

International Department Working Paper Series 03-J-1

近年の米国における技術進歩率の計測

加藤 涼

ryou.katou@boj.or.jp

日本銀行国際局

International Department

Bank of Japan

〒103-8660 日本橋郵便局 私書箱 30 号

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

近年の米国における技術進歩率の計測 (要旨)

90年代後半の米国経済の好調の背景には、いわゆる「IT関連投資」の増加による「生産性上昇」が存在していたとの議論が活発であった。確かに、90年代後半の米国経済は、非製造業を中心に4%前後の成長を続けており、年率2.5%程度の労働生産性の上昇を伴っていた。

しかし、労働生産性(一人当たり実質生産)は、過剰な設備投資やレイオフ等による人員削減によっても上昇する指標であり、必ずしも技術進歩を表しているとは言えない。そこで、純粋な技術進歩を表す全要素生産性(total factor productivity:TFP)を計測してみると、技術進歩による成長押し上げ効果は、製造業ではかなり顕著に確認できるが、ウェイトの大きい非製造業では、資本や労働といった生産要素の投入の影響が支配的であり、「爆発的な技術革新」が生じていたとまでは言い難いことが分かる。

さらに詳細な区分から、技術進歩が顕著であった業種を調べると、製造業では、耐久財、非製造業では金融・保険業といった分野で、比較的高いTFP成長率が確認できる一方、サービス業種では殆ど技術進歩は顕在化しなかったことが確認された。

計測結果から米国経済全体のTFPの推移を求めてみると、TFP上昇率は90年代後半に、年率で+1%程度、加速したものの、足許は再び95年以前の上昇率と同程度にまで戻っている様子が窺われる。

近年の米国における技術進歩率の計測¹

2003年3月

加藤 涼²

(1) はじめに

90年代後半における米国経済の好調の背景には、いわゆる「IT関連投資」の増加による「生産性上昇」が存在していたとの議論が活発に行われてきた。確かに、90年代後半の米国経済は、非製造業を中心に4%前後の成長を続けており、年率2.5%程度の「労働生産性」の上昇を伴っていた(図表1)。

ただし、ひと口に「生産性」の上昇と言っても、労働生産性、と技術進歩率(=全要素生産性)のどちらを指すのかによって、実証的なエビデンスも、その解釈も全く異なるという点には注意が必要である。すなわち、極端な例で言えば、仮に設備投資がある種のバブルによって、一時的に過剰な水準となったような場合でも、結果として観察される労働生産性は高水準となる。したがって、米国経済の長期的な成長力が高まったかどうかについての検証を行うためには、設備投資の裏側で結果として変動する労働生産性ではなく、純粋な技術進歩率を表す全要素生産性(Total Factor Productivity、以下TFPと記述)を注意深く計測することが重要である。

こうした問題意識から、本稿では、90年代後半の米国経済の高成長が、IT資本ストックの投入拡大自体では説明しきれないほどのものであったか、技術進歩に支えられていたかどうかを実証的に確認することに焦点を絞り、労働生産性ではなく、TFPを複数の手法で計測した。本稿の結論をあらかじめ述べると、

90年代後半のTFP成長率が、80年代と比較して「大幅に」上昇したという証左は確認できない。ただし、

製造業の一部や金融業においては、一時的にTFP成長率が高まったことが確認され、少なくとも90年代半ばから2001年頃にいたるまで、米国経済における技術水準は堅調に成長を続けていた、

の2点。

¹ 本稿の作成にあたっては、石田和彦氏(日本銀行国際局)、斎藤克仁氏(日本銀行企画室)、川本卓司氏(ミシガン大学経済学部)、敦賀貴之氏(オハイオ州立大学経済学部)ほか、日本銀行国際局国際調査課のスタッフから貴重なコメントを得た。また、分析に際して石崎寛恵氏(日本銀行国際局)から多大な協力を得た。記して感謝の意を表したい。ただし、本稿における、ありうべき誤りは筆者に属する。また、本稿で述べられている見解は筆者個人に帰するものであり、日本銀行の公式見解を示すものではない。

² 日本銀行国際局国際調査課。Email: ryou.katou@boj.or.jp

(2) 既存の TFP 計測手法の問題点

観察されないデータである TFP の計測は、観察される労働生産性に比べて技術的な困難が伴う。多くの先行研究で用いられている標準的な手法には、計測に無視し得ない誤差が伴うことが知られており、近年、そのような技術的な問題を解消するための新たな計測手法が、いくつか提唱されている。

すなわち、まず、技術進歩を端的に表す指標である TFP を計測するもっともナイーブな方法は、稼働資本 (= 資本ストック × 稼働率) の成長率と労働投入 (= 雇用者数 × 労働時間) の成長率を、それぞれ分配率でウェイト付けし、実質 GDP 成長率から差し引くというものである。この差 (産出の増加分のうち、資本・労働投入量の増加では説明できない部分) は一般に「ソロー残差」と呼ばれる。

しかし、この「ソロー残差」が真の技術進歩 (TFP の上昇) を反映するためには、暗黙に以下の 3 点が仮定されていることに注意が必要である。

生産関数が規模に関して収穫一定 (Constant returns to scale : 以下、CRS)

完全競争市場

要素使用強度 (特に稼働率) の計測誤差³が小さい

現実には、これら仮定が成立しているか否かについては、疑問の余地も大きい。特に、非製造業の稼働率についてはデータ自体がそもそも存在しないという問題もある。従って、このような手法によって求められる「ソロー残差」は、実際には、技術進歩率以外に諸々の要因・誤差を含んでおり、真の TFP とは乖離しているということが知られている。特に稼働率や労働の intensity といった「要素使用強度」の計測が正確でない場合、景気要因から生じた誤差がソロー残差に含まれてしまい、不況期に技術後退 (負の技術進歩率) が観察されるなどの現象面での問題が起きる。

さらに、資本と労働、それぞれのウェイトのパラメータを実際に OLS 推計してみると、分配率に全く一致しないことも多くの先行研究によって確認されている。特に、短いサンプル期間の推計 (小標本の推計) では⁴、労働投入にかかるパラメータが 1 を越え、逆に稼働資本にかかるパラメータが有意に推計されず、場合によってはマイナス値に推定される現象が頻繁に観察される。これは、Short-run increasing returns to labor (以下、SRIRL) と呼ばれ、一種のパズルとして多数の先行研究のテーマとなっている。本来、上記 ~ に掲げた条件が満たされていれば、推計された各パラメータは、労働・資本の各分配率と一致しなければならず、これが一致しないという事実は、~ の条件が実際には満たされていないことを示唆している。つまり、パラメータを

³ Shapiro (1986) は、FRB や BEA が発表している統計、“Capacity utilization”は、実質的に「detrend された生産量」に過ぎず、資本の「稼働率」としては不適切なデータである理由を解説している。

⁴ 資本ストック統計がボトル・ネックとなり年次ベースの推計になるため、小標本になりやすい。

人為的に分配率に縛って算出されたソロー残差は、正しいTFPを表していないことになる。

以下の表1は、直近までのデータを用いて資本・労働のパラメータを推計してみた結果を示したものであるが、やはり、労働投入のパラメータが1を超えており、SRIRL現象が確認される。

表1：パラメータ推計（OLS推計）

被説明変数：GDP成長率		
	労働投入	稼働資本
製造業・耐久財	1.80* (0.70)	-0.39 (0.59)
製造業・非耐久財	1.55** (0.46)	0.66 (0.58)

推計期間：1993-2001。()内は標準誤差。*、**は、それぞれ5%、1%水準で有意であることを示す。

本稿では、こうした技術的な諸問題を解決し、より正確なTFPを計測するために、複数の手法でTFPの計測を試みた。具体的には、企業の費用最小化条件を用いて稼働率の統計誤差などを修正した、Basu, Fernald and Shapiro (2001)の手法と、稼働資本ストックの代わりに電力消費量を用いた、Burnsinde, Eichenbaum and Rebelo (1995)の手法をとりあげ、これらの概要を紹介した上で、それぞれの手法によるTFP計測結果を掲げている。

(3) Basu, Fernald and Shapiro (2001)の方法によるTFPの計測

本節では、(2)節で述べたとの仮定に依存せず、さらに稼働率のデータを用いないというメリットを持つ、Basu, Fernald and Shapiro (2001) (以下BFSと略称)の手法を用いて部門別TFPの計測を行う。

(計測手法の概要)

一次同次性を仮定しない一般化コブ・ダグラス型生産関数から導かれる成長率の要因分解は、以下の(1)式のようなになる。

BFS 型（一般化コブ・ダグラス + 不完全競争）

$$dy_t = \alpha \{s_K \times (dk_t + du_t) + s_L \times (dn_t + dh_t + de_t)\} + dz_t \quad \dots\dots\dots (1)$$

$$= \underbrace{\alpha dx_t}_{\substack{\text{投入要素} \\ \text{要因}}} + \underbrace{\alpha dh_t}_{\substack{\text{要素使用} \\ \text{強度要因}}} + \underbrace{dz_t}_{\text{TFP}} \quad \dots\dots\dots (2)$$

where, $dx_t = s_K dk_t + s_L \times (dn_t + dh_t)$

単純型（一次同次コブ・ダグラス型 + 完全競争）

$$dy_t = s_K \times (dk_t + du_t) + s_L \times (dn_t + dh_t + de_t) + dz_t \quad \dots\dots\dots (3)$$

s_K : 総費用における資本分配率

s_L : 総費用における労働分配率

: Return to scale（またはマークアップ率）を表すパラメータ⁵

: 限界的な要素使用強度についてのパラメータ

ここでは、GDP (y)、資本ストック (k)、資本の稼働率 (u)、雇用者数 (n)、労働時間 (h)、労働の intensity⁶ (e)、技術進歩率 (z) = TFP であり、全て変化率 (d -) で表示されている。BFS 型 ((1)式) と単純型 ((3)式) を比べると、returns-to-scale に対応するパラメータ α が、単純型では 1 に制約されていることが分かる。これは(3)式の関係式を導出するために完全競争の仮定が必要なことによる。

