒久的要素間の相関

	76-84	85-90	91-98/Q1
サービス	-0.56	0.12	-1.96
	0.95	0.19	0.93
建設	0.95	-1.64	-1.91
	0.53	0.67	0.92
金融	-2.13	-0.46	-5.68
	0.90	0.33	0.96
卸・小売	4.12	-0.12	5.45
	0.70	0.25	1.00
運輸・通信	4.07	0.24	-18.62
	0.76	0.23	0.99

(注) 上段は、製造業の労働需要(求人シェア)の恒久的要素を被説明変数とし、その業種の恒久的要素を説明変数として、regression を行った場合の係数。下段は決定係数。

(図表4) 業種別求人シェアの恒久的要素の乖離指標



(図表5) Granger-Causalityテスト

結果変数	原因変数		
	LDD	UNEM	GDP
LDD	—	1.525	0.140
UNEM	2.788 *	—	5.547 **
GDP	3.548 *	0.578	—

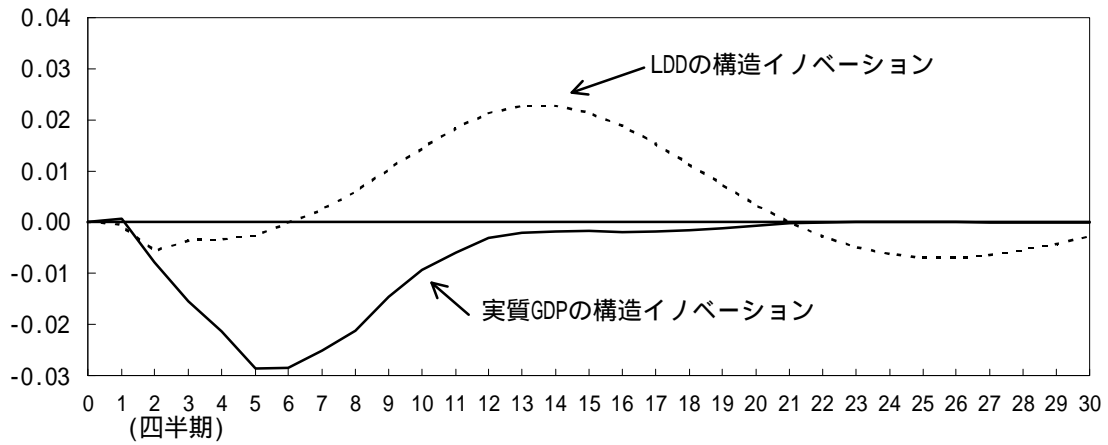
(注) ・ *は有意水準5%で有意であることを意味する。
 ・ ** 1%
 ・ 推計期間は77年Q1 - 98年Q1。
 ・ ラグはAICによりすべて4期を選択。

(図表6) 予測誤差の分散分解

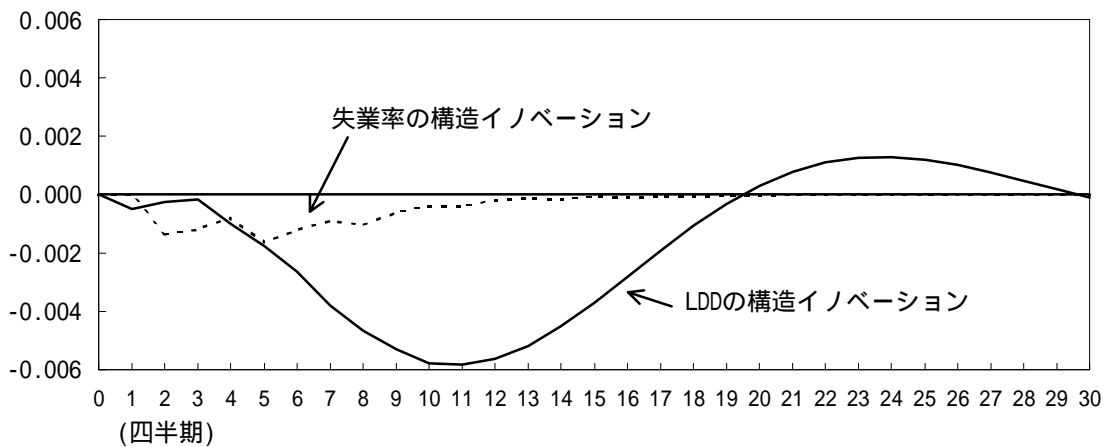
(1) 失業率 (%)				(2) GDP (%)			
期先	structural innovation to			期先	structural innovation to		
	UNEM	GDP	LDD		UNEM	GDP	LDD
1	99.95	0.03	0.02	1	0.00	99.69	0.31
4	75.82	22.45	1.73	4	2.24	96.99	0.77
8	41.73	56.53	1.74	8	3.76	78.09	18.15
12	34.10	50.10	15.80	12	2.66	53.44	43.90
20	26.30	38.69	35.00	20	2.25	45.20	52.54
30	25.61	37.67	36.71	30	2.21	44.41	53.37

