



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

日本経済の変動要因：生産性ショックの役割

宮尾龍蔵*

miyao@rieb.kobe-u.ac.jp

No.06-J-1
2006年1月

日本銀行
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30号

* 神戸大学経済経営研究所

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局までご相談ください。転載・複製を行う場合は、出所を明記してください。

日本経済の変動要因：生産性ショックの役割

宮尾 龍蔵*

2006年1月

神戸大学経済経営研究所

神戸市灘区六甲台町2-1(〒657-8501)

Phone: +81-78-803-7014

Fax: +81-78-803-7059

Email: miyao@rieb.kobe-u.ac.jp

[要旨]

本稿は、GDPギャップ、全要素生産性(TFP)、株価、金利の4変数からなる単純なVARモデルを構築し、日本における生産性ショックの役割を定量的に検証することを目的とする。分析に先立ち、TFP系列と景気との同調性・内生性の問題について検討し、不完全競争や収穫逓増の影響、因果性テストによる外生性の検証などを行った。また単純なAD-ASモデルを使って、長期停滞の真因に関するこれまでの論争の整理も試みた。VAR分析の結果から、(i)生産性ショックはGDPギャップに対して持続的な正の影響をもたらすことが示され、持続的な生産性ショックの効果は、長期的な成長見通しを通じて、総需要へもフィードバックする可能性が示唆された。また(ii)GDPギャップの要因分解から、特に1993年以降、負の生産性ショックが継続して発生し、それが90年代以降の需要不足を説明する基調的な要因となったことが示された。

* 本稿のベースとなる未定稿は、東京大学・日本銀行共催研究会「1990年代以降の日本の経済変動」、および大阪大学と一橋大学のセミナーで報告し、塩路悦朗、西村清彦、黒田昌裕、福田慎一、木村武、白塚重典、小川一夫、小野善康、チャールズ・ホリオカ、齊藤誠、祝迫得夫、岩壺健太郎各先生方はじめ、研究会・セミナー参加者から有益なコメントやフィードバックをいただきました。また本稿の作成過程において、肥後雅博氏から関連文献をご教示いただきました。記して感謝申し上げます。言うまでもなく、本稿に残された誤りは筆者の責に帰するものです。

1. はじめに

本稿は、日本の経済変動要因の1つである生産性ショックに焦点をあて、需要面や株価との関係も考慮に入れながら、その役割を定量的に評価することを目的とする。

日本の長期停滞の真因をめぐっては、「需要サイド（総需要不足）か供給サイド（生産性の低迷）か」を基本的な対立軸として、さまざまな角度から論争されてきた。最近の岩田・宮川(2003)や浜田・堀内(2004)などの論争では、それぞれの見方について実証的な論拠も提示され、議論はより深まってきたといえる。しかしその多くは、一方から提示された推計結果を他方が批判的に検討するといったスタイルが中心であり、両者を統一的に分析した実証研究は数少ない。

言うまでもなく、経済の需要面と供給面は互いに密接に関連する可能性があり、その実証的な評価の際にも両者の相互依存関係を適切に考慮することが必要となる。たとえば、供給サイドでよく議論される全要素生産性（Total Factor Productivity, TFP）は、推計上の問題から、景気循環と同調的に変動するというよく知られる問題があり、それは需要面が供給面へ影響を及ぼす典型的な例といえる。他方、持続的な生産性ショックは（それが正確に推計されれば）家計の恒常所得や企業の収益見通しを通じて、さらに株価等の資産価格の変動を通じて、民間部門の消費や投資支出に影響を与える可能性がある（供給面から需要面へのフィードバック）。

このような問題意識に立ち、本稿は日本における生産性ショックの役割について、需要面と供給面の双方向の関係に注意を払いながら検証を行う。分析には、リカーシブ制約に基づく単純な構造 VAR（ベクトル自己回帰）アプローチを利用し、GDP ギャップ、TFP、株価、金利からなる実証モデルを構築する。その際、上記の相互依存関係の観点から、妥当と考えられる識別制約を課す。

本分析の大きな特徴は、GDP ギャップ、TFP という需要面・供給面の変数を直接含むという点である。カギとなる2つの変数を用いることで、両側面の双方向の関係を明示しつつ、生産性ショック・構造的要因の相対的な役割を検証することが可能となる。GDP ギャップ、TFP、それぞれの推計上の問題に関しても、可能な限り慎重な検討を試みる。

本稿の GDP ギャップ変数には、（おそらく標準的な）マクロ生産関数に基づく推計値を採用した。当然ながら、各局面における GDP ギャップ、つまり需要不足の大きさは、潜在

GDP とその成長トレンドをどう設定するかによって異なってくる。主要な代替アプローチとして HP フィルターの採用も考えられるが、その場合の GDP ギャップは、文字通り、ごく短期的・定常的な景気循環となり、日本の 90 年代のように数年にわたって持続する（つまり確率的トレンドを含むような）需要不足の傾向を捉えることができない。マクロ生産関数アプローチを採用することで、実感にも即した推計値を得ることができる。

一方、TFP 推計値については、製造業・非製造業の資本ストック稼働率を考慮したソロ－残差を利用した。その際、90 年代前半に観察された労働時間の短縮も考慮されている。TFP の外生性、景気との同調性の問題については、(i)マークアップや規模に関する収穫についての検証、(ii)因果性テストに基づく外生性の検証、という複数のチェックを行い、慎重に検討した。

これらの事前の検討を経た上で、1983 年から 2004 年の期間について、4 変数から成る VAR 分析を行った。主要な分析結果は以下のように要約できる。

(i)インパルス反応の結果から、生産性ショックは GDP ギャップに対して持続的な正の影響をもたらすことが示された。これは持続的な生産性向上が、恒常所得や企業収益、株価などを通じて総需要へフィードバックする現実の可能性を示唆するものと考えられる。

(ii)推計された GDP ギャップの要因分解を行ったところ、特に 1993 年以降、負の生産性ショックが継続して発生し、それが 90 年代以降の需要不足を説明する基調的な要因となったことが確認された。

これらの主要結果に加え、全体としても直感的に解釈可能な推計結果が得られた。TFP の系列自体についても、総じて外生的であるという結果が示される。本稿の検証結果は、需要不足か生産性低迷かという従来の 2 分法的な捉え方ではなく、両者を包括し、相互の関係を考慮したアプローチによって得られたものである。その意味で、「失われた 10 年」の真因をめぐる論争を一步前進させ、日本の経済変動について新たな知見を提示する試みといえるだろう。

本稿の構成は次の通り。2 節では、日本の長期停滞に関するこれまでの論争を手短にサーベイする。3 節は GDP ギャップ・TFP 推計についての議論を整理し、本稿で利用する TFP の外生性について検証する。4 節では VAR モデルを構築し、日本の経済変動における生産性ショックの役割を分析する。5 節で結論を述べる。

2. 日本の長期停滞をめぐる論争：手短なサーベイ

本節では、長期停滞の真因をめぐる論争についての手短なサーベイを行う。

1990年代初頭以降の長期停滞およびデフレの要因については、多くの論者からさまざまな見方が提示されてきたが、それらは需要サイドと供給サイドに大別できる（岩田・宮川(2003)、浜田・堀内(2004)などを参照）。需要サイドでは、(i)不十分な金融緩和とデフレ予想による消費・投資の低迷、(ii)財政引締めによる公的需要の減少、(iii)銀行の貸し渋りによる投資不足、などが挙げられる。供給サイドでは、(iv)企業部門の生産性低迷・収益力低下（背後の要因としては、グローバル競争・低価格輸入品との価格競争、企業組織の非効率化、企業ガバナンスの劣化など）、(v)産業構造調整の遅れ、(vi)資源配分の非効率化、などが挙げられる。さらに(vi)の背後の原因としては、銀行の追い貸し・過剰貸出、政府による非効率な公共投資などが指摘される。¹

これらの要因が経済へもたらす影響は、標準的な総需要・総供給（AD-AS）分析で議論することができる。図1のように、縦軸に物価（あるいはインフレ率）、横軸にGDPを取り、右下がりの総需要曲線と完全雇用GDP（ Y^F 、資本・労働の100%稼働のもとで実現する生産水準）で屈折する総供給曲線を想定すると、財サービス市場の需給均衡は両曲線の交点で実現する（ Y_0 は均衡GDP）。また Y^F と Y_0 の差が、経済の需要不足の大きさを表す「GDPギャップ」に相当する。

需要サイドの要因(i)、(ii)、(iii)は、いずれも総需要曲線の左シフト（負の需要ショック）とみなすことができる。図2で例示されるように、AD曲線が AD' へとシフトすることで、均衡GDPは Y_0 から Y_1 へと減少し、それだけGDPギャップ・需要不足も拡大する。また物価は下落する。これが需要サイドを重視する考え方であり、その処方箋としては、金融緩和や財政支出拡大、貸し渋りを是正するための銀行への公的資本注入などが主張された。

¹ 長期停滞をめぐる文献は、岩田・宮川(2003)、浜田・堀内(2004)に含まれる議論以外にも、膨大な蓄積が存在する。主要な論考や著作物と思われるものを部分的に紹介すると、需要サイドを重視する（そして供給サイド・構造要因を批判的に議論する）文献としては、竹森(2002)、原田・岩田(2002)、野口(2002、2004)などがある。一方、供給サイドを重視する議論としては、小林・加藤(2001)、Hayashi and Prescott(2002)、宮川(2003、2004)、林(2003)、小川(2003)などが挙げられるだろう。ここでは割愛するが、需要サイドでは特に、金融政策を長期停滞の根本原因とする論調（およびそれをめぐる論争）は際立って多い。

一方、供給サイドの要因(iv)、(v)、(vi)は、マクロの生産関数で考えると、すべて全要素生産性(TFP)の低下に相当し、総供給曲線の左シフト(負の供給ショック)と理解することができる。その結果、AS曲線はAS'へと移動し、均衡GDPは Y_0 から Y_2 へと減少する。(iv)、(v)、(vi)の供給要因は「構造要因」とも総称され、それらを是正する「構造改革」の必要性が叫ばれた。

しかし、この供給サイド・構造要因を重視する議論では、完全雇用GDPも減少して Y^F となるので、GDPギャップ・需要不足は縮小し($Y_2 - Y^F$ の距離)、物価は下落ではなく上昇することになる。これは日本の現実とは整合的ではないことから、需要サイドを重視する論者は、構造要因はデフレ停滞の主要因とはなりえないと批判した(たとえば野口(2002)など)。

