



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

## 中国のインフレ変動

大山慎介\*

shinsuke.ooyama@boj.or.jp

小島亮太\*\*

ryouta.kojima@boj.or.jp

中村慎也\*\*\*

shinya.nakamura@boj.or.jp

No.05-J-07  
2005年5月

日本銀行  
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30号

\* 国際局、\*\* 前・国際局（現・香港事務所） \*\*\* 国際局

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。

# 中国のインフレ変動\*

大山慎介\* 小島亮太\* 中村慎也\*  
日本銀行国際局

2005年5月

## 【要旨】

本稿では、中国の景気変動、特にインフレ変動に関する包括的な分析を行う。具体的には、まず、先行研究の紹介や構造形 VAR によるインフレ変動の分解を通じて、1978 年以降の高インフレやデフレの経験を概観する。次に、(1)需給ギャップの計測と伝統的なフィリップス曲線の推計、(2)要素価格の変動と一般物価との相関関係の検討、(3)マネーサプライと産出量、物価との長期均衡関係と VECM の推計、といったインフレの変動に関する基本的な定量分析を行う。最後に、分析結果などを踏まえて、中国のインフレの現状評価と先行き見通しなどを議論する。

---

\* 本稿の作成に当たっては、日本銀行の多くのスタッフから有益なコメントを頂戴した。特に岡寄久実子氏からは、起案段階から多くのアドバイスを頂いた。また、加藤涼氏、木村武氏、齋藤克仁氏、高橋巨氏、長井滋人氏、平田渉氏、渡辺賢一郎氏からは暫定稿に対する建設的なコメントを頂戴した。この場を借りて深く感謝の意を表したい。ただし、文中に残る誤りは、すべて筆者の責任である。また、本稿における意見などはすべて筆者の個人的な見解であり、日本銀行および国際局の公式見解を示すものではない。

\* 本稿に関する主たる連絡先、日本銀行国際局、Email: shinsuke.ooyama@boj.or.jp  
\* 日本銀行前国際局（現香港事務所）、Email: ryouta.kojima@boj.or.jp  
\* 日本銀行国際局、Email: shinya.nakamura@boj.or.jp

## 【要約】

本稿では、「改革・開放」政策が始まった 1978 年以降の中国の景気変動、特にインフレの変動に焦点を当てて、包括的な分析を行う。第 1 節で問題意識や本稿の構成を述べた後、続く 6 つの節では、中国におけるインフレ変動の概観（第 2～3 節）、インフレ変動のメカニズム分析（第 4～6 節）、分析のインプリケーション（第 7 節）を順に論じる。

まず、第 2 節と第 3 節では、先行研究の紹介やインフレ変動の要因分解などを通じて、1978 年以降のインフレ変動を概観する。中国は、1980 年、1985 年、1988 年、1994 年をピークとする 4 回のインフレ過熱を経験している。その原因としては、(1)価格統制が緩和・自由化されると、それまで低く抑えられてきた価格が一気に上昇するとともに、便乗値上げや買占めが発生することで、インフレ圧力が増嵩したこと、(2)「ソフトな予算制約」の下で国有企業や地方政府が拡張的な支出（投資拡大と賃金引き上げ）を行い、マネーサプライの増加につながったことを指摘する。

一方、1990 年代半ば以降をみると、インフレ率の高騰は観察されず、むしろ 1998～1999 年、2001 年末から 2002 年にかけて 2 回のデフレを経験している。インフレ率が高騰しなくなった背景には、(1)1990 年代半ばに価格統制の緩和・自由化が完了したこと、(2)1996 年末以降、国有企業改革の本格化に伴って国有企業の予算制約が「ハード」になったことが考えられる。そうした下で、前者のデフレ期には、「貸し渋り」や国有企業改革に伴う雇用者所得の圧縮といった負の需要ショックがデフレの主因となったとみられる。一方、2001 年末から 2002 年にかけては、供給力の拡大という正の供給ショックと原材料コストの低下が、デフレにつながった可能性が高い。

第 4 節～第 6 節の 3 つの節では、インフレ変動に関する基本的な定量分析を示す。第 4 節では、「景気の強弱」 産出物の需給環境 が価格変動に及ぼす影響を捕捉するという観点から、需給ギャップ 潜在 GDP と実際の実質 GDP の乖離率 を計測し、伝統的なフィリップス曲線を推計する。そこからは、(1)資本 1 単位当たりの電力消費量の循環的成分を資本稼働率とみなす鎌田・増田（2000）の「電力勘案型需給ギャップ」が中国の需給ギャップとして相対的に望ましい性格を持つこと、(2)1988 年や 1994 年をピークとする高インフレ期