(1)式や(3)式を実際に推計する場合の問題は、稼働率や労働の使用強度といった指標についての適切なデータが入手できないことである。BFS 論文のポイントは、企業の費用最小化条件を用いて、稼働率などの観察できない要素使用強度のデータを含む(1)式から、観察できる変数のみで表される(2)式を導出し、推計に用いている点である。

稼働率等のデータを消去できる直感的な理由は以下のようなもの。企業の経営者は、限界的な要素投入についての意思決定を行う時に、労働者の使用強度を上げるか、労働時間を増やすか、資本の稼働率を上げるかという 3 つの選択肢の中で、限界的なコストが低い方を選択するはずである。こうした費用最小化行動の結果として、労働時間についての限界費用と生産要素の使用強度についての限界費用が等しくなっていると条件を課すことができる⁷。このような条件から、生産要素の使用強度を労働時間の関数として表すことが可能となる。因みに、単純型の推計

⁵ 厳密には α は、 $(1 + \text{マークアップ率})$ であるが、長期的には利潤がゼロであるという条件のもとで、returns-to-scale のパラメータとして解釈することが出来る。

⁶ ここで言う「労働の intensity」とは、統計データとして現れない労働の質的な変動(集中度・使用強度)の他、サービス残業や labor hoarding など、観察されない変数を指す。なお、この「労働の intensity」を無視しても以下の議論には全く影響しない。

⁷ 推計式を導出する過程他、テクニカルな議論については、別添補論 A を参照。

は、企業の利潤最大化条件を用いているため、最終財の市場が完全競争でなければならないが、BSF のロジックは、費用最小化条件のみを用いているため、最終財の市場が不完全競争でも適用できる。

なお、既述の条件 ~ が満たされない場合に、単純型の推計をした場合、以下のような定式化の誤りによる誤差が生じる。正しい TFP を dz_t 、誤って得られた TFP (ソロ - 残差) を $d\check{z}_t$ とすると、計測誤差 ($error_t$) は、

$$error_t = dz_t - d\check{z}_t$$

$$= \underbrace{(\alpha - 1) \times dx_t}_{\text{一次同次性の誤差要因}} + s_K \times \underbrace{(du_t - \overset{\text{真の稼働率}}{\uparrow} du_t - \overset{\text{誤った稼働率}}{\nearrow} du_t)}_{\text{要素使用強度誤差要因}} + s_L \times de_t$$

となる。

(計測結果)

表 2 には、まず、製造業について耐久財・非耐久財ごとに分けて、returns-to-scale と要素使用強度のパラメータを推計した結果を掲げてある。生産関数の形状に制約を課さない推計では、両業種とも returns-to-scale が 1 を上回り、若干の不完全競争が検出された。小標本推計であることを考慮して、生産関数に一次同次 (CRS) の制約をかけた推計も同時に行ったところ、非耐久財業種については、統計的に有意なパラメータ変化が観察された。

表 2 : パラメータ推計 (SURHAC 推計)

	被説明変数 : GDP 成長率			
	Returns-to-scale ()		要素使用強度 ()	
	制約無し	制約あり	制約無し	制約あり
製造業・耐久財	1.23** (0.09)	1 -	0.71** (0.18)	0.91** (0.17)
製造業・非耐久財	1.18** (0.15)	1 -	0.33 (0.32)	0.47* (0.21)

推計期間 : 1978-2001。()内は標準誤差。*, ** は、それぞれ 5%, 1%水準で有意であることを示す。

上記のパラメータ推計結果に基づいて計測された製造業の TFP⁸をみると(図表 2) 製造業・耐久財については、90 年代前半の 3%台から、98~99 年にかけて 7%前後まで前年比が上昇していたことが確認できるが、足許にかけてはゼロ近傍まで落ち込んでおり、TFP 成長率の上昇は、一過性のものであったことが窺われる。一方、製造業・非耐久財については、90 年代を通じて目立った動きは認められず、TFP 上昇率は概ね 1.5%程度で安定的に推移している。

さらに非製造業については、詳細な内訳を検討するため、SIC 2-digit 区分まで dis-aggregate した推計を行った。米国の総産出量 (= GDP) における非製造業のシェアは 67%⁹にのぼり、非製造業全体では、小売や金融といった生産関数や市場構造が異なると思われる異業種が同時に含まれている(図表 3 上図)。このため、詳細な業種区分に dis-aggregate することによって、異なる業種をプールして推計することから生じる、aggregation bias 等の問題を軽減する効果が期待できる。

表 3：パラメータ推計 (SURHAC 推計)

	Returns-to-scale ()		要素使用強度 ()	
	制約無し	制約あり	制約無し	制約あり
公益 (交通・通信・電力等)	0.74** (0.23)	1 -	-0.34 (0.46)	-0.42 (0.23)
卸売	1.56** (0.23)	1 -	2.17* (1.34)	3.27** (1.38)
小売	1.83** (0.26)	1 -	0.25 (0.48)	0.58 (0.50)
サービス	0.97** (0.13)	1 -	0.88** (0.43)	0.75** (0.39)
金融・保険・不動産	0.44** (0.13)	1 -	1.71** (0.32)	1.73** (0.35)
建設	0.89** (0.10)	1 -	1.13* (0.60)	0.15 (0.43)

推計期間：1978-2001。()内は標準誤差。*, ** は、それぞれ 10%, 5%水準で有意であることを示す。

非製造業各業種についての推計結果をみると(表 3) まず、業種ごとに returns-to-scale (= 1 + マークアップ率) のパラメータのばらつきが大きいことが確認できる。いくつかの業種で要素使用強度のパラメータが有意ではないため、製造業と同様に、生産関数に CRS の制約をかけた推計もあわせて行ったが、要素使用強度のパ

⁸ CRS 制約を課さないパラメータに基づく。以下、非製造業についても同様。

⁹ 公益、卸売、小売、サービス、金融・保険不動産、建設の 6 業種合計。94~99 年平均。

ラメータ自体は、建設業を除いて目立った変化はみられなかった。

上記で推計されたパラメータを用いて計測された非製造業のTFPをみると(図表4) **90年代後半に明らかにTFP成長率が上昇したと言えるのは、金融・保険・不動産のみ**であることが分かる¹⁰。ただし、**子細に見れば、公益、卸売、小売の3業種については、90年代後半にTFP成長率が、一時的に、やや高めに推移していたことが確認できる**¹¹。一方、サービス業では、80~90年代を通じて、殆ど技術進歩は顕在化しなかったとの結果となっている。

サービス業のGDPにおけるシェアは20.0%と、非製造業の中で最もウェイトが高いだけでなく、単独で製造業部門を上回る規模がある。このため、サービス業区分の中で技術進歩の速度が大きく異なる部門が併存している可能性が高い(前掲図表3、下図)。比較的シェアの大きい低技術水準業種の労働投入が増加している場合、各細分業種のTFPが全てプラス成長をしている場合であっても、サービス業全体のTFP成長率はマイナスになりうることに注意¹²。

(4) Burnside, Eichenbaum and Rebelo (1995) の方法による TFP の計測

(2) 節で述べた問題点のうち、稼働率の計測誤差の問題について、Burnside, Eichenbaum and Rebelo (1995)(以下、BERと略称)は、稼働資本(=稼働率×資本ストック)の優れた代理変数として電力消費量を用いるアプローチを提唱している。既に見たように、入手可能な稼働資本のデータを用いたOLS推計結果ではSRIRL現象が観察される。Burnsideらは、これは実際に生産関数の形状が労働に関して収穫逓増であるのではなく、稼働資本ストックのデータの不備・誤差から生じていると考え、稼働資本の代わりに電力消費量を用いた推計を行った。仮に電力消費と真の稼働資本ストックとの間に線形の関係が存在するとすると、理論上、生産関数の推計において両者を代替させることが可能となる¹³。以下の表4には、BERの推計を2002年まで延長した推計結果を掲載した(電力消費データが利用可能なのは製造業のみであるため、推計も製造業についてのみ行った)。

¹⁰ もっとも、金融業の付加価値ベースの産出(output)については、政策金利の変化等による利鞘の動向に左右されやすい面があり、結果の解釈には一定の留保が必要と思われる。

¹¹ 金融、小売、製造業耐久財といった業種でTFPの上昇があったとする本稿の計測結果は、定量的な評価こそ若干の違いはあるものの、定性的には、本行における先行研究である斎藤(2000b)と整合的な姿となった。

¹² 技術水準の高い業種から低い業種へ、労働力が移動しているようなケースが仮説として考えられる。

¹³ 詳細な議論については、原論文である、Burnside et al. (1995)を参照。

表 4：パラメータ推計（OLS 推計）

被説明変数：GDP 成長率（前期比）		
	労働投入	電力消費
製造業・耐久財	0.976** (0.082)	0.138* (0.060)
製造業・非耐久財	0.827** (0.040)	0.137** (0.049)

推計期間：1975Q1-2002Q3。()内は標準誤差。*、** は、それぞれ 5%、1%水準で有意。

表 4 をみると、労働投入のパラメータが 1 を下回り、稼働資本の代理変数である電力消費量のパラメータも有意に推計されていることが確認できる。

以上の推計から算出された TFP 成長率¹⁴をみると（図表 5）まず、**耐久財では 90 年代末、5～7%の比較的高水準で推移していた姿が観察される。**BFS の手法を用いた計測結果（前掲図表 2）と比較すると、足許時点で、やや高めの計測結果となっているが、やはり、持続的に高成長を続けているとまでは言い難い。非耐久財についても、90 年代を通じて比較的、安定的に推移している姿は、（3）節での推計結果と整合的であるが、足許を含め、わずかながら高めの計測結果を得ている。