また「TFP成長率の低下・生産性の低迷」という実証的な事実についても、その推計上の問題から、現実妥当性に疑問が呈されてきた。たとえば供給サイドの主要文献の1つであるHayashi and Prescott(2002)のTFP推計値では、資本稼働率が適切に考慮されておらず、投入された資本サービスが過大に評価されている可能性がある。その結果、「ソロー残差(=TFP)」は過少に推計されることになる。90年代以降の生産性上昇率の低下が小幅なものであれば、それだけで長期停滞を説明するのは不十分ではないか。それが需要不足を重視する論者からの疑問だった。

この批判に対して、供給サイドを重視する立場からは次のように答えることが出来る。確かにTFPの低迷単独では、90年代以降の成長率の低下や物価下落を説明するには不十分のように見える。しかし上記に挙げた構造要因は、長期的な家計の恒常所得や企業収益見通しに影響を及ぼすものであり、それは民間の消費支出や企業投資、つまり総需要にフィードバックする可能性がある。企業収益の将来経路はその割引現在価値である株価にも反映することから、バランスシート変化を通じて人々の支出行動にさらに影響を与える可能性もある。資産価格の影響を考慮することで、供給から需要へのフィードバック効果がさらに強まると予想される。

供給要因が需要サイドへもたらす効果まで考慮に入れれば、供給要因を根本要因として、継続的な需要不足(GDPギャップの持続的低迷)とマイルドな物価下落を整合的に理解することも可能となる。図2のAD-AS分析で考えれば、生産性の低迷が出発点となってAS

曲線が左にシフトし、それが需要面へフィードバックして AD 曲線が左にシフトするというシナリオである。両曲線がともに左へ移動すれば、GDP ギャップの水準は Y_0 、 Y^F から Y_3 、 Y^F となり、需要不足は持続する。一般物価（インフレ率）についても、上昇ではなく、ほぼ一定か、わずかに下落することになり、90 年代以降の非常にマイルドな物価下落（デフレーション）も整合的に説明できる。²

経済学では伝統的に「需要面は短期的な景気循環（均衡成長経路からの一時的・定常的な乖離）、供給面は長期的な経済成長（均衡を前提とした最適成長経路）」という 2 分法的な捉え方がなされ、両者はしばしば分けて議論されてきた。日本の長期停滞をめぐる論争でも、その伝統に従う形で、それぞれ分離した議論が続いてきたという印象が強い。³ 本稿が提示した説明は、そのギャップを埋める 1 つの試みであり、持続的な生産性低迷、持続的な需要不足、そしてマイルドな一般物価のデフレーションを統一的に理解しようというものである。

以下では、このアイデアに基づいた実証フレームワークを構築し、日本における生産性ショックの役割を検証していきたい。

² 以上のメカニズムは、拙著のマクロ・テキスト（宮尾（2005、11 章））でも論じられている。ここでは生産性を経済変動の根本要因とみなすので、その意味ではリアル・ビジネスサイクル理論の考え方（生産性・実物ショックによる最適成長経路の確率的変動）に近い。Nelson and Plosser(1982)以降、現実 GDP に確率的トレンド（単位根）が含まれることが広く認識され、リアル・ビジネスサイクル（RBC）のアイデアはその 1 つの解釈として理解されてきた。しかし通常の RBC モデルでは、経済の均衡経路が確率的・持続的に変動する（＝確率的トレンド）という捉え方なので、トレンドからの乖離は定常的とみなされる。したがって、日本の長期停滞のような持続的な GDP ギャップの存在は説明できない。何らかの名目的な硬直性を仮定し、かつ生産性ショックの効果が需要サイドにもフィードバックすることで、日本の 90 年代のような、同じく確率的トレンドを有する GDP ギャップ（持続的な需要不足）とマイルドな物価下落の双方を整合的に説明できるのではと考えられる。

³ もっとも、双方とも相手の要因に一定の理解を示し、需要論者は構造要因の存在を、供給論者も循環要因の存在を否定するものではなかった。しかし、どちらがより根本的な要因かについては、「長期均衡（成長トレンド）」対「短期不均衡（トレンド周りに発生する GDP ギャップ）」という伝統的な構図に戻ってしまい、両者の溝がなかなか埋まらなかったように思われる。たとえば供給サイドの論者が「需要サイド（たとえば短期的な金融政策要因）をまったく無視しているわけではない」と述べるとき、「しかしそれは短期的・循環的な問題である」というコメントが追加されることが多い。つまり構造要因論者にとっての需給ギャップ・需要不足は、比較的速やかに解消する一時的・定常的な現象で、マイナーと認識されているように見える。

3 . GDP ギャップと TFP 系列の推計

本稿の実証分析では、推計された GDP ギャップと TFP 系列を直接利用する。したがって、事前にそれぞれの推計上の問題を整理し、利用する系列の妥当性について慎重に議論しておく必要がある。以下では、GDP ギャップ、TFP の順に検討する。

3.1 GDP ギャップ

GDP ギャップは、現実 GDP と潜在 GDP の差で定義される。したがって潜在 GDP とその成長トレンドをどう設定するかによって、各局面における GDP ギャップ、つまり需要不足の大きさが異なってくる。

本稿の GDP ギャップ変数には、標準的なマクロ生産関数に基づく推計値を採用した。その概略は、次の3つのステップに要約できる。

(i)コブ・ダグラス型生産関数を仮定し、稼働率で調整された資本投入量、労働時間短縮などを考慮した労働投入量を求めて、ソロー残差を推計。その際、労働分配率は雇用者所得 / 国民所得の期間平均値と仮定する（後述する(1)式を参照）。そして、得られたソロー残差系列を TFP 推計値とみなす（TFP 系列の妥当性については、次項で改めて議論する）。

(ii)完全雇用（ここでは 100%稼働）に相当する資本ストックと労働量を求め、(i)の TFP 推計値を加算して、潜在 GDP の系列を求める。

(iii)現実 GDP と(ii)の潜在 GDP の差を比率に直し、GDP ギャップ系列を導出する。

生産関数アプローチは、日銀スタッフによる研究（鎌田・増田(2001)など）や、内閣府の経済財政白書（内閣府(2003)など）でも採用されている。完全雇用水準を 100%稼働とするか、推計期間の平均でみるかなど、いくつかのバリエーションが存在するが、基本的に、ステップ(i)で資本稼働率を製造業・非製造業ともに考慮した場合が最も妥当であることが、筆者の研究でも確認されている（宮尾(2004)）。⁴

⁴ 本稿における推計手法の詳細は、鎌田・増田(2001)、宮尾(2004)を参照（両研究での「修正型 GDP ギャップ」）。非製造業の資本稼働率の調整は、どちらも財務省の景気予測調査（BSI）における設備判断指数を利用している。本稿でも、企業規模別の BSI 指数を資本ストックで加重平均して集計された稼働率を求め、その最大値を 100%に基準化した値を資本稼働率とした。非製造業の稼働率指標としては、財務省 BSI の時系列データが最も長期間利用可能で、1983 年第 2 四半期から 2004 年第 1 四半期まで利用できる。本稿の推計期間も、この BSI 指数の利用期間に対応している。また労働投入に関しては、現実投入量 =

一方、マクロ生産関数に代わるアプローチとしては、Hodrick-Prescott (HP) フィルターの利用が考えられる。すなわち、現実 GDP に HP フィルターをかけた系列を潜在 GDP とみなすアプローチである。HP フィルターは、現実データから趨勢的な成長部分を取り出す手法であり、当該変数の情報だけを利用するため推計は容易である。OECD の各国経済レポートなどでもしばしば採用されている。

HP フィルターを採用すると、GDP の趨勢的・持続的な変動がすべて潜在 GDP に入り込むことになり、その結果 GDP ギャップは、成長トレンドからの一時的・循環的な乖離となる。しかし、この手法を 1930 年代の大不況期や、日本の長期停滞期に適用すると、長期に持続する不況や景気低迷を捉えられない。稼働率の低迷に表されるように、需要不足の傾向が数年にわたって持続する場合には、GDP ギャップにも確率的トレンドが含まれるとみるのが自然である。HP フィルターは、その定義上、持続的な需要不足を分析するのにはなじまない手法といえる。⁵

以上の考察から、本稿ではマクロ生産関数アプローチに基づく GDP ギャップ推計値を採用することとした。実際に推計された系列は、図 3 (グラフ A) に示されている。バブル期の大幅な景気過熱、そしてその後の持続的な低迷、需給ギャップの拡大など、日本の景気動向・90 年代以降の経済状況をうまく近似しているように思われる。

3.2 TFP 推計値

次に TFP 推計値の妥当性について検討する。一般に TFP はソロー残差で計測されるが、

(所定内労働時間 + 所定外労働時間) * 就業人口。また潜在労働量 = 最大可能な労働時間 * 最大可能な就業者数で設定されている。ここで最大可能な労働時間 = 所定内労働時間の屈折トレンド + 所定外労働時間の既往最大値、最大可能な就業者数 = 最大可能な就業率トレンド * 労働人口 (最大可能な就業率トレンドは、就業率 (= 就業人口 / 労働人口) の成長トレンドにトレンド線からの乖離の最大値を加算することで求める)。

⁵ HP フィルターに基づく GDP ギャップ系列は、巻末 Appendix の付図 A-1 に示されている。この図から明らかなおり、90 年代以降の景気後退期はどれも短期的であり、景気拡大期はバブル期と同程度の過熱状況が示されている。後に図で確認するような持続的な稼働率の落ち込みと低迷はここでは反映されておらず (図 4、5)、その意味でも現実の特徴がうまく捉えられていない。

もちろん、ここで HP フィルターの採用が常に問題だと主張しているのではない。国や時期によっては、伝統的な「長期均衡と短期不均衡」の 2 分法が現実にも妥当し、HP フィルターを潜在成長と近似できる場合も考えられる。

推計された TFP は、外生的な生産性ショックだけでなく、景気と同調して変動する部分も含まれるという問題が指摘されてきた (procyclical productivity、たとえば Hall (1990)、Basu and Kimball (1997) など)。この問題は主に (i) 不完全競争および規模に関する収穫逓増、(ii) 資本と労働の稼働率の計測誤差に起因することが知られている。これらの要因について検討し、推計された TFP の外生性を慎重に検証する必要がある (iii) 外生性のテスト)。