では景気が過熱していた一方、1998～1999年のデフレ局面では景気が後退していたこと、(3)2002年半ば以降、景気の過熱が生じていないことなどを明らかにする。

また、産出物の価格には、「景気の強弱」だけではなく、生産要素の価格変動も影響を及ぼす。そこで、第5節では、生産要素の価格と一般物価との関係进行分析する。労働コストについては、「賃金が大幅に上昇すると、インフレ率が高騰する」というパターンが観察される。また、1997年以前には実質賃金が労働生産性を上回っていた一方、それ以降は実質賃金が低下しており、賃金の相対的な低さが1990年代半ば以降の低インフレ傾向につながったという仮説を提示する。中間投入財の価格については、(1)中間投入財のコスト変動が消費者段階のインフレ率にある程度影響を及ぼすこと、(2)近年、「川上」部門でインフレ圧力が上昇していることが分かる。

第4～5節の議論は、実体経済の変動がインフレ率に短・中期的に及ぼす影響を重視したものであり、貨幣の「量」と物価との関係を明示的に取り扱っていない。そこで、第6節では、第4～5節の議論を補完するため、マネーサプライ(M2)と実質GDP、CPIとの関係を実証的に分析する。その結果、(1)これら3変数の間に長期に安定した関係があること、(2)マネーサプライが長期的に経済活動から整合的な水準を上回る(マネーギャップが正になる)と、いずれインフレ率が上昇する　マネーサプライの水準がインフレ率に対して先行性を有することなどを示す。

最後の第7節では、分析のインプリケーションを総括している。その中では、(1)インフレ変動の要因分解や需給ギャップ、マネーギャップから判断すると、2004年末時点の中国経済はほぼインフレ中立的な状態にあること、(2)賃金の上昇圧力や中間投入財の価格上昇などを勘案すると、将来的にインフレ率が上昇するリスクがあることを指摘する。また、政策運営との関連では、(3)これまでのところ中国の政策当局は巧みなマクロ・コントロールを行ってきたと評価できること、(4)今後、金利操作を通じた政策効果の波及が高まっていく可能性があることを述べる。

## 1. はじめに

中国経済は、2003 年半ば以降、固定資産投資を中心に実質 GDP 成長率が前年比 +8% を超える高成長を続けている。また、マネーサプライや人民元貸出残高も、前年比 +14~25% という高い伸び率となっており、景気の過熱を指摘する論者の根拠となっている。一方、消費者物価指数 (CPI) をみると、2003 年半ば以降、前年比伸び率が上昇し、2004 年 7~8 月に前年比 +5.3% と一旦ピークを付けたものの、12 月には同 +2.4% と再びインフレ率が低下しており、インフレ率の変動をみる限り、景気が過熱しているとはいえない。このように、中国では、高成長と低インフレが両立しており、「景気の過熱度合い」を推し量るのが難しい状況にある。

本稿の目的は、中国の景気変動、特にインフレの変動について定量的な分析を行って、インフレの現状に関する理解に資することである。中国の景気変動のメカニズムについては、定性的な分析を示した先行研究が数多く存在する。一方、景気変動 特に関係成長とインフレとの関係 について、定量的な分析を示したものはあまり多くはない<sup>1</sup>。これは、(1)中国の統計の利用可能性が低いと考えられていること、(2)統計そのものの信頼性を巡る議論があること<sup>2</sup>、(3)経済構造や政策変更の影響を定量的にコントロールするのが難しいことなどを反映しているとみられる。しかし、近年、緩やかながらも統計の利用可能性が拡大しており、データの蓄積も進んでいる。また、統計の信頼性についても、ある程度の定量分析を行うことは可能との見解を示す識者が存在する<sup>3</sup>。さらに、実務的な立場から中国の景気変動を分析する場合、当局が公表する統計を用いないわけにはいかない。そこで、本稿では、中国当局が公表した統計を用いてインフレの変動に関する定量的な分析を可能な範囲で行う。

具体的には、まず、第 2 節で、「改革・開放」政策が始まった 1978 年以降のインフレ変動の特徴を先行研究と基礎的なデータから確認し、その後の定量的な分析の土台とする。第 3 節では、構造形 VAR (Vector Autoregression model、多

<sup>1</sup> 重要な例外が、Oppers (1997)、鍾 (1998)、Ha, Fan and Shu (2003)、Gerlach and Peng (2004) などである。

<sup>2</sup> 例えば、Young (2003) は、1978~1998 年の非農業部門の実質 GDP 成長率がデフレータの過小推計により 2.5% 程度過大に推計されていると主張している。また、Wang and Meng (2001) や Rawski (2001) も、実質 GDP 成長率が過大推計であると述べている。