（5）まとめ

以上の計測結果を総括すると、**90 年代後半の米国経済の好調は、製造業の一部や、非製造業のうちの金融部門などで、一時的な TFP 成長率の上昇を伴ってはいたが、マクロ経済全体でみた技術革新が「爆発的」に進展し、かつ、さらに継続していると考えられるほどの証左は見当たらない、**と行うことができよう。

実際、製造業・非製造業ともに計測が可能な BFS の手法を用いて計測された TFP の成長率に対する寄与度をみると（図表 6）まず、製造業に関しては 90 年代後半に TFP の上昇が成長率押し上げに寄与した姿がみてとれるが、足許では TFP の寄与はかなり縮小している。また、ウェイトの大きい非製造業（含む建設・鉱業）に関しては、そもそも 90 年代後半の成長率上昇の大部分は要素投入要因によるものであり、TFP の寄与は限られたものであったことが確認できる。

¹⁴この BER 推計は、資本投入の代理変数として電力消費量を用いただけであるので、ここで言う TFP は、実はソロー残差の定義と全く同じになる。ただ、正確性に疑問の多い稼働率データに比べ電力消費の方が資本投入量を正確に捉えているとすれば、この計測でのソロー残差は真の TFP をよりの確に反映したものと考えられる。

さらに、BFSの方法で計測された業種別 TFP を合計して算出した**非農業民間部門全体の TFP の長期的な動向をみると（図表 9）、米国経済の技術成長は、90 年代後半の数年間に年率で + 1 %弱加速した後、足許はそれ以前の成長速度に戻っている可能性が高い¹⁵。**

ただし、TFP 成長率の上昇が明確に確認された製造業耐久財や金融・保険・不動産に加え、若干ながらも TFP 成長率の一時的上昇がみられた小売、卸売といった業種も併せて考えれば、90 年代後半の時期には GDP 全体のシェアからみて約 50%程度の規模で（前掲図表 4）技術「水準」の恒久的な上昇があったとする見方も可能。小売、卸売、金融といった業種区分から考えても、在庫管理技術など、IT 技術のプラス効果が存在したとの仮説とも整合的であるため、当時の「米国の好景気は IT 技術の進展に支えられている」とする見方自体は正しかったと言えよう。

（ 6 ）構造 VAR による潜在成長率の計測

前節までの計測結果では、TFP 成長率は一部業種で 90 年代後半に上昇したとみられるものの、恒常的に大幅に上昇したとの証左は得られなかった。従って、仮に資本ストックの潜在的な蓄積速度が安定的であるとすれば、潜在 GDP の成長率（＝潜在成長率）についても大きな変化は観察できないはずである。この点を確認するために、最後に潜在成長率の推計を試みる。

潜在成長率は、概念上、生産要素の潜在的な成長速度を内包しているため、生産関数や技術進歩の計測結果のみでからは、算出することができない¹⁶。このため、生産関数アプローチとは全く異なる時系列分析の手法が用いられることが多い。ここでは、具体的な計測手法として、GDP、消費性向、FF レートからなる 3 変数構造 VAR を推計し、得られたパラメータに基づく historical decomposition を用いた。標準的な消費理論（恒常所得理論）によれば、**消費支出が安定的な状況で生じた GDP の変化は一時的なショックを反映していると考えられる**ため、GDP 変動の中から「恒久的」な変化部分を抽出するために、消費と GDP の組み合わせを用いている¹⁷。

上記の 3 変数構造 VAR に基づく潜在成長率の計測結果をみると（図表 9）、95 年あたりに若干、高い値が確認できるものの、90 年代に特に潜在成長率が急上昇したと言

¹⁵ ただし、足許については、2001 年の資本ストックの値に一部、推計値を用いているため、確報データの公表を待って、再評価を行うことが望ましい。

¹⁶ 最適な資本ストックが達成されれば、ネットの資本ストックの成長率はゼロとなるため、潜在成長率は、労働力の成長率と技術進歩率のみから算出できる。しかし、最適な資本ストックが達成されているとは考えにくいいため、「潜在成長率」を算出するためには、資本ストックの成長率（または、設備投資）についての評価が必要となる。

¹⁷ 本稿で用いた構造 VAR は、カナダ中銀が GDP ギャップの評価に用いているものと同様の定式化。消費と GDP のデータを用いた構造 VAR には、他に Cochrane（1994）などがある。推計方法の詳細については補論 B を参照。

えるほどの証左は見当たらない。ノイズによる振れが大きいため、正確な評価は困難であるが、概ね年率 2% 前後の成長率を維持していたと考えられ、一応、TFP の計測結果と整合的な結果となった。

ただし、ここで計測した潜在 GDP は、あくまで時系列手法によって抽出された、GDP に対する「恒久的なショック」を和分したものであり、技術水準（TFP 等）との関係を直接的に論じることは出来ないことには注意が必要である。従って、結果については、参考程度と解釈しておくことが適当であろう

以上

【参考文献】

- Basu, S., J. Fernald and M. Shapiro, 2001, Productivity growth in the 1990s: Technology, utilization, or adjustment? Carnegie-Rochester Conference Paper on Public Policy.
- Basu, S. and M. Kimball, 1997, Cyclical productivity with un-observable input variation, NBER working paper 5915.
- Burnside, C., M. Eichenbaum and S. Rebelo, 1995, Capital utilization and returns to scale, NBER working paper 5125.
- Cocharane, J., 1994, Permanent and transitory components of GNP and stock prices, Quarterly Journal of Economics 61, 241-65.
- Dupasquier, C., A. Guay and P. St-Amant, 1997, A comparison of alternative methodologies for estimating potential output and the output gap, Bank of Canada Working Paper 97-5.
- Jorgenson, D. and K. Stiroh, 1999, Information technology and growth, Manuscript.
- Ogaki, M. and K. Jang, 2000, Structural Macroeconometrics, Book manuscript, The Ohio State University.
- Shapiro, M., 1986, Capital utilization and accumulation: Theory and evidence, Journal of Applied Econometrics 1, 211-234.
- 斎藤 克仁 (2000a) 「情報関連投資を背景とした米国での生産性上昇」 日本銀行調査月報, 2000 年 2 月号.
- 斎藤 克仁 (2000b) 「IT の生産性上昇効果についての国際比較」 国際局ワーキング・ペーパー, 00-J-3.

補論 A：稼働率と労働の使用強度のデータを用いずに TFP を推計する方法について

以下では、Basu, Fernald and Shapiro (2001) で用いられた Basu and Kimball (1997) による、稼働率と労働の使用強度を含まない推計式の導出過程を紹介する。

まず、次のような個別企業の費用最小化問題を考える。

$$\text{Min : } WN \times G(H, E) \times V(U) + C(K)$$

s. t.

$$Y = F(UK, EHN) = ((UK) (EHN)^{(1-\alpha)}) \times Z$$

W, N, H, E, K, Y, U, Z は、賃金、雇用者数、労働時間、労働の使用強度 (intensity)、資本ストック、産出量、資本稼働率、技術水準をそれぞれ表している (小文字はそれぞれの対数値)。 $G(H, E)$ は、時間外手当を含む賃金関数。同様に、 $V(U)$ は稼働率を上げることによって生じるコスト (= シフト・プレミアム) の費用関数を示している。

Shapiro (1986) は、三交替制の雇用形態を採用している製造業のデータを用いて、交替シフトを明示的に考慮して算出した一人当たり労働時間を資本稼働率の代わりに用いて推計すると、SRIRL 現象が消えることを確認した。これは、資本の総稼働時間 (= 稼働率) と一人当たり労働時間が高い相関を持っていることの証左として知られている。

さらに、Basu and Kimball (1997) は、夜間シフトの増加などで資本の総稼働時間が増えた時、労働者に対して追加的な時間当たり賃金 (= シフト・プレミアム) を支払う必要があるとすると、企業の最適化条件から、稼働率が労働時間の単調増加関数として表されることを証明した。この「シフト・プレミアム」の考え方は、Shapiro (1986) のファクト・ファインディングを理論的に裏付けるものとして、よく知られており、以下では、この Basu and Kimball の考え方に基づいて、稼働率を労働時間の関数として表す具体的な導出過程を紹介する。

次に生産関数の形状 (F) については、拡張型コブ・ダグラス関数 (コブ・ダグラス型に関して単調増加関数) を仮定しており、returns-to-scale が 1 から乖離することを許容している。なお、 $C(K)$ は資本についての費用関数であるが、以下の議論に影響しないので、特に言及しない。

このような費用最小化問題を考える最大のメリットは、本文でも触れたように、(1) 最終財の市場が不完全競争であっても成立することと、(2) 企業にとっての将来の不確実性が以下の最適化条件に影響しないこと、の 2 点である。

以下、稼働率、労働時間、労働強度に関する最適化の一階の条件は、それぞれ、

$$F_1 = WNG(H,E)V'(U) \quad \dots\dots(A1)$$

$$F_2 = WNG_H(H,E)V(U) \quad \dots\dots(A2)$$

$$F_2 = WNG_E(H,E)V(U) \quad \dots\dots(A3)$$

となる。ここで、 λ は制約条件にかかるラグランジュ乗数であり、この企業の限界費用を表している。A2 と A3 式から λ を消去すると、

$$H \times G_H(H,E) / G(H,E) = E \times G_E(H,E) / G(H,E) \quad \dots\dots (A4)$$