検討に先立ち、本稿の TFP の導出について確認しておきたい。コブ・ダグラス型の生産関数を仮定し、TFP (ソロー残差) は以下の式により求められる。

$$TFP_t = \ln y_t - \alpha \ln L_t - (1 - \alpha) \ln \lambda_t K_t \quad (1)$$

ここで y_t は実質 GDP、 L_t は総労働投入量 (1 人あたり労働時間 × 就業人口)、 K_t は資本ストック、 λ_t は資本稼働率、 α は労働分配率である。資本稼働率や実労働時間など諸変数がすべて正確に計測されていれば、(1) 式のソロー残差は外生的な全要素生産性とみなすことができる。

本稿で推計された TFP 系列は、図 3 のグラフ B に示されている (線形トレンドからの乖離、1983 年第 2 四半期から 2004 年第 1 四半期)。⁶ TFP 成長率は 80 年代後半から上昇が顕著になり、1990 年代にはいると 93 年から直近の 2003 年まで、ほぼ一貫して低下傾向にあることが見てとれる。90 年代初頭以降、持続的な生産性低迷が起こっていた可能性が推察される。

ではこの TFP 系列について、順に検討していこう。

まず (i) 不完全競争と規模に関する収穫逓増について考える。Hall (1990) は、TFP の景気同調性の問題を分析するために下記の式を導出し、不完全競争と収穫逓増 (あるいは収穫逓減) の影響を検証した。

$$\Delta TFP_t = \Delta A_t + (\mu - 1) [\alpha \Delta (L_t / \tilde{K}_t)] + (\gamma - 1) \Delta \tilde{K}_t \quad (2)$$

ここで TFP は推計されたソロー残差、 A は外生的な生産性指標、 λ は労働分配率、 L

⁶ 推計に用いたデータの出所は次の通り。実質 GDP：内閣府「国民経済計算」(93SNA、固定基準方式)。労働時間：厚生労働省「毎月勤労統計調査」所定内労働時間 + 所定外労働時間の合計。就業人口：総務省「労働力調査」就業者数。資本ストック：内閣府「民間企業資本ストック (取付けベース)」。製造業稼働率：経済産業省「製造工業稼働率指数」。非製造業稼働率：財務省「景気予測調査 (BSI) 設備判断指数」に基づき筆者推計 (注 4 を参照)。労働分配率：雇用者報酬 / 国民所得の期間平均値 (0.698、出所は国民経済計算)。

は投入された労働量、 \tilde{K} は稼働率調整後の資本ストック(つまり(1)式の記号でいえば K)、 μ は不完全競争・マークアップの程度 ($\mu > 1$)、 γ は収穫逓増 ($\gamma > 1$)あるいは収穫逓減 ($\gamma < 1$)を表す。 $\mu = 1$ および $\gamma = 1$ は完全競争、規模に関する収穫一定に相当する。したがって、完全競争が成立し生産技術が収穫一定の場合には、TFP 上昇率は外生的な生産性変化と一致する。他方、不完全競争あるいは生産技術が収穫逓増の場合には、TFP は労働・資本比率の変化、および資本ストックの変化(いずれも実際に投入された値)と正の相関を持ち、景気の循環的変動と同調することになる。⁷

ここで実際に導出された TFP 系列を用いて、不完全競争および収穫逓増の可能性について検証する。本稿では(2)式を 2 段階に分けて推計した。まず完全競争($\mu = 1$)を仮定して、収穫逓増か(または逓減か)を次式で推計する。

$$\Delta TFP_t = \Delta A_t + (\gamma - 1)\Delta \tilde{K}_t \quad (3)$$

次に、収穫一定を仮定して ($\gamma = 1$)、不完全競争かどうかを以下の式で検証する。

$$\Delta TFP_t = \Delta A_t + (\mu - 1)[\alpha \Delta(L_t / \tilde{K}_t)] \quad (4)$$

このように 2 段階に分けるのは、説明変数である $\Delta(L / \tilde{K})$ と $\Delta \tilde{K}$ は相関が強く、推計結果が不正確になる可能性が高いからである。

推計にあたっては、Paquet and Robidoux (2001)のカナダに関する分析にならい、米国の実質 GDP 成長率とそのラグ(1 期ラグ、1 期および 2 期ラグ)を操作変数とする検証を行った。ここで米国の GDP 成長率は、日本の景気変動($\Delta(L / \tilde{K})$ と $\Delta \tilde{K}$)と相関があり、日本の生産性変化(ΔA)とは相関がないと想定する。⁸ また、以上の操作変数リストに加えて、 $\Delta \tilde{K}$ の 1 期ラグ($\Delta \tilde{K}_{t-1}$)を操作変数に追加した推計も行った。 $\Delta \tilde{K}_{t-1}$ を追加することで、説明変数と操作変数全体との相関(F テストの有意性)もおおむね確保される。⁹

⁷ 収穫逓減の場合には、資本ストックの成長と負の相関を持つことになる。

⁸ 米国の GDP 成長率とその 1 期、2 期ラグ ($USGDP_t$, $USGDP_{t-1}$, $USGDP_{t-2}$)と説明変数の相関は以下の通り。 $(USGDP_t, \Delta \tilde{K}_t) = 0.171$, $(USGDP_t, \Delta(L_t / \tilde{K}_t)) = -0.145$, $(USGDP_{t-1}, \Delta \tilde{K}_t) = 0.245$, $(USGDP_{t-1}, \Delta(L_t / \tilde{K}_t)) = -0.194$, $(USGDP_{t-2}, \Delta \tilde{K}_t) = 0.147$, $(USGDP_{t-2}, \Delta(L_t / \tilde{K}_t)) = -0.114$ 。これらの相関は決して高くはないが、より良い操作変数の選択肢も少ない。

⁹ $\Delta \tilde{K}_t$ を操作変数リストで回帰して、その F 統計量を求めると、($USGDP_t$, $USGDP_{t-1}$, $\Delta \tilde{K}_{t-1}$)の場合 6.29 (p 値は 0.001) ($USGDP_t$, $USGDP_{t-1}$, $USGDP_{t-2}$, $\Delta \tilde{K}_{t-1}$)の場合 4.71

表 1 には推計結果がまとめられている。 $\mu - 1$ および $\mu - 1$ の係数は、いずれも有意ではなく、ゼロを棄却できなかった。説明変数との相関がより確かな $\Delta \tilde{K}_{t-1}$ を含む推計からも、有意な結果は得られなかった。これらの結果から、収穫一定と完全競争の仮定は、われわれのマクロデータに関する限り整合的であることが示唆された。¹⁰

次に(ii)稼働率の問題について検討する。生産要素の稼働率が適切に考慮されず、たとえば現実の投入量が過大に計測されれば、(1)式より TFP は過少に推計されることになる。日本の長期停滞をめぐる 1 つの論点は、90 年代に入り TFP 成長率が際立って(長期停滞を説明するほど十分に)低下したかどうかである。Hayashi and Prescott(2002)、宮川(2003)などではある程度顕著な低下が報告されているが、一方で、元橋(2002)、Kawamoto(2004)などでは、ほぼ変化がないか、ごく小幅な低下にとどまっている。¹¹

図 4 では、本稿で用いる資本稼働率データ(製造業、非製造業)が示されている。循環的な景気変動とともに、90 年代を通じた低迷傾向が明らかであり、持続的な供給過剰の状況がうまく捉えられているように見える。稼働率データの利用が困難な米国などとは違い、日本ではある程度信頼できるデータが利用可能な状況といえる。

労働の稼働率に関するデータは図 5 に表示されている。ここで労働の稼働率とは、事後的に算出される現実労働投入量 / 潜在労働量である(それぞれの詳細は注 4 および注 6 を参照)。分子の現実労働投入量は「(所定内労働時間 + 所定外労働時間) * 就業人口」であり、90 年代前半の労働時間短縮の影響も考慮されている。労働の稼働率に関しても、90 年代以降の持続的な低迷傾向が観察され、直感とも整合的な動きが見て取れる。図 4 で確認した資本稼働率とも同じ変動傾向が示され、その意味でも、総じて妥当なものと同様に推察され

(p 値 0.001) となり、いずれも有意な相関が確認された。 $\Delta(L_t / \tilde{K}_t)$ についても同様の回帰と F テストを行ったところ、(USGDP_t, USGDP_{t-1}, $\Delta \tilde{K}_{t-1}$) の場合の F 値は 2.69 (p 値は 0.052)、(USGDP_t, USGDP_{t-1}, USGDP_{t-2}, $\Delta \tilde{K}_{t-1}$) の場合 1.42 (p 値 0.228) となり、前者について有意な相関が確認された。

¹⁰ もっとも、企業レベルのパネルデータに基づく分析では、各企業のマークアップの存在が示唆されており、注意が必要である(Nishimura, Ohkusa, and Ariga(1999)など)。

¹¹ これらの推計結果の違いは、稼働率変数の取り扱いやそれ以外の設定(資本の定義など)の違いに起因する。Fukao and Kwon (2004)は、ここで引用した文献も含め、最近の TFP 上昇率の推計結果について包括的かつ詳細なサーベイを行っている。

る。¹²

本稿の稼働率データがある程度妥当であるという前提のもとで、図3(グラフB)のTFP推計値に戻ると、93年近辺を境に、それ以降TFP成長率の持続的な下落が観察される。93年以前と以後で、その平均成長率(年率換算)を比較すると、1983:2 - 92:4では1.07%、1993:1-99:4では0.68%、サンプル終期まで取った1993:1-2004:1では0.86%となる(なお図3Bは全期間の平均成長トレンドを除去したグラフである点に注意)。確かに93年以降TFP上昇率は低下しているが、その低下幅は90年代だけに限っても0.4%程度であり、これ自体はマイルドな下落と言えるだろう。

本稿ではTFPの外生性をさらにチェックするために、(iii)グレンジャーの因果性テストに基づく検証を行う。これは、他の経済変数が来期のTFPに対する予測力を有するかどうかで、TFPの内生性を検証するものである。¹³

テストに使う推計式は、

$$\Delta TFP_t = \phi_0 + \sum_{j=1}^4 \phi_j \Delta TFP_{t-j} + \sum_{j=1}^4 X'_{t-j} \delta_j + u_t \quad (5)$$