(図表7)

(1) 失業率のインパルス応答関数



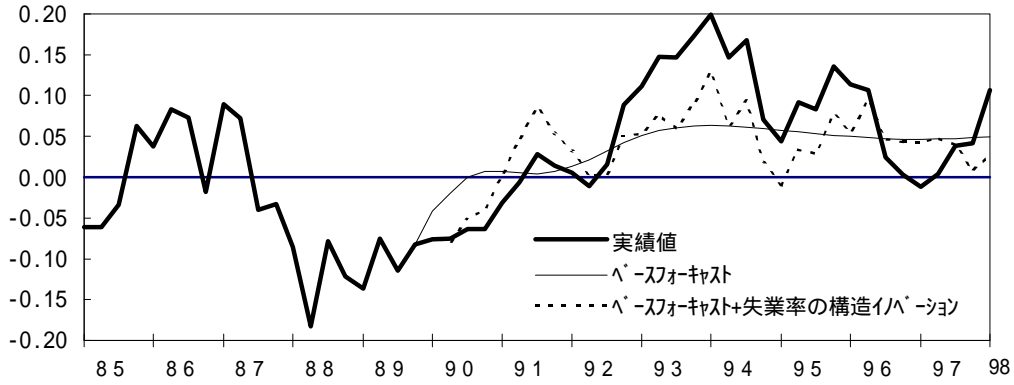
(2) 実質GDPのインパルス応答関数



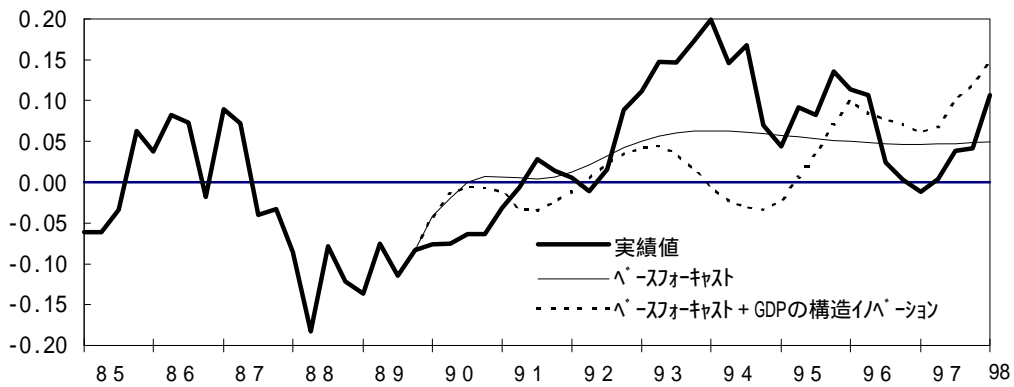
(図表8)