を得る。A4 式が労働時間と労働使用強度に関して右上がりの拡張経路を持っているとの仮定のもとで、この式は、 $E = E(H)$ という単調増加関数で表すことができる。ここで、使用強度の労働時間についての弾力性、 $H^*E'(H^*)/E(H^*) = \epsilon$ を定義すると、対数線形化された効率単位労働投入の成長率は、

$$d \ln(EHN) = dn + dh + de = dn + (1 + \epsilon) \times dh$$

となり、労働時間のパラメータを独立して推計することで、labor hoarding 等による推計誤差を引き起こす変数、「労働の使用強度 (e)」を消去することが出来ることになる。

次に、A1 式と A2 式から λ を消去すると、

$$\{F_1 UK / F\} / \{F_2 EHN / F\} = \{G(H,E) / HG_H(H,E)\} \times SV'(U) / V(U) \quad \dots\dots$$

(A5)

を得る。左辺の分母分子は生産関数の要素弾力性であるから、各要素ごとのコスト・シェア (α_i) と比例関係にある。ここで、労働時間に関する総費用の弾力性、 $g(H)$ と、限界的なシフト・プレミアムの平均シフト・プレミアムに対する比率、 $v(U)$ の二つの関数を定義する。これらは、それぞれ、

$$g(H) = HG_H(H,E(H)) / G(H,E(H))$$

$$v(U) = U \times V'(U) / V(U)$$

のように表されることになる。以上の関係を用いて、A5 式を書きかえると、

$$v(U) = (\alpha_K / \alpha_L) \times g(H) \quad \dots\dots(A6)$$

を得る。A6 式を対数線形化すれば、

$$du = (\epsilon / \alpha_L) \times dh \quad \dots\dots(A7)$$

となるので、稼働率を労働時間のみ関数として表すことが出来たことになる。 ϵ と α_L については、それぞれ、 $g(H)$ の労働時間に対する弾力性と $v(U)$ の稼働率に対する弾力性を表している。

以上の関係を用いると、

$$\begin{aligned}
dy_t &= \alpha \{s_K \times (dk_t + du_t) + s_L \times (dn_t + dh_t + de_t)\} + dz_t \\
&= dx_t + \alpha \{s_K \times (\text{ / }) + s_L \times (1 + \text{)}\} \times dh_t + dz_t \\
&= dx_t + dh_t + dz_t
\end{aligned}$$

where, $dx_t = s_K dk_t + s_L \times (dn_t + dh_t)$ and $\alpha = \alpha \{s_K \times (\text{ / }) + s_L \times (1 + \text{)}\}$.

となり、稼働率と労働使用強度を用いない推計式(2)式が導出された。

補論 B : 構造 VAR と Historical decomposition について

以下では、6 節で用いた構造 VAR と historical decomposition の手法について概要を紹介する。

本稿で用いた構造 VAR の定式化は、基本的に Dupasquier et. al (1997) によっているが、以下に紹介する構造 VAR の一般的な考え方については、Ogaki and Jang (2001) を参考にした。

まず、真の経済構造が、次のような「構造モデル」によって表されるとする。

$$\mathbf{Z}_t = \mathbf{A}_i \mathbf{u}_{t-i}$$

ここで、 $\mathbf{Z}_t = (dy_t, \alpha-y_t, dR_t)'$ は、GDP 成長率、消費性向、FF レート前期差からなる内生変数行列であり、 \mathbf{u}_t は、 t 期に生じた「構造的」なショックを表している。各 \mathbf{A}_i 行列は、経済構造を反映したパラメータ行列である。構造的なショック \mathbf{u}_t は、二つの一時的なショックと一つの恒久的なものから成り立っており、これをそれぞれ、 $\mathbf{u}_t = (u_t^{T1}, u_t^{T2}, u_t^P)'$ と表す。恒久的なショックのみを抽出した \mathbf{Z}_t^P を以下のように定義すれば、

$$\mathbf{Z}_t^P = \mathbf{A}_i(0, 0, u_{t-i}^P)'$$

\mathbf{Z}_t^P の dy に相当する 1 列目のデータを和分したものが「潜在 GDP」となる。

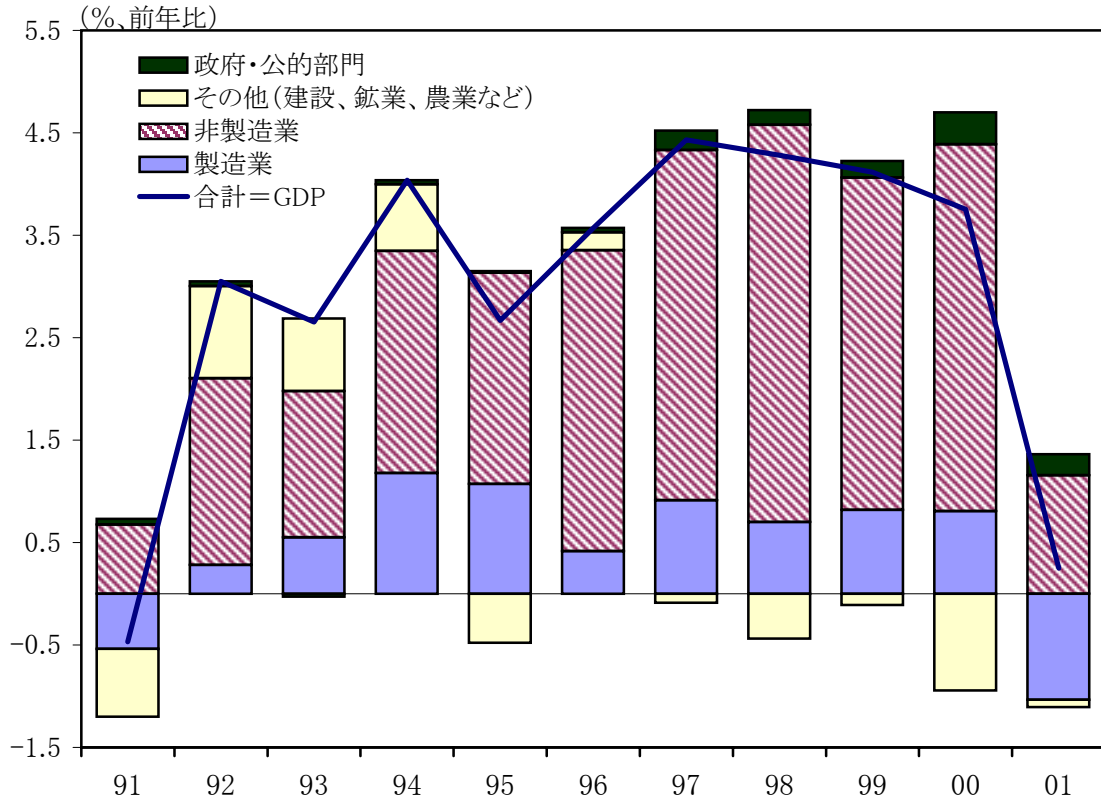
実際の推計には、誘導型の VAR に長期制約をかけて各 \mathbf{A}_i 行列を算出するという方法をとった。具体的な制約としては、構造ショックはそれぞれ独立である（分散共分散行列が対角行列）と、一時的なショックの長期的な合計値はゼロに等しい、という二つ（いずれも標準的なもの）を課した。

なお、時系列分析の理論上は、消費と GDP が共和分関係にあり、適切な制約を見つけることが可能であれば、構造型 VECM (structural vector error correction model) を用いることが望ましい。ただし、景気の山谷をどの程度、正確に捉えられるかという観点からは、構造型 VECM が必ずしも優れているとは言えず、本稿では、カナダ中銀によって実用度が高いと評価されている定式化を再現して用いるにとどめた。

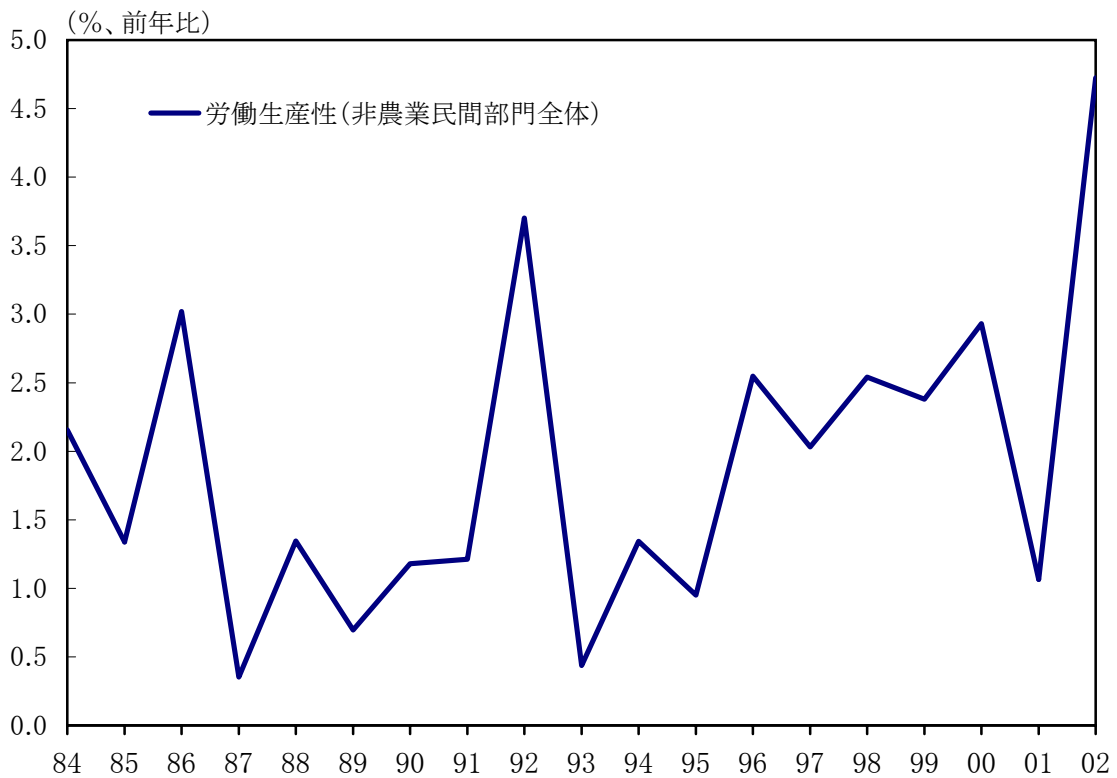
(図表1)