である。ここで X_t はいくつかの経済変数から成るベクトル、 ϕ_j 、 δ_j は係数、 u_t は誤差項である。 X_t の変数としては、実質GDP(y)、コールレート(R)、消費者物価(P)、貨幣量($M2+CD$ 、 $M1$ 、あるいはマネタリーベース MB)とし、いずれも階差変数を利用した。また、過去の設備投資に新技術が含まれる可能性があることから、実質民間設備投資(I)の階差変数を含むシステムも推計した。さらに別の変数ベクトルとして、次節の分析で利用するGDPギャップ($YGAP$)、実質コールレート(r)、実質株価(P_K)、消費者物価インフレ率()といった変数についても利用した(いずれも階差)。 (5)式の下で、 X_t の各変

¹² ただしここでは労働の質の変化については考慮されていない。労働の質については、80年代以降、全般的に向上したという可能性や、90年代に入ってパート労働が増えることで質が低下したという可能性が考えられる。労働の質の向上(悪化)がみられると、実際に投入された労働量を過少に(過大に)推計することになり、TFPは過大に(過少に)推計されることになる。仮にそれが単発的な平均のシフトとして発生するものならば、本稿の階差モデルの推計結果(TFPの確率トレンド部分)には深刻な影響を及ぼさないだろう。他方、労働の質が景気状況に応じて変化する場合には、TFPの景気との同調性は残ることになる。その意味でも、TFPの内生性を慎重に検証することは重要といえる。

¹³ 米国についてはEvans(1992)、カナダについてはPaquet and Robidoux(2001)を参照。

数（1期から4期ラグ）が TFP に対する予測力を持つかどうかについて F テストにより検証する。

テスト結果は表 2 に要約されている。F テストの結果、どの説明変数とも有意な結果は得られず、TFP の外生性は棄却されなかった。この結果は、どのシステムについても共通しており、ある程度頑健なものと判断される。したがって、本稿で用いる TFP 系列は、因果性の観点からも外生的であることが示唆された。

以上の考察から、本稿の TFP 推計値は、外生的な生産性変化を把握する指標として、ある程度妥当なものであることが判明した。図 6 には、TFP 成長率と実質 GDP 成長率、および GDP ギャップ系列がプロットされている。上図の GDP との関係で見ると、以上の考察結果にも関わらず、依然、正の相関が見て取れる。一方、下図の GDP ギャップとの間には、負の相関が観察される。¹⁴ したがって、同時点間の相関という観点では完全に外生的であるとは言い切れない。その可能性を念頭に置きながら、次の多変数システムの計量分析に進む。

4 . VAR 分析

4.1 設定

本節では、GDP ギャップと TFP 系列を利用した VAR(ベクトル自己回帰)分析を行う。ここでの目的は、生産性ショックを需要要因への影響を考慮しながら識別し、その役割を定量的に評価することである。推計には、上記 2 変数 (YGAP と TFP) に実質株価 (P_K) と実質コールレート (r) を追加して、4 変数システムを利用する。それぞれの時系列データは図 3 に示されている (データの詳細は図 3 の注を参照)。サンプル期間は 1983:2 - 2004:1 である。

事前に単位根テスト (ADF テスト、DF-GLS テスト) を行ったところ、各変数ともレベルでは単位根を含み、階差を取った場合には単位根は棄却された。またシステムの共和分関係についても、残差に基づく ADF テスト、システム推計の Johansen テストから、その

¹⁴ GDP 成長率との相関は 0.65、GDP ギャップとの相関は - 0.47。後者の負の相関については、潜在 GDP と TFP との定義上の強い相関を一部反映したものと推察される。

存在は支持されなかった。以上の結果から、階差の VAR モデルを推計に用いる。

構造ショックを識別するための制約として、Sims(1980)のリカーシブ制約を仮定する。前節の考察から、TFP の外生性については、不完全競争・収穫逓増に関する分析、そして因果性テストからは支持されたものの、景気との同時点の相関は容認する必要性が示唆された。したがって VAR の識別制約についても、YGAP が TFP よりも先決変数と想定し、ベンチマークの識別としては、(YGAP、TFP、 P_K 、 r) という変数の順序を仮定する。そのもとで需要ショックと生産性ショックを識別する。¹⁵

推計に用いるラグ次数は 3 期と設定した。3 期で十分かどうかについては、4 期ラグ、6 期ラグ、8 期ラグを対立仮説とする尤度比検定を行った。その結果、いずれも帰無仮説は棄却されず 3 期ラグの妥当性が支持された。

また推計期間におけるシステムの安定性については、誘導形 VAR のパラメーター安定性を検証した (Christiano (1986)、Cecchetti and Karras (1994) など)。ここでは先に示した TFP の変動傾向やバブル崩壊後の構造変化の可能性から、1993 年以降に誘導形 VAR のパラメーターが変化する可能性についてテストした (尤度比検定、構造変化の候補時期は、1993:4、1995:4、1997:4、1999:4)。その結果、いずれの時期についてもパラメーター安定とする帰無仮説は棄却されず、少なくとも 90 年代初頭以降、システムは安定的であることが示唆された。

本分析に関連の深い VAR ベースの先行研究としては、三尾(2001)、Bayoumi(2001)、Braun and Shioji(2004)などがある。三尾(2001)は、Blanchard and Quah(1989)の長期制約のもと、2 変数モデル (生産と物価) によって識別される需要ショックと供給ショックの効果进行分析している。Bayoumi(2001)は、8 変数システム (GDP ギャップ、実質株価・地

¹⁵ この識別制約の結果、生産性ショックは GDP ギャップに同時点間の影響を及ぼさないと仮定される。これは、経済主体の生産計画や支出計画の変更にラグがあって、財サービスの需給状況に即座に影響を与えないか、もしくは図 2 で議論したように、供給面への影響 (潜在 GDP の増加) が同時点で需要面へもフィードバックし、当初の需給ギャップは影響を受けない、と想定することを意味する。もっとも後者の場合、供給面と需要面の効果は同じ規模ではなく、需給ギャップへの影響は短期的に正または負となる可能性もある。その場合には、生産性変化が GDP ギャップへ及ぼす効果についてゼロ制約を課さない、非リカーシブな識別制約を設定する必要がある。この推計については、後の追加検証で検討する。

価、実質金利、実質為替、政府支出変数など)をリカーシブ制約により識別する。¹⁶

Braun and Shioji(2004)は、労働生産性と労働時間からなる2変数システムで、技術ショックの効果を検証している。

これらの先行研究と本稿の最も大きな違いは、TFP 系列を利用するという点である。マクロ TFP を分析の正面にずえることで、より直接的に、また日本の長期停滞に関する議論にも即した形で生産性ショックを識別し、その効果を分析しようというのがここでの狙いである。その際、需要から TFP への内生性の問題と、生産性(供給・構造要因)から需要面への動学的なフィードバックという双方向の関係を考慮するという点も新しい試みといえるだろう。

4.2 インパルス反応の結果

4変数(YGAP、TFP、 P_K 、 r)モデルに基づくインパルス反応の結果は、図7に報告されている。1列目は需要ショック(y)の各変数のレベルにおよぼす動学的効果、2列目は生産性ショック(A)の動学的効果、3列目、4列目は株価ショック(K)、金利ショック(r)の効果がそれぞれ示されている。実線が推計されたインパルス反応(累積的なインパルス)、点線は1標準誤差バンドである。

まず1列目の需要ショックの効果であるが、2段目のTFPへのインパルス反応をみると、短期的には(同時点間で)負の影響を及ぼすが、その後は、ほぼその効果はゼロとなり有意な影響を及ぼしていない。つまりTFPの内生性は、図6のグラフBでも示された同時点の影響のみで、時間を通じた影響は本稿のTFP系列には含まれていないという点が示唆される。また需要ショックは株価に対してはごく短期的にプラスの効果、金利に対してはプラスの影響をもたらしている。

次に2列目の生産性ショックの効果について、1段目のGDPギャップに対する結果をみると、生産性ショックはGDPギャップに対して持続的な正の効果を持つことが示されている。これは生産性上昇が、企業・家計の長期的な所得見通しに影響を与え、それが総需要へもフィードバックしたものと解釈できる。3段目の株価への効果も持続的なプラスとなっており、その解釈と整合的である。株価上昇は企業・家計のバランスシートを通じて需要

¹⁶ 同じくりカーシブ制約を使ったVARとしては拙稿(Miyao(2000,2002))も参照。

面への影響を強めている可能性もあるだろう。持続的な生産性向上の結果、実質金利も有意に上昇している（4 段目）。ここでの生産性ショックは、1 列目に示された同時点の内生性の影響が除去されたショックであり、その意味で、外生的な生産性ショックと解釈できるだろう。

3 列目、4 列目の株価、金利ショックの効果についてもおおむね妥当な結果が得られている。株価の持続的な上昇は GDP ギャップに有意に正の効果を持ち、バランスシートを通じた支出への効果が確認されている（第 3 列、1 段目）。金利ショックは金融引き締めショックと解釈でき、株価を引き下げて、また GDP ギャップへも限定的ながら負の効果を及ぼしている（第 4 列、3 段目、1 段目）。

以上述べたように、各構造ショックに関して、総じて解釈可能な動学的効果が得られた。特に生産性ショックの効果については、景気と TFP の相互依存関係を踏まえたうえで、景気に対して持続的な正の効果を持つことが示された。この効果は、2 節の AD-AS モデル（図 2）で議論した生産性ショックから需要面へのフィードバックとも整合的であり、日本の長期停滞（持続的な需要不足）の説明要因として、負の生産性ショックが一定の役割を果たしてきたという見方を支持する結果といえる。¹⁷

4.3 追加検証

以上の主要結果の頑健性を調べるために、いくつかの追加検証を行った。

まず同じ 4 変数システムで、異なる変数順序を用いた場合について検証した。GDP ギャップが TFP よりも先決変数という点は維持した上で、次の 4 つのモデルを推計した： $(P_K, YGAP, TFP, r)$ 、 $(r, YGAP, TFP, P_K)$ 、 $(r, P_K, YGAP, TFP)$ 、 $(P_K, r, YGAP, TFP)$ 。その結果、いずれのモデルについても同様のインパルス反応が得られ、主要結果は影響を受けなかった。

次に、同じベンチマーク・モデルを使って、階差ではなくレベル変数を用いたシステムを推計した。その結果、GDP ギャップと TFP の相互依存関係（需要ショックの TFP への

¹⁷ もちろん経済の需要面（需要ショック y や株価ショック K ）の役割を否定するものではない。図 7 のインパルス反応の結果からも、これらのショックの GDP ギャップへの効果は有意である。その意味で本稿の分析結果は、需要面の役割も考慮したうえで、生産性ショックの効果の相対的な重要性を示したものといえる。