(1) 失業率の歴史的要因分解

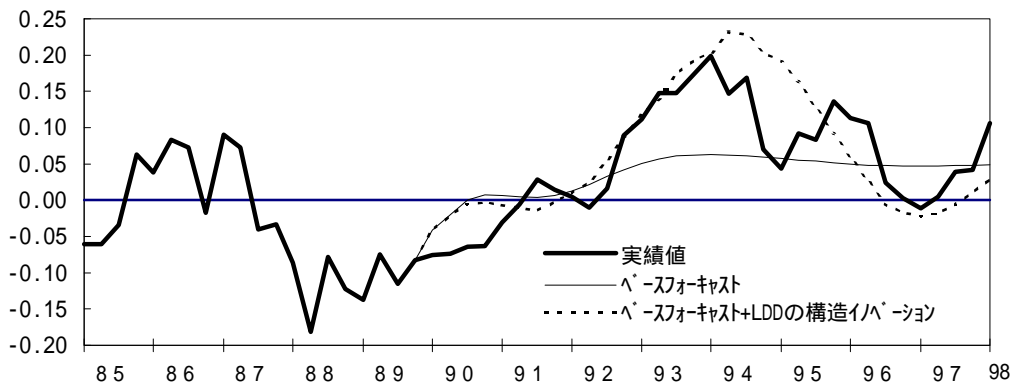
ベースフォーキャスト+失業率の構造イノベーション



ベースフォーキャスト+GDPの構造イノベーション



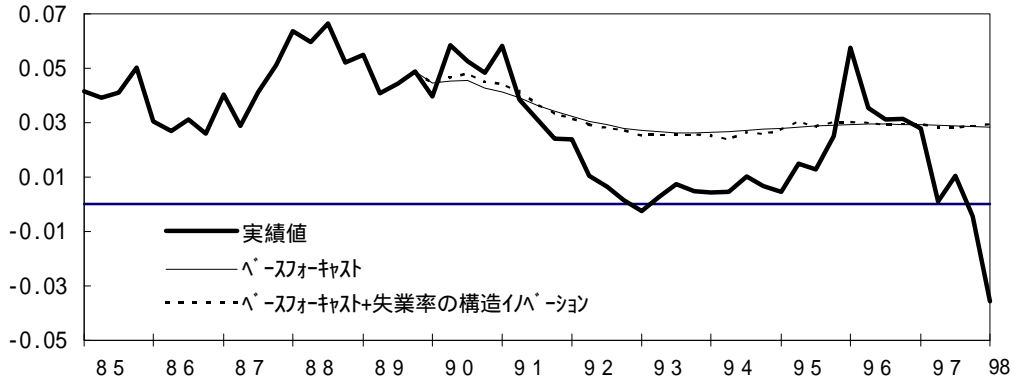
ベースフォーキャスト+LDDの構造イノベーション



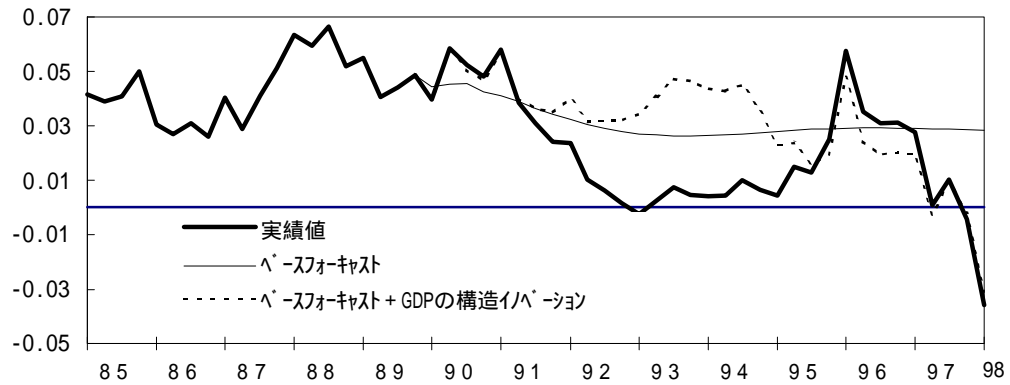
(図表8)

(2) 実質GDPの歴史的要因分解

ベースフォーキャスト+失業率の構造イノベーション



ベースフォーキャスト+GDPの構造イノベーション



ベースフォーキャスト+LDDの構造イノベーション