業種別成長率と労働生産性

(1) 成長率の業種別寄与度

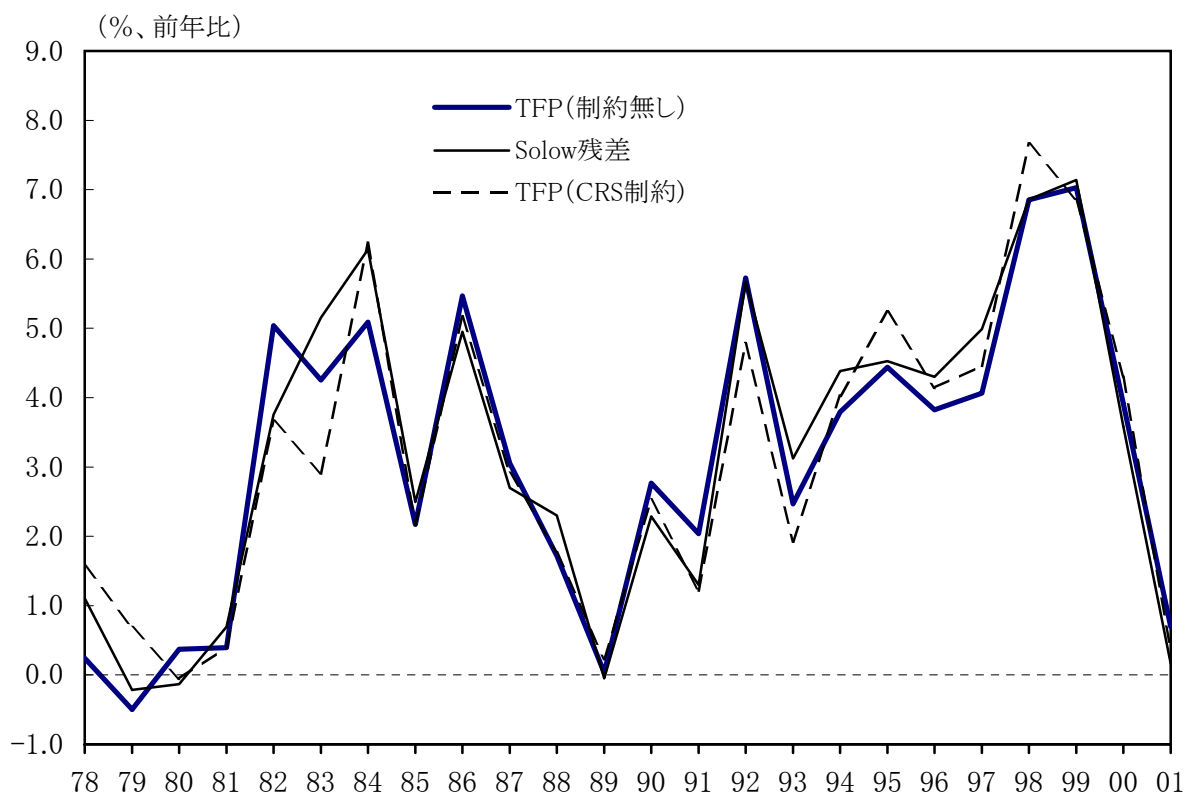


(2) 労働生産性の上昇率

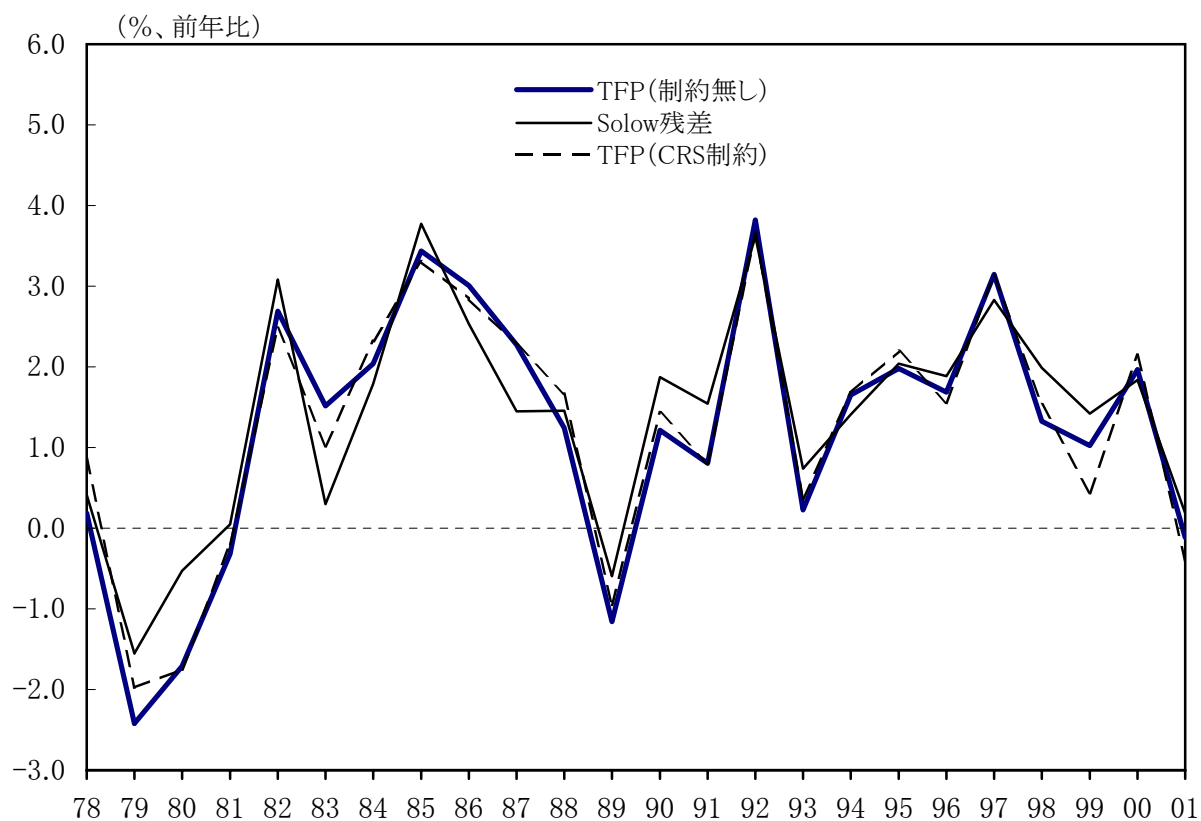


業種別TFP(製造業):BFS推計

(1) 耐久財



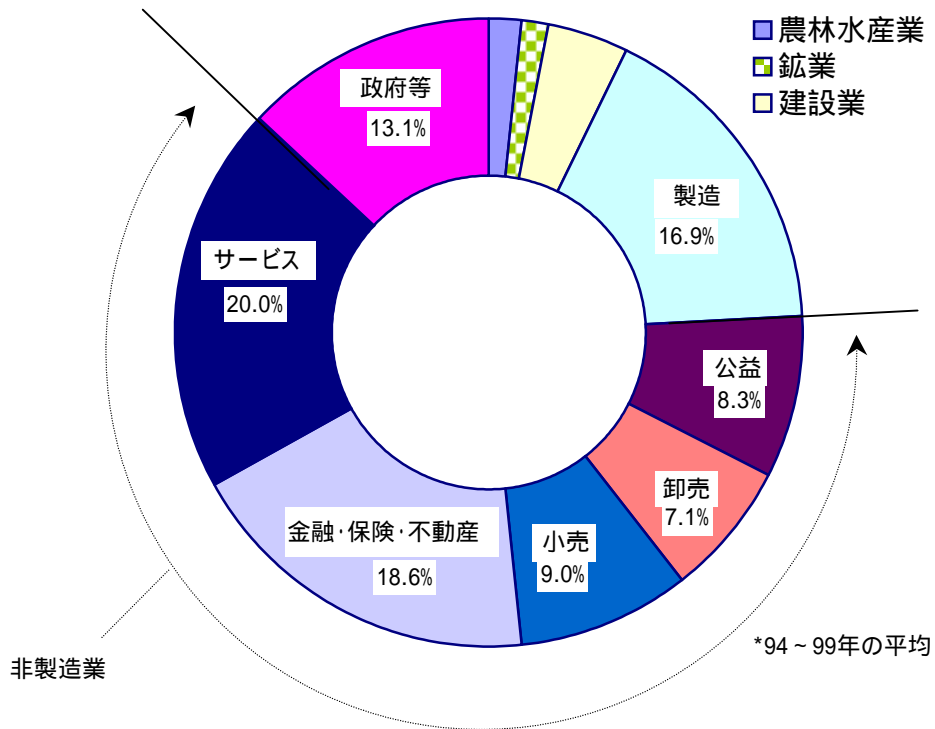
(2) 非耐久財



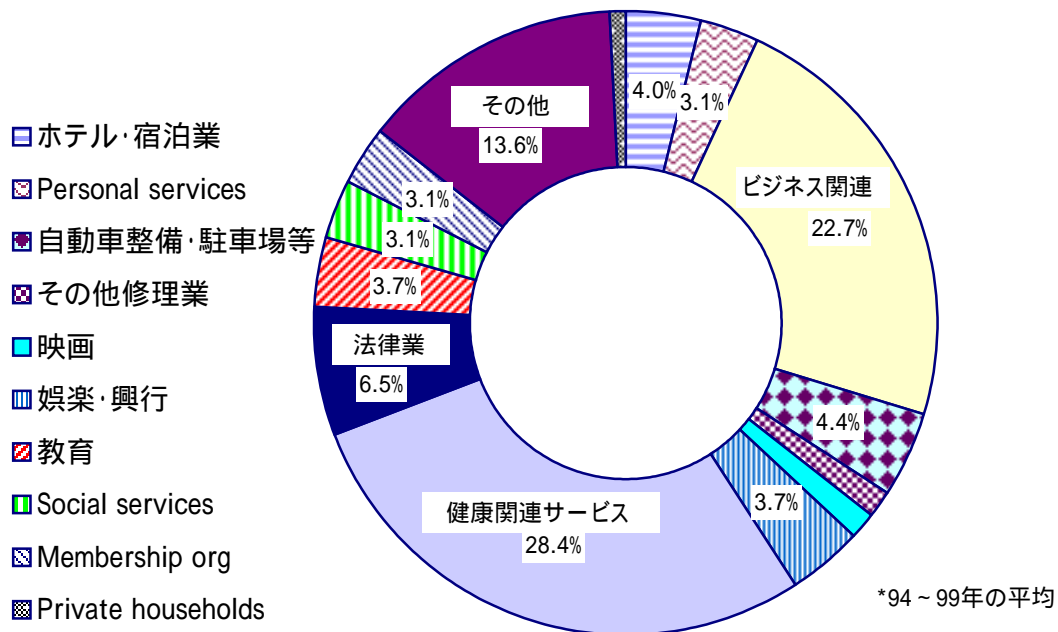
(図表3)

GDPの業種別内訳 (BEAベース)

(1) GDPの内訳

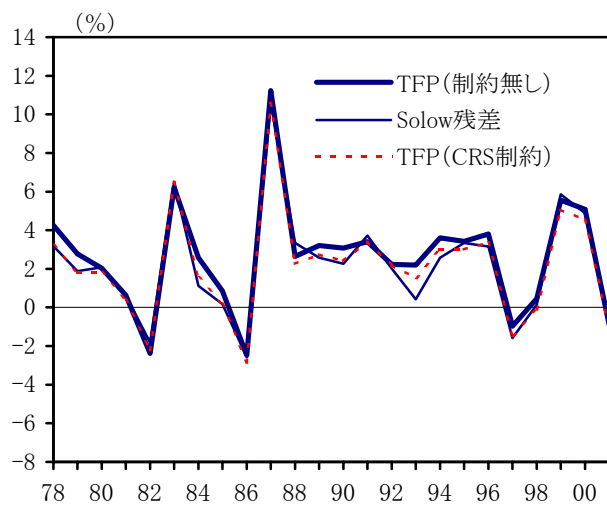


(2) サービス業の内訳

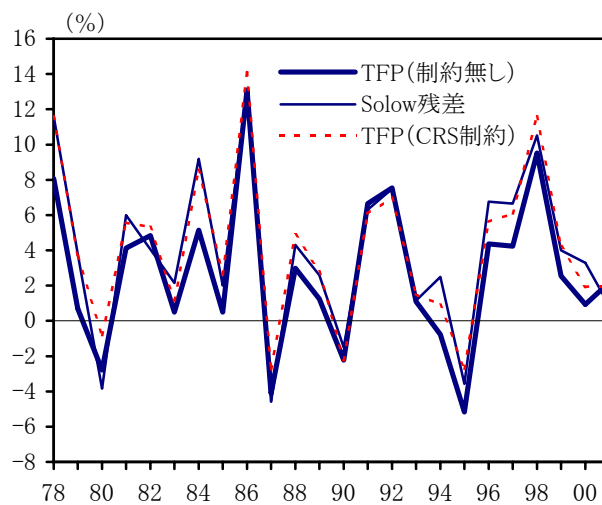


業種別TFP(非製造業):BFS推計

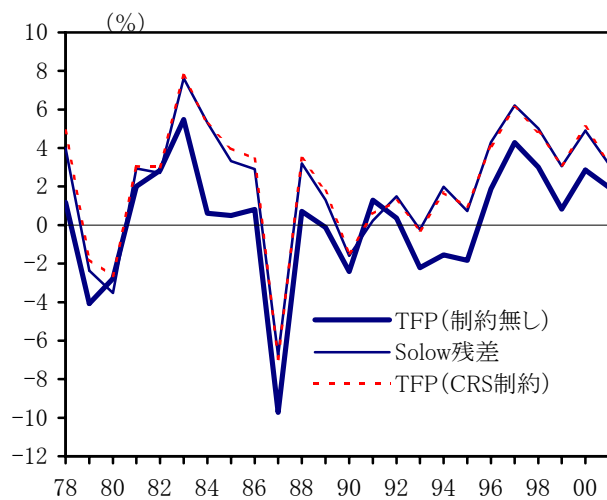
(1) 公益(交通・通信・電力等)