影響、および生産性ショックの GDP ギャップへの効果)について、おおむね同様の結果が得られた。ただし特に生産性ショックが及ぼす動学効果は、標準誤差が大きく、階差モデルほどシャープな推計結果は得られなかった。本稿での分析期間に関する限り、階差モデルという制約を課すことで、より正確な推計結果をもたらすことが示唆される。

また、基本の階差モデルに非リカーシブ制約を仮定し、YGAP から TFP への相関だけでなく、TFP から YGAP への同時点の影響も容認する識別制約について検証した(上記の注 15 の議論)。具体的には、(i)生産性ショックが GDP ギャップへ同時点の影響を及ぼす可能性を容認し、ゼロ制約を課さない、(ii)株価ショック、金利ショックについても、GDP ギャップおよび TFP への同時点の影響を容認する、(iii)株価、金利に対しては、自身以外の構造ショックの同時点効果をゼロと仮定する、という識別条件である。¹⁸ この識別制約に基づき推計されたインパルス反応を見ると、生産性ショックの GDP ギャップへの影響は、当初はマイナスから始まるものの、その後は同じく持続的なプラス効果が検出され、累積するとほぼ同規模の効果が得られた。つまりここでも(供給面への影響を上回る)総需要への正のフィードバック効果が示唆されたことになる。需要ショックが TFP に与える動学的効果や他のインパルス反応の形状も、基本ケースとほぼ同じであった。この非リカーシブ制約に基づく追加検証からも、本稿の主要結果は補強されたと考えられる。¹⁹

さらに、基本の 4 変数モデルにインフレ率()を追加した 5 変数システムについても検証した。ここでインフレ率は、消費者物価指数の前年比(除く生鮮、消費税調整済み)である。同じ階差モデルに基づいて(YGAP、TFP、 P_k 、 r 、)システムを設定し、3 期ラグを用いた。インパルス反応の結果は、巻末 Appendix の付図 A-2 に掲載されている。この図から明らかに、先の 4 変数モデルで示された結果はそのまま維持されており、頑健であることが伺える。それに加えて、インフレ率に対する動学効果も、おおむね直感的に

¹⁸ (iii)のゼロ制約は、需要ショックや生産性ショック等が株価や金利に即座に影響せず、その効果は徐々に現れるという想定である。図 7 や他の変数順序を試した結果をみると、これらの同時点効果はいずれもゼロに近く(そしてほとんどの場合有意ではない)そこから判断する限り、問題の小さい制約条件であると推察される。

¹⁹ ただし生産性ショックから YGAP への累積効果については、標準誤差は若干大きく、ベンチマーク・ケースほど正確な推計結果は得られなかった。非リカーシブ制約を課すことで、直交化のための変換行列を最尤法推定するステップが追加されるため、その結果サンプリング・エラーが拡大したものと推察される。

解釈可能な結果が得られた（5 段目のグラフ）。インフレ率は、需要ショックによって有意に上昇する。また生産性ショックは景気を刺激するので物価に対してはマイルドなインフレを発生させる。ただし有意ではなく、図 2 で例示したように、AS と AD がともに移動する結果、物価に対してはマイルドな影響にとどまるという効果を示唆するものとなった。インフレ率を考慮して、かつ全体として妥当な結果が得られたことで、本稿の主要結果はさらに強められたと考えられる。

4.4 長期停滞における生産性ショックの役割

最後に、日本の長期停滞における生産性ショックの役割について考察する。図 8 には、生産性ショックによって説明される GDP ギャップの変動が示されている。これは基本の 4 変数モデルで推計された GDP ギャップ系列を、各構造ショックで説明される部分に分解し、そのなかで生産性ショックによる部分をプロットしたものである。

その結果を見ると、特に 1993 年以降、負の生産性ショックが継続して発生し、それが 90 年代以降の需要不足（GDP ギャップの拡大）を説明する基調的な要因となったことが示唆される。90 年代に入り、景気はその時々局面、たとえば 90 年代半ばの景気対策、97 年の駆け込み需要、99 - 2000 年の IT バブル期の株価ブーム等の要因で大きく変動した。しかし 90 年代初頭以降の基調としては、GDP ギャップは下降トレンドを持って拡大している。その間生産性ショックは、景気に対して持続的な下押し圧力をかけてきたことが示されており、GDP ギャップ全体の下降トレンドと符合する。生産性の低迷が長期停滞の基調的要因であった可能性が、この図から理解できるだろう。

5 . おわりに

本稿は、GDP ギャップ、全要素生産性（TFP）、株価、金利の 4 変数からなる単純な VAR モデルを構築し、日本における生産性ショックの役割を定量的に検証した。分析に先立ち、TFP 系列と景気との同調性・内生性の問題について検討し、不完全競争や収穫逓増の影響、因果性テストによる外生性の検証などを行った。また単純な AD-AS モデルを使って、長期停滞の真因と生産性の役割について、議論の整理も試みた。

VAR 分析の結果から、(i)生産性ショックは GDP ギャップに対して持続的な正の影響を

もたらずことが示され、持続的な生産性ショックが、恒常所得や企業収益、あるいは株価などを通じて総需要へフィードバックする可能性が示唆された。また(ii)推計された GDP ギャップの要因分解から、特に 1993 年以降、負の生産性ショックが継続して発生し、それが 90 年代以降の需要不足を説明する基調的な要因となったことが確認された。

これらの主要結果に加え、全体としても直感的に解釈可能な推計結果が得られた。また TFP の系列自体についても、総じて外生的であるという結果が報告された。本稿の検証結果は、需要不足か生産性低迷かという従来の 2 分法的な捉え方ではなく、両者を包括し、その双方向の関係を考慮したアプローチによって得られたものである。その意味で、これまでの「失われた 10 年の真因」をめぐる論争を一步前進させる試みといえるだろう。

本稿の分析により、マクロ経済における広い意味での生産性改善（たとえば企業部門の収益力回復、高付加価値品生産へ向けた構造変革努力、非効率企業の退出・スリム化などによる資源配分の適正化など）は、需給ギャップを拡大・悪化させず、むしろギャップを持続的に縮小・改善する効果を持つという可能性が示された。そうであれば、企業の変革努力や経済の構造転換を後押しする政策（いわゆる「構造政策」）をさらに推し進めることもマクロ政策運営にとって重要となる。本稿から得られる政策インプリケーションが、今後のマクロ政策論議を深める一助となれば大変に幸いである。

参考文献

- 岩田規久男・宮川努編『エコノミックスシリーズ 失われた 10 年の真因は何か』、東洋経済新報社、2003 年 6 月。
- 小川一夫『大不況の経済分析』日本経済新聞社、2003 年 4 月。
- 鎌田康一郎、増田宗人「統計の計測誤差がわが国の GDP ギャップに与える影響」『金融研究』20 巻 2 号、日本銀行金融研究所、2001 年 4 月、123-170 頁。
- 小林慶一郎、加藤創太『日本経済の罨』日本経済新聞社、2001 年 3 月。
- 竹森俊平『経済論戦は甦る』東洋経済新報社、2002 年 10 月。
- 内閣府『経済財政白書』平成 15 年版、2003 年 10 月。
- 野口 旭「構造問題説の批判的解明」原田泰・岩田規久男編『デフレ不況の実証分析』第 2 章、東洋経済新報社、2002 年 10 月、9-39 頁。
- 野口 旭「日本経済の長期停滞は構造問題が原因か：産業構造調整不良説の批判的検討」浜田宏一・堀内昭義・内閣府経済社会総合研究所編『論争 日本の経済危機』第 2 章、日本経済新聞社、2004 年 5 月、29-60 頁。
- 浜田宏一・堀内昭義・内閣府経済社会総合研究所編『論争 日本の経済危機』、日本経済新聞社、2004 年 5 月。
- 林 文夫「構造改革なくして成長なし」岩田規久男・宮川努編『エコノミックスシリーズ 失われた 10 年の真因は何か』第 1 章、東洋経済新報社、2003 年 6 月、1-20 頁。
- 原田泰・岩田規久男編『デフレ不況の実証分析』東洋経済新報社、2002 年 10 月。
- 三尾仁志「インフレ率の要因分解：構造型 VAR による需要・供給要因の識別」『金融研究』20 巻 4 号、日本銀行金融研究所、2001 年 12 月、99-135 頁。
- 宮尾龍蔵「GDP ギャップの推計と供給サイドの構造変化」福田慎一・粕谷宗久編『日本経済の構造変化と経済予測』第 5 章、東京大学出版会、2004 年 9 月、153-186 頁。
- 宮尾龍蔵『コアテキスト マクロ経済学』新世社、2005 年 9 月。
- 宮川 努「日本経済の長期停滞と供給サイド」浜田宏一・堀内昭義・内閣府経済社会総合研究所編『論争 日本の経済危機』第 1 章、日本経済新聞社、2004 年 5 月、3-27 頁。

宮川 努「『失われた 10 年』と産業構造の転換」岩田規久男・宮川努編『エコノミックス
シリーズ 失われた 10 年の真因は何か』第 2 章、東洋経済新報社、2003 年 6 月、39-61
頁。

元橋一之「日本経済の情報化と生産性に関する米国との比較分析」RIETI Discussion Paper
02-J-018、2002 年 11 月。

Basu, Susanto and Miles S. Kimball, “Cyclical Productivity with Unobserved Input
Variation,” NBER Working Paper No.5915, 1997.

Bayoumi, Tamin, “The Morning After: Explaining the Slowdown in Japanese Growth in
the 1990s,” *Journal of International Economics*, 53 (2001), 241-259.

Blanchard, Olivier. J. and Danny Quah, “The Dynamic Effects of Aggregate Demand
and Supply Disturbances,” *American Economic Review* 79 (1989), 655-673.

Braun, R. Anton and Etsuro Shioji, “Technology Shocks and Work Hours: Evidence from
Japan,” mimeo, 2004.

Cecchetti, Stephan G. and Georgios Karras, “Sources of Output Fluctuations During the
Interwar Period: Further Evidence on the Causes of the Great Depression,” *Review
of Economics and Statistics* 76 (1994), 80-102.

Christiano, Lawrence J., “Money and the U.S. Economy in the 1980s: A Break from
the Past?” *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* Summer (1986),
2-13.

Evans, Charles L, “Productivity Shocks and Real Business Cycles,” *Journal of Monetary
Economics*, 29 (1992), 191-208.

Fukao, Kyoji and Hyeog Ug Kwon, “Why Did Japan’s TFP Growth Slow Down in the
Lost Decade? An Empirical Analysis Based on Firm-Level Data of Manufacturing
Firms,” mimeo, Hitotsubashi University, 2004.