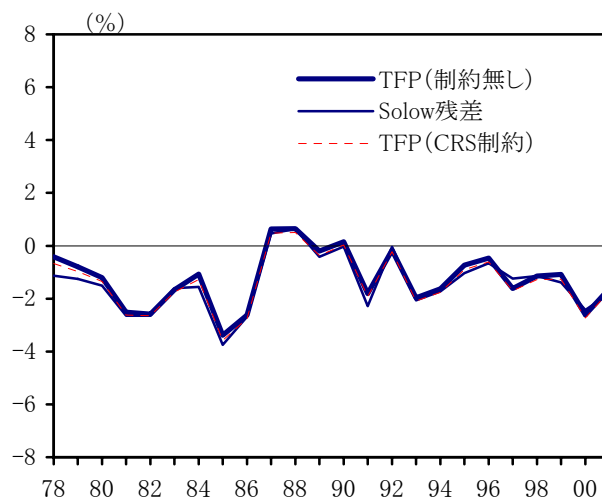
(2) 卸売



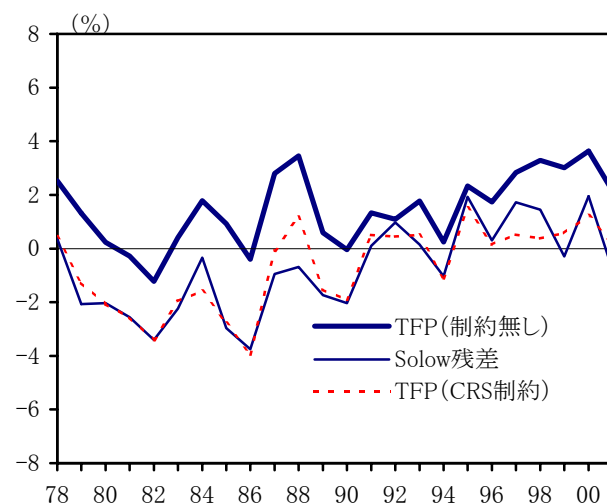
(3) 小売



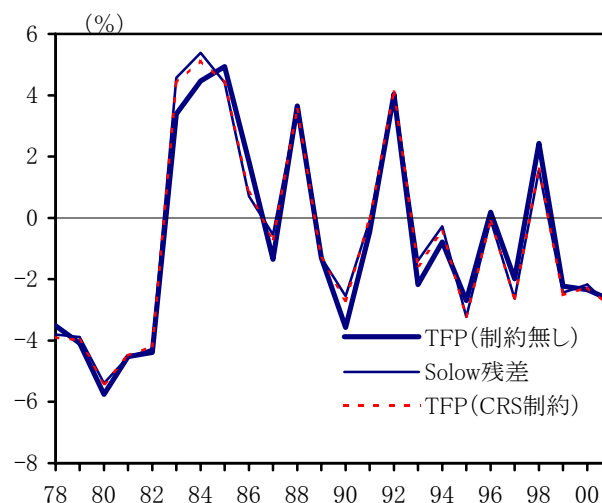
(4) サービス



(5) 金融・保険・不動産



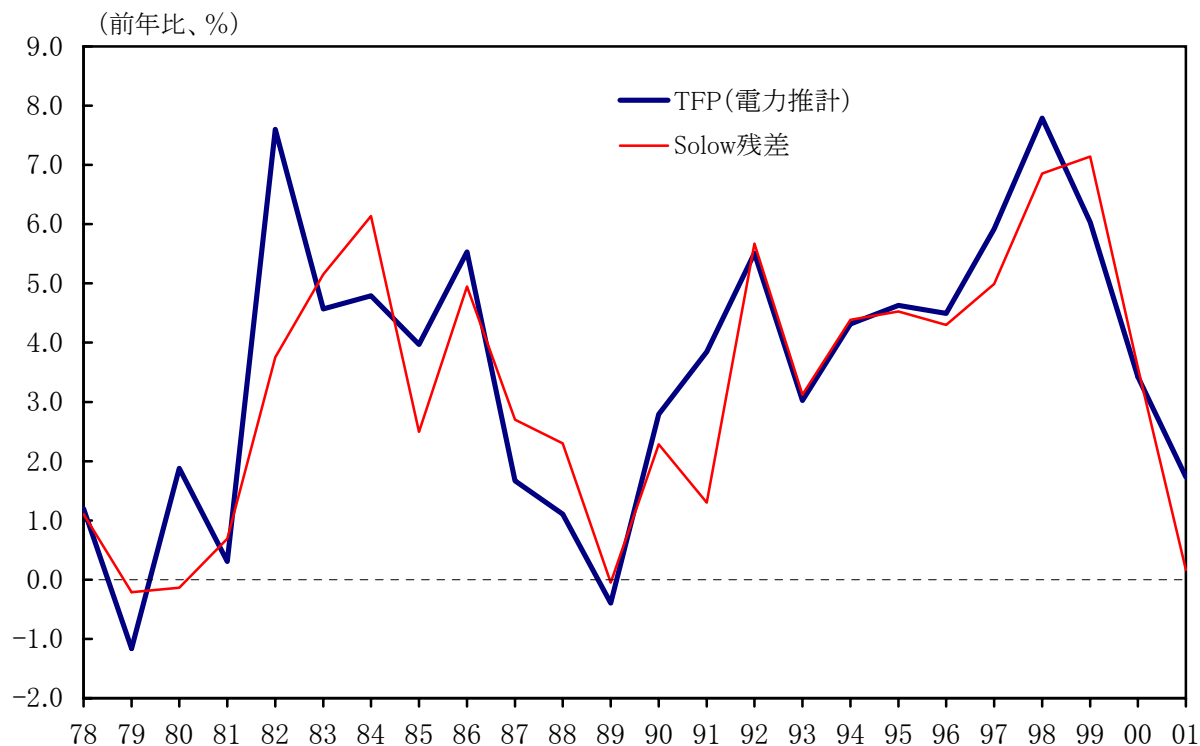
(6) 建設