Hall, Robert E. “Invariance Properties of Solow’s Productivity Residual,” in P. Diamond
ed., *Growth, Productivity, Unemployment* (Cambridge, MA: MIT Press), pp.71-112,
1990.

- Hayashi, Fumio and Edward C. Prescott, "The 1990s in Japan: A Lost Decade," *Review of Economic Dynamics* 5, 206-235 (2002).
- Johansen, Soren, "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control* 12 (1988), 213-254.
- Kawamoto, Takuji, "What Do the Purified Solow Residuals Tell Us about Japan's Lost Decade?" IMES Discussion Paper No.2004-E-5, Bank of Japan, 2004.
- Miyao, Ryuzo, "The Effects of Monetary Policy in Japan," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.34, No.2, 376-392, May 2002.
- Miyao, Ryuzo, "The Role of Monetary Policy in Japan: A Break in the 1990s?" *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.14, 366-384, December 2000.
- Nelson, C. and C. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications," *Journal of Monetary Economics*, Vol.10, 139-162, 1982.
- Nishimura, Kiyohiko G., Yasushi Ohkusa and Kenn Ariga, "Estimating the Mark-Up over Marginal Cost: A Panel Analysis of Japanese Firms 1971-1994," *International Journal of Industrial Organization*, 17, 1077-1111, 1999.
- Paquet, Alain and Benoit Robidoux, "Issues on the Measurement of the Solow Residual and the Testing of Its Exogeneity: Evidence for Canada," *Journal of Monetary Economics*, 47, 595-612, 2001.
- Phillips, P. C. B. and S. Ouliaris, "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration," *Econometrica* 58, 165-193 (1990).
- Sims, Christopher A., "Macroeconomics and Reality," *Econometrica* 48 (1980), 1-48.

表 1. 規模に関する収穫逓増、不完全競争に関する検証

操作変数	- 1	$\mu - 1$
(USGDP _t , USGDP _{t-1})	0.085 (0.323)	-0.106 (0.558)
(USGDP _t , USGDP _{t-1} , USGDP _{t-2})	0.246 (0.412)	-0.424 (0.740)
(USGDP _t , USGDP _{t-1} , $\Delta \tilde{K}_{t-1}$)	0.138 (0.194)	-0.257 (0.393)
(USGDP _t , USGDP _{t-1} , USGDP _{t-2} , $\Delta \tilde{K}_{t-1}$)	0.116 (0.175)	-0.332 (0.422)

注: この表には、TFP の景気同調性（規模に関する収穫逓増、不完全競争の影響）に関する検証結果が報告されている。推計式は本文の(3)式、(4)式。操作変数は米国 GDP 成長率（USGDP_t）とそのラグ（1期および1-2期）プラス定数項。操作変数リストに、 $\Delta \tilde{K}_{t-1}$ （稼働率調整後の資本ストックの変化、1期ラグ）を追加した推計も行う。表の値は各係数の推計値、カッコ内は標準誤差が報告されている。

表 2. TFP の外生性に関する検証

説明変数	係数				
	Δy	ΔR	ΔP	ΔM	ΔI
($\Delta TFP, \Delta y, \Delta R, \Delta P, \Delta M2$)	0.33 (0.86)	1.01 (0.41)	1.23 (0.31)	0.42 (0.79)	---
($\Delta TFP, \Delta y, \Delta R, \Delta P, \Delta M1$)	0.78 (0.54)	1.22 (0.31)	1.32 (0.27)	0.74 (0.57)	---
($\Delta TFP, \Delta y, \Delta R, \Delta P, \Delta MB$)	0.59 (0.67)	1.06 (0.38)	0.88 (0.48)	0.17 (0.96)	---
($\Delta TFP, \Delta R, \Delta P, \Delta M2, \Delta I$)	---	0.83 (0.51)	1.00 (0.42)	0.79 (0.54)	0.18 (0.95)
($\Delta TFP, \Delta y, \Delta R, \Delta P, \Delta M2, \Delta I$)	0.74 (0.57)	0.60 (0.66)	0.91 (0.47)	1.29 (0.29)	0.45 (0.77)
	$\Delta YGAP$	Δr	ΔP_K	Δ	
($\Delta TFP, \Delta YGAP, \Delta r, \Delta P_K$)	1.79 (0.14)	0.77 (0.55)	0.29 (0.88)	---	
($\Delta TFP, \Delta YGAP, \Delta r, \Delta P_K, \Delta$)	1.70 (0.16)	0.72 (0.58)	0.78 (0.55)	0.70 (0.59)	

注: この表には、TFP の外生性テスト (グレンジャー因果性テスト) の結果が報告されている。推計式は本文(5)式で、説明変数は第 1 列に記載された各変数 (1 期から 4 期ラグ) + 定数項。表の値は、各変数の「ラグにかかる係数がすべて 0」をテストする F 統計量、カッコ内は p 値を表す。y: 実質 GDP、R: 名目コールレート、P: 消費者物価指数、M2: M2+CD、M1: M1、MB: マネタリーベース、I: 実質民間設備投資、YGAP: GDP ギャップ、P_K: 実質日経平均株価、r: 実質コールレート、 Δ : 消費者物価指数インフレ率 (前年比)。金利変数、GDP ギャップ、インフレ率は%、それ以外はすべて対数値。

図1 . AD-AS 分析による説明

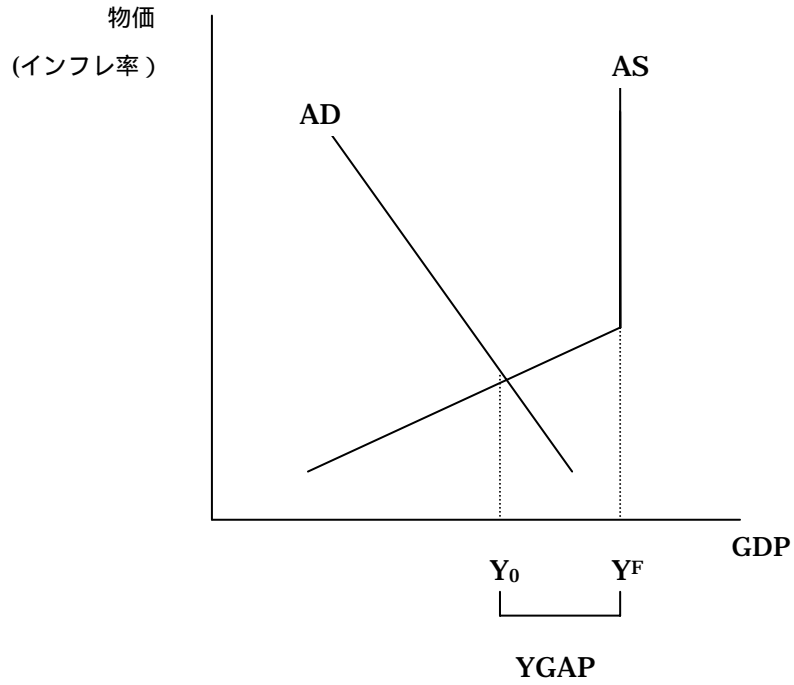


図2. 負の需要ショックと負の供給ショックの影響

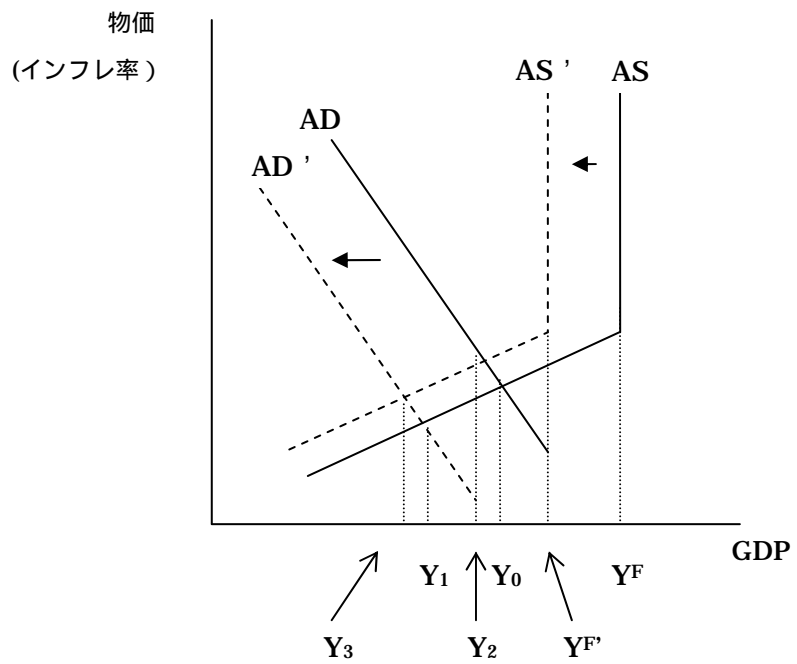
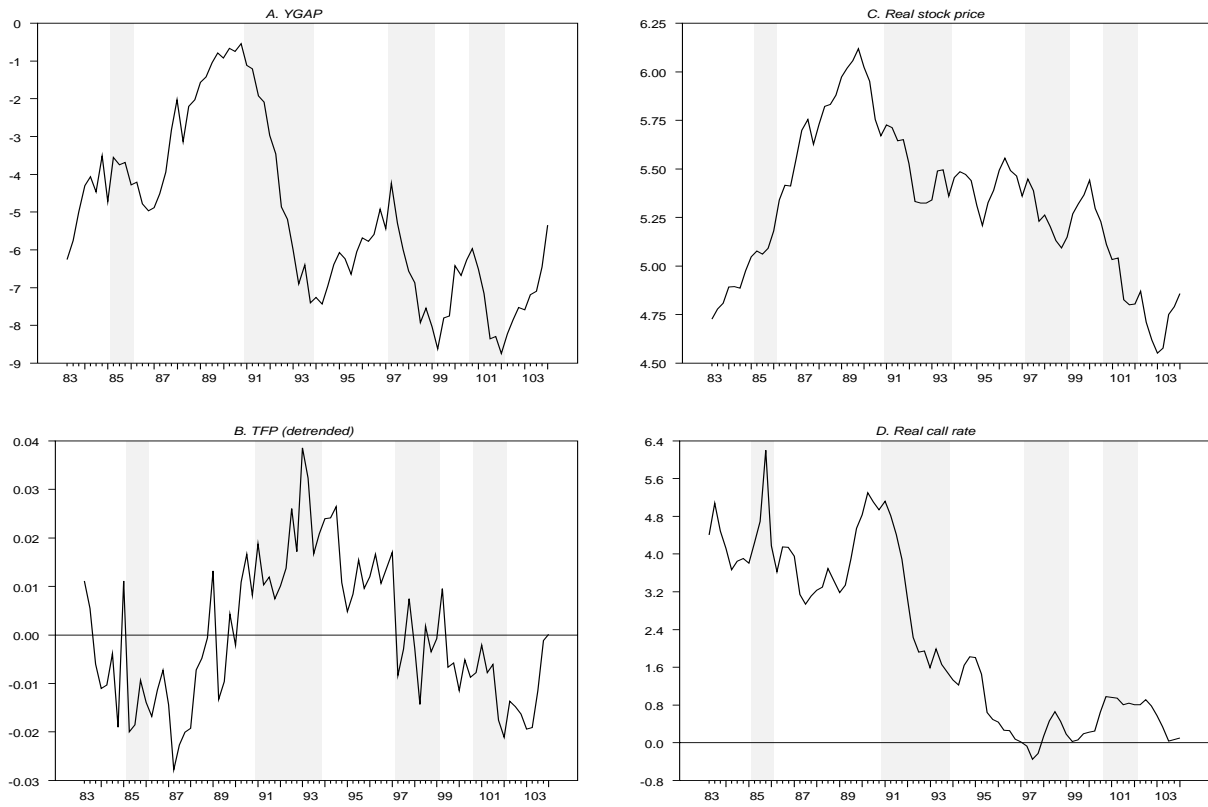


図3. GDPギャップ、TFP、実質株価、実質コールレート



注：1983:2-2004:1、四半期、網掛けは景気基準日付の景気後退期。

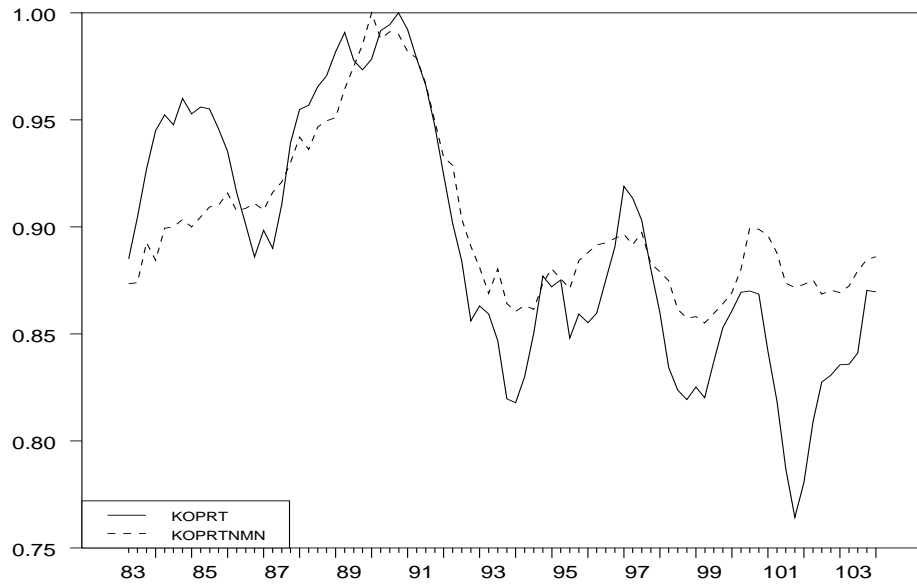
GDPギャップ：筆者推計、単位：%。

TFP：筆者推計、対数値、トレンドからの乖離。

実質株価：日経平均株価指数 / 消費者物価指数（除く生鮮）、対数値。

実質コールレート：コールレート - 消費者物価インフレ率（前年比、除く生鮮、消費税調整済み）、単位：%。

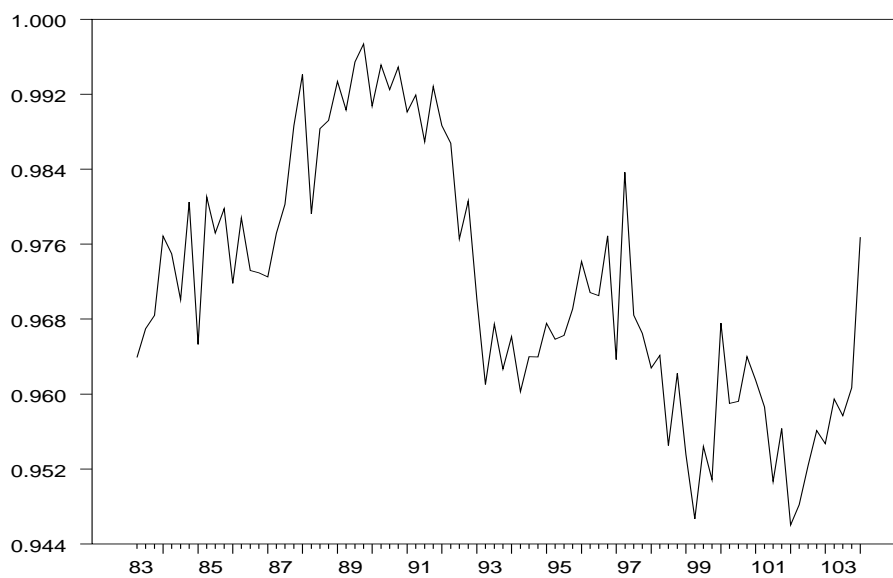
図 4. 資本稼働率



注：実線：製造業資本稼働率（出所：経済産業省「製造工業稼働率指数」、既往最大値を100%と仮定）。

点線：非製造業資本稼働率（出所：財務省「景気予測調査（BSI）設備判断指数」に基づき筆者推計、本文注4を参照）。

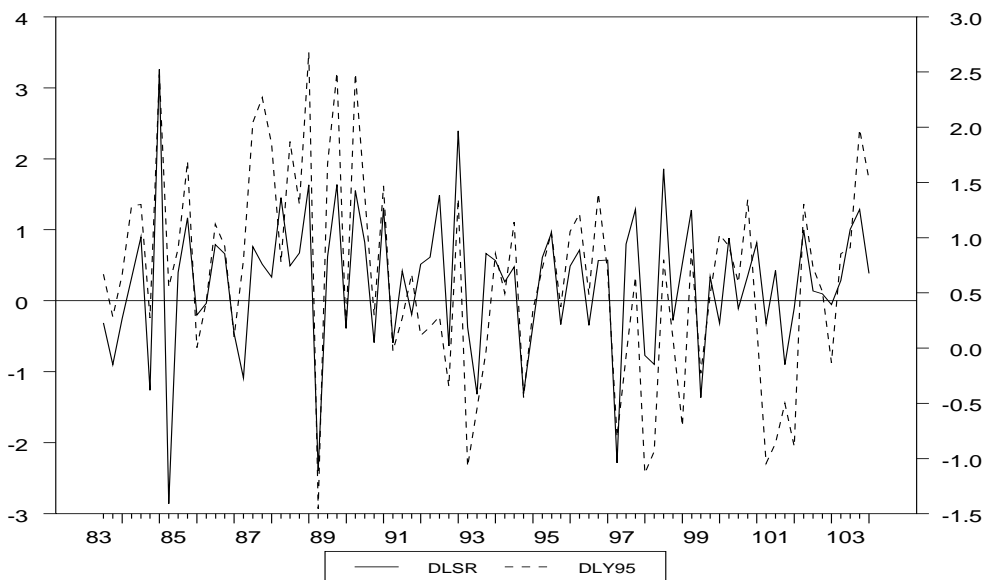
図 5. 労働の稼働率



注：労働の稼働率 = 現実労働投入量 / 潜在労働量。現実労働投入量 = (所定内労働時間 + 所定外労働時間) * 就業人口。潜在労働量 = (最大可能な労働時間) * (最大可能な就業者数)。詳細は本文注 4 を参照。