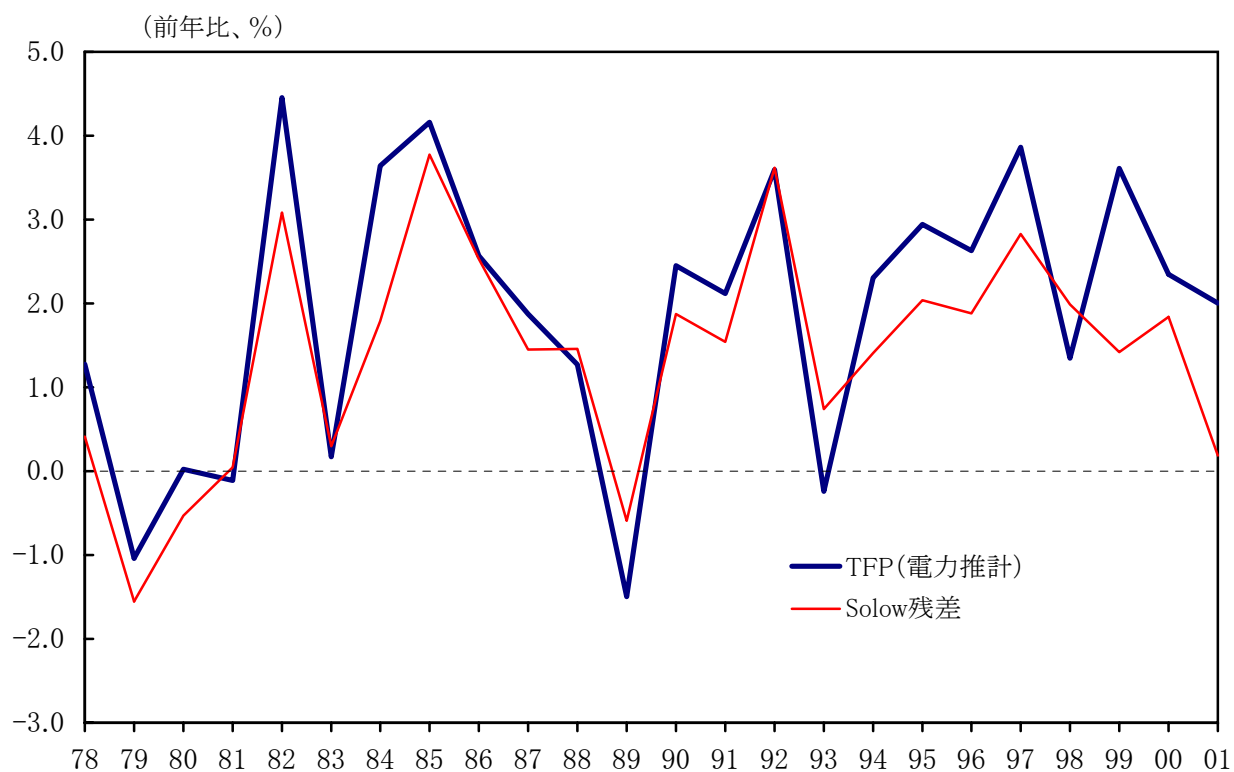
*「CRS制約」は、Constant-returns-to-scaleに制約をかけた計測結果を表す。

製造業のTFP: 電力消費を用いた推計

(1) 耐久財



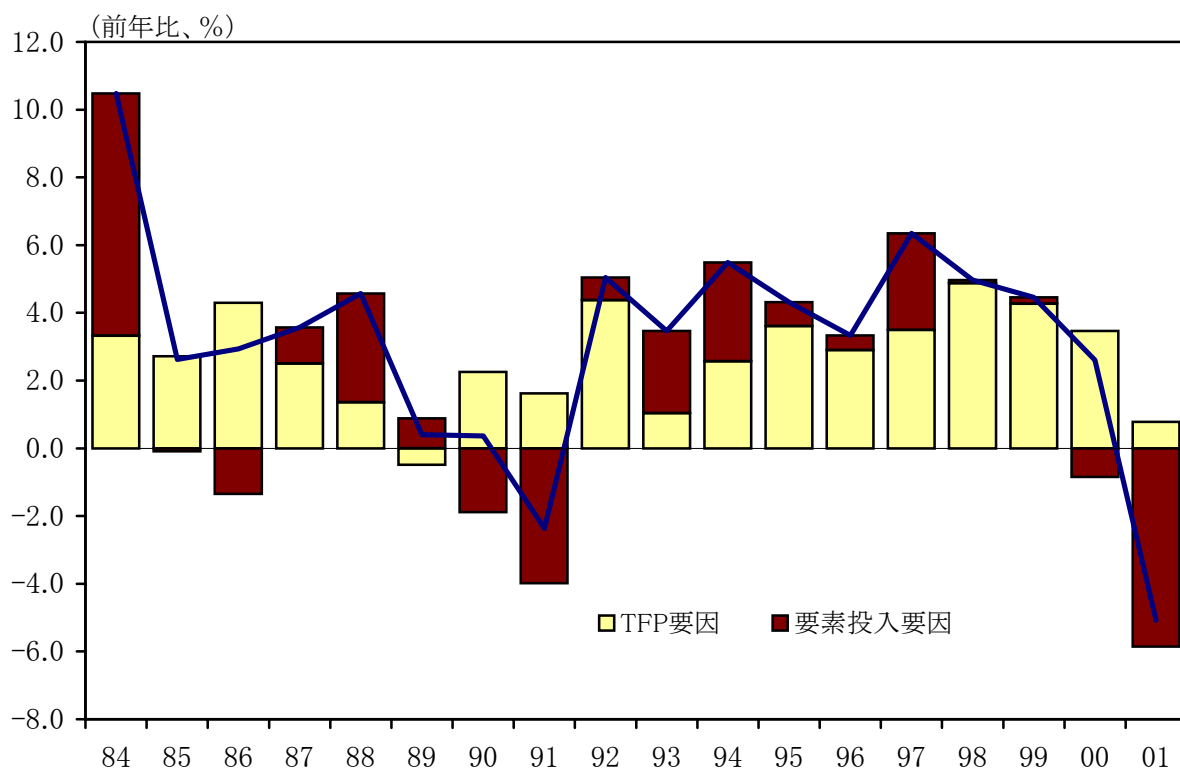
(2) 非耐久財



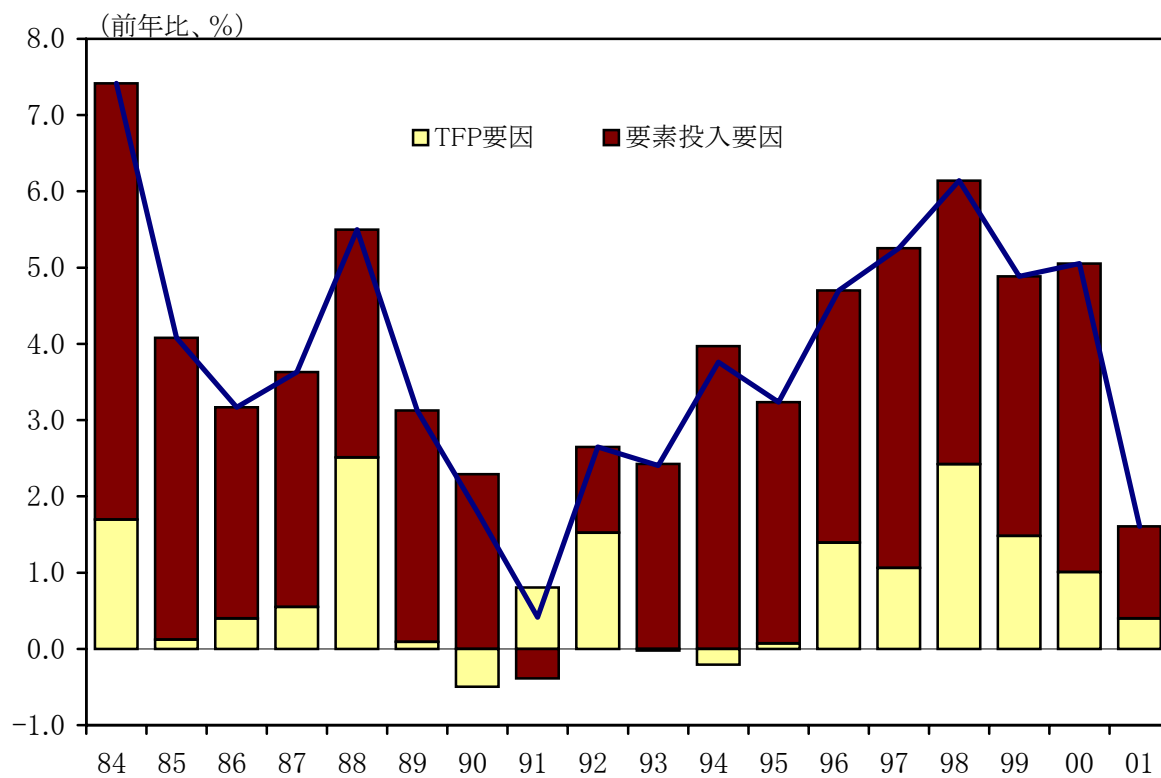
(図表6)

成長率の要因分解:BFS推計

(1) 製造業



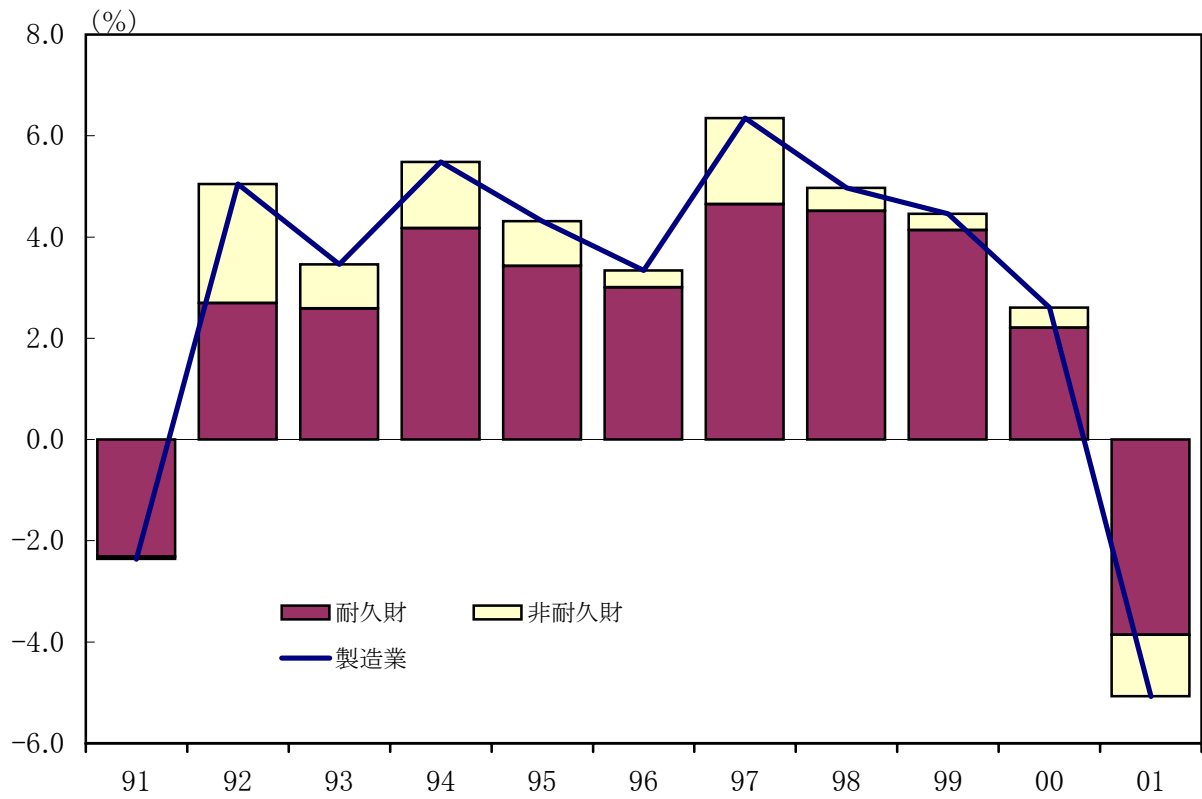
(2) 非製造業+建設・鉱業



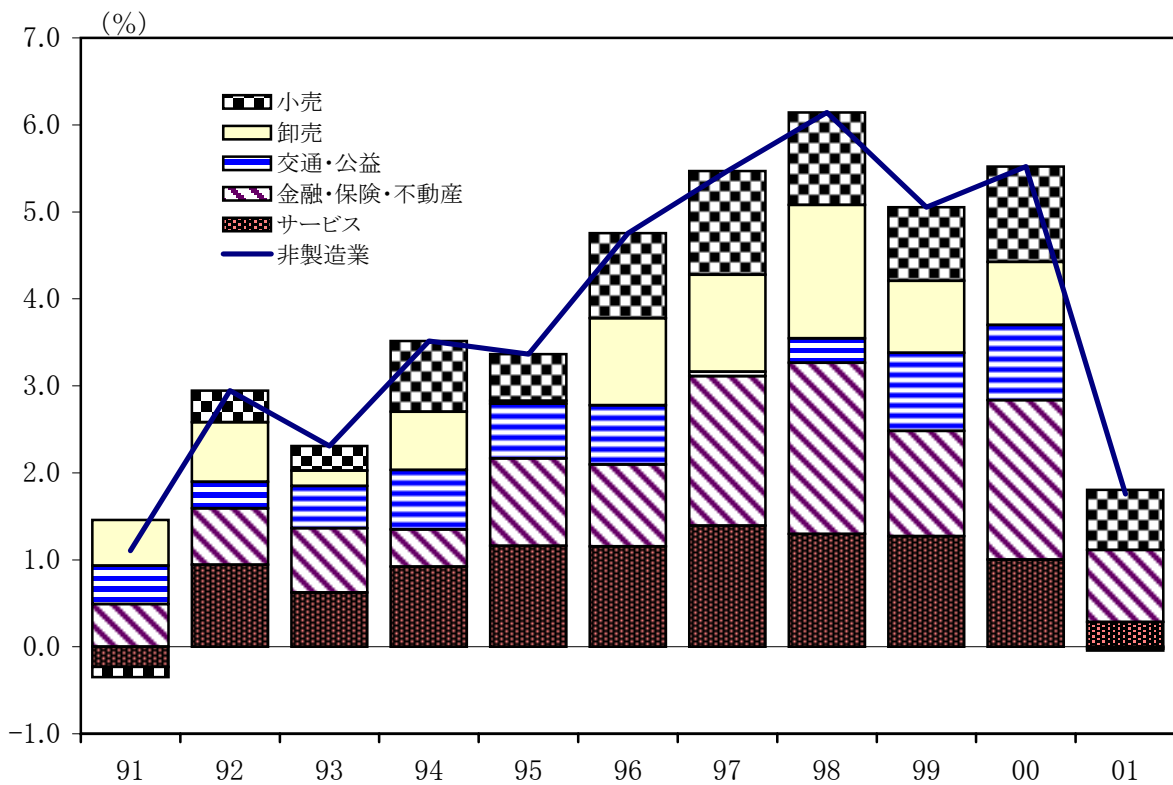
(図表7)

業種別成長率(製造・非製造業別)

(1) 製造業

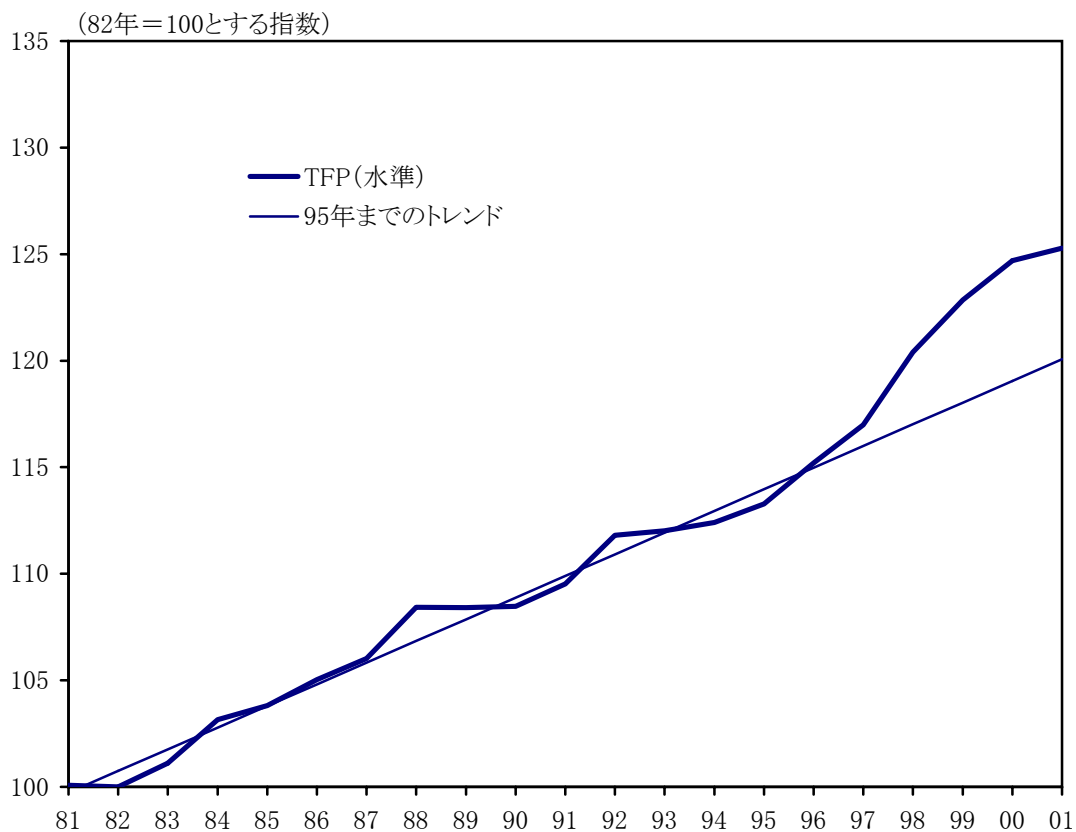


(2) 非製造業



米国のTFP:BFS推計

○非農業民間部門合計



* BFS推計(制約無し)によるTFPを、GDPにおけるシェアでウェイトして算出。

潜在成長率(構造VARによる推計)

○ 米国経済の潜在成長率