図6. TFPと実質生産、GDPギャップ

A. TFP 成長率と実質 GDP 成長率 (右軸)



B. TFP 成長率と GDP ギャップ変化 (右軸)

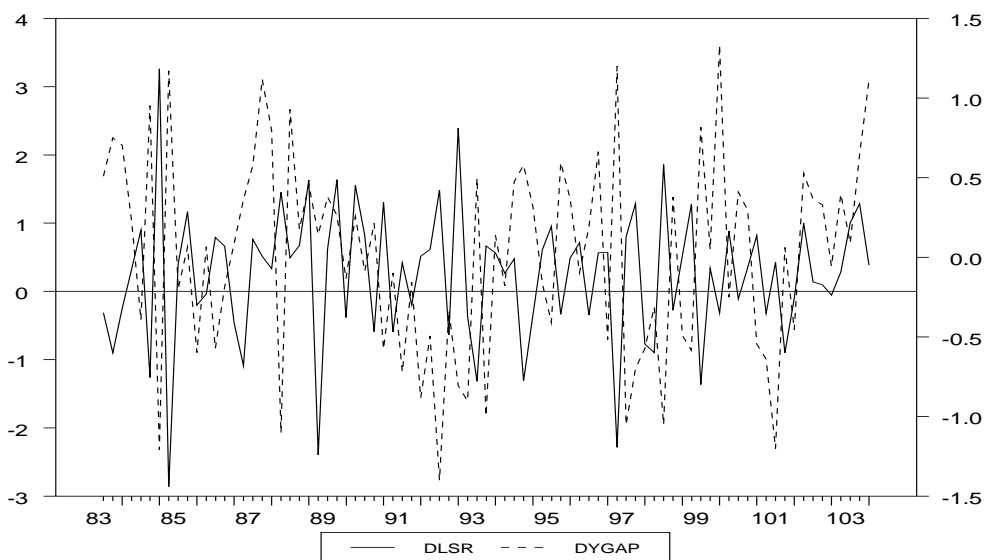
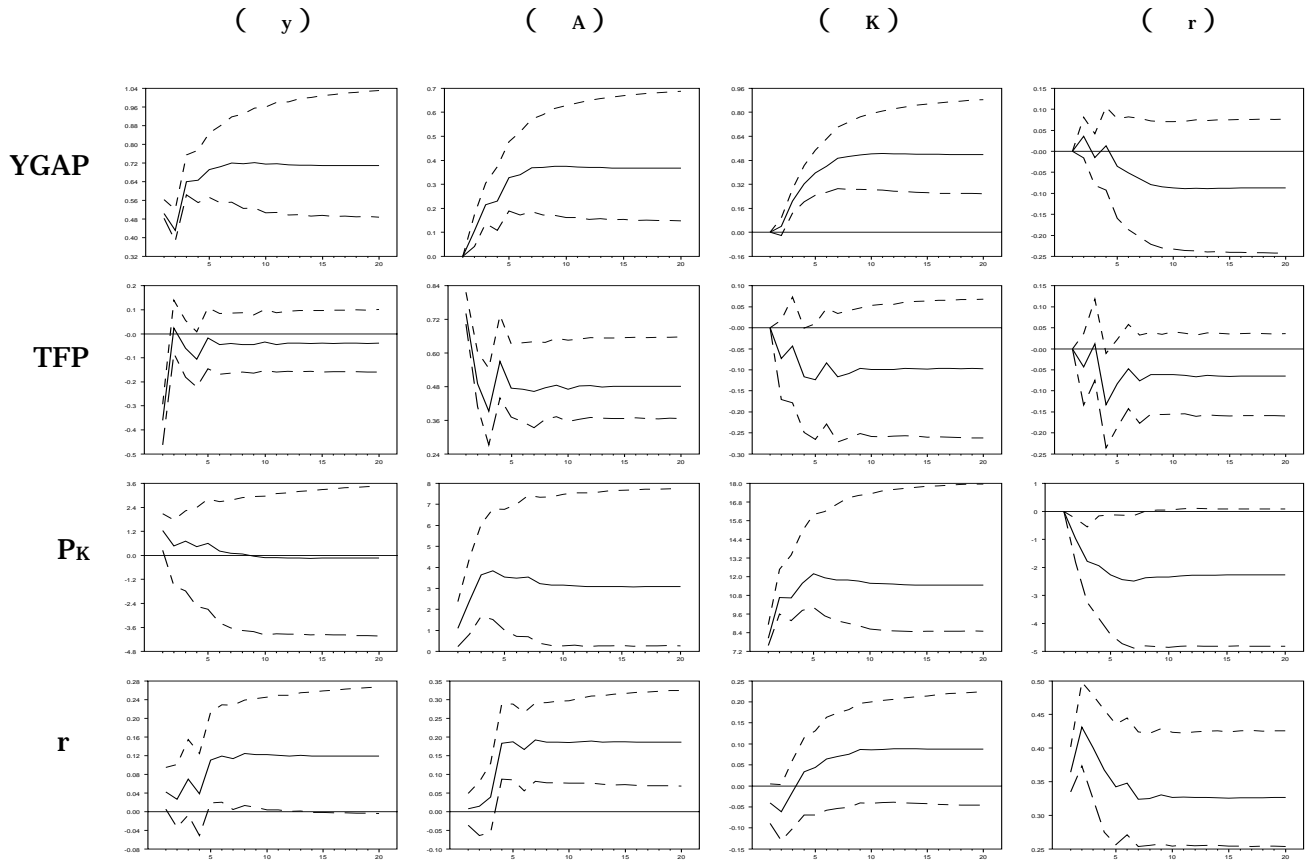
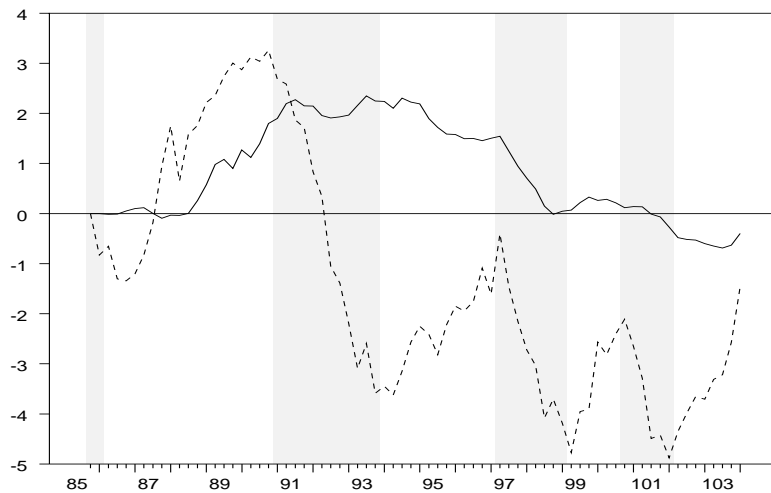


図7. 構造ショックの動学的効果



注：各構造ショックの累積的な（各変数のレベルに対する）インパルス反応。点線は1標準誤差バンド。

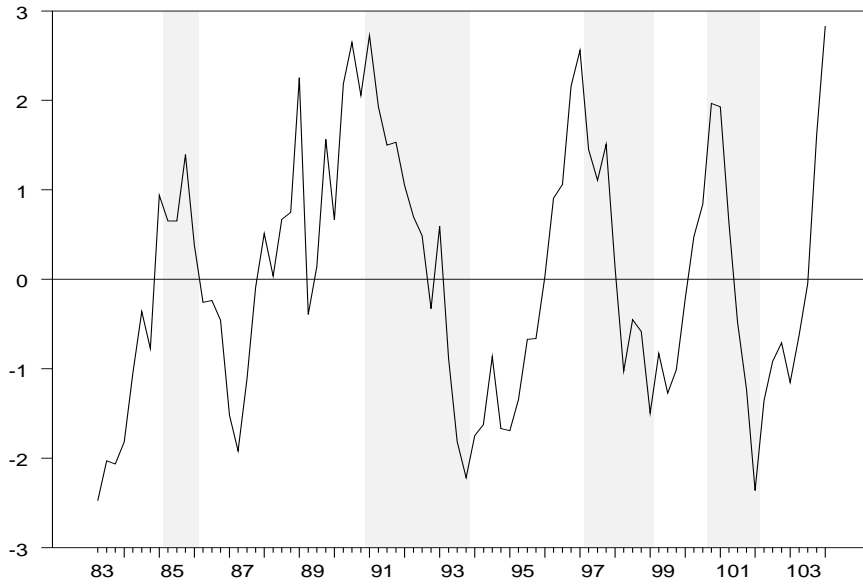
図 8. 生産性ショックによって説明される GDP ギャップ



注：実線は生産性ショックによって説明される GDP ギャップ。
点線は推計された GDP ギャップ（平均トレンドの除去後）。
網掛けは景気基準日付の景気後退期。

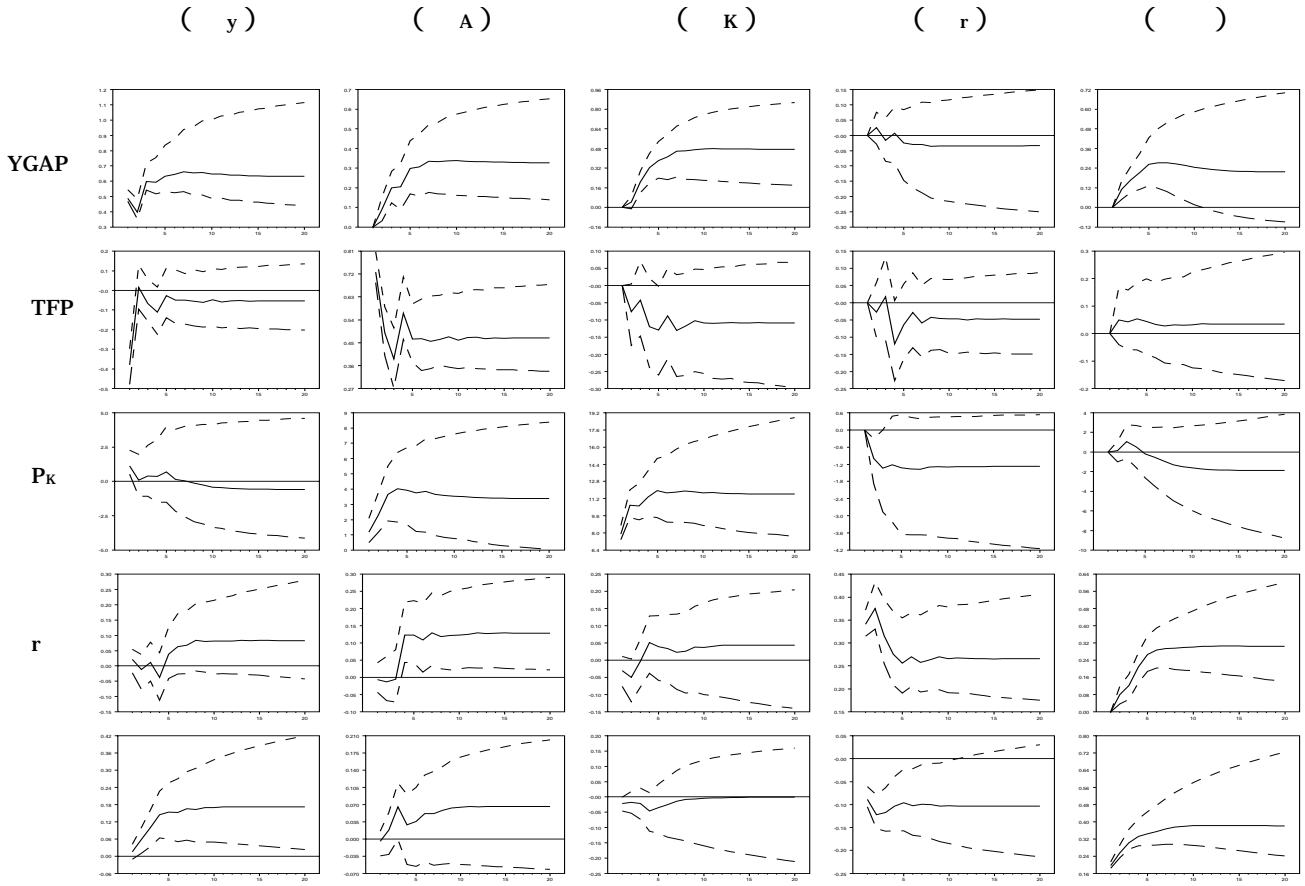
APPENDIX

付図 A-1. HP フィルターに基づく GDP ギャップ



注：1983:1 - 2004:1、四半期、単位：%。網掛けは景気基準日付の景気後退期。

付図 A-2. 構造ショックの動学的効果
インフレ率を含む 5 変数モデル



注：各構造ショックの累積的な（各変数のレベルに対する）インパルス反応。点線は1標準誤差バンド。