<sup>3</sup> 代表例が Princeton 大学の Gregory Chow である。例えば、Chow (1993) は、中国の統計について、“I have found Chinese statistics, by and large, to be internally consistent and accurate enough for empirical work” と、肯定的な評価を示している。

変量自己回帰モデル)を用いたインフレ変動の分解を通じて、第2節で指摘した特徴の妥当性を検証する。第4節では、需給ギャップの計測と伝統的なフィリップス曲線の推計を通じて、「景気の強弱」とインフレ率との関係を整理している。第5節では、労働コストや原材料価格など要素価格と一般価格との関係に注目する。第6節では、マネーサプライと産出量、物価との関係を実証的に分析する。第7節は、結びとして、中国のインフレの現状評価や先行き見通しなどを議論する。

## 2. インフレ動向の鳥瞰

2004年の中国経済は、実質GDP成長率が前年比+9.5%、CPI上昇率が同+3.9%と、高成長と低インフレが並存する景気拡大を実現した。しかし、中国の歴史を振り返ると、こうした組み合わせが実現した時期は必ずしも多くない<sup>4</sup>。「改革・開放」政策が始まった1978年から1990年代半ばまでという計画経済としての性格が相対的に強い時期には、高成長と高インフレ、低成長と低インフレの組み合わせが交互に発生している(図表1)。小売物価指数(RPI)の前年比伸び率をみると<sup>5</sup>、1980年、1985年、1988年、1994年をピークとする4つのサイクルが観察できる。一方、市場経済化が進んだ1997年以降に注目すると<sup>6</sup>、実質GDP成長率が前年比+7%から同+9%台半ばの狭い範囲で推移する中、CPIやRPIの前年比伸び率が1998~1999年、2001年末から2002年の2度にわたり負になっている。そこで、まず、1978年から1990年半ばの4回の高インフレと1998年以降の動きについて先行研究に従って概観する。

### 2-1. 計画経済の下でのインフレ過熱のメカニズム

多くの先行研究において、1978年以降から1990年代半ばまでの高インフレの経験では、インフレの過熱をもたらした要因として、(1)価格統制の緩和・自由化と(2)地方政府や国有企業の拡張的な支出行動の2つが指摘されている。

<sup>4</sup> 中国人民銀行(2005)は、1978年以降のインフレ変動を概観したコラムを掲載している。

<sup>5</sup> 中国のCPIは1985年に開始されたため、それ以前のデータが存在しない。そこで、本節では、Brandt and Zhu(2000)やOppers(1997)など先行研究に従って、小売物価指数(RPI)をCPIの代理変数として用いる。

<sup>6</sup> 本稿では、樊(2003)や柯(2004)などに従って、「擱大放小」(大型国有企業の国有制を維持すると同時に、小さな国有企業を実質的に民営化する)政策を公式路線化した1996年10月(共産党第14回代表大会第4期全体会議)以降に、市場経済化が進んだと考えている。

## 2 - 1 - 1 . 価格統制の緩和・自由化

Oppers (1997) によると、1980 年をピークとするサイクルでは、(1)農産物の「政府公定価格」の大幅引き上げや一部の財に関する「政府指導価格」の導入という価格統制の緩和と<sup>7</sup>、(2)国有企業に経営権限の一部を委譲する改革の開始が、インフレ加速の原因となった。これらの改革により、農家の所得が大幅に増加するとともに、国有企業の投資が増加し、労働者の賃金も上昇した。その結果、総需要が急激に増加し、RPI の伸び率は 1978 年の前年比 +1% から 1980 年には同 +6% まで上昇した。

価格統制の緩和は、1980 年代半ば以降、「政府公定価格」、「政府指導価格」と「市場調整価格」が並存する二重価格制度（「双軌制」）の導入などにより本格的に進捗した。その過程では、折からの好景気にも後押しされてそれまで低位に規制されていた生活必需品の価格が大きく上昇し、1980 年代後半のインフレ率上昇の一因となった。Imai (1997) は、所得が増加した割には食料品生産が増加しなかったことが、「市場調整価格」の導入をきっかけに食料品価格が高騰した原因であると指摘している。特に 1988 年 4 月には、政府が食料品の「政府公定価格」を変更したことをきっかけに、価格自由化が一段と進むとの思惑が拡がり、消費者が耐久消費財の買い溜めを行った結果、インフレがさらに加速した。こうしたインフレ過熱を受けて、価格統制の緩和は 1988 年後半から 1989 年にかけて一旦凍結されたが、1990 年代初めには再び価格の自由化が進められ、1990 年代半ば以降、大方の財が「市場調整価格」で取り引きされている<sup>8</sup>。実際に価格統制の状況をみると、1985 年、1988 年、1992 年には、小売商品、農副産物とも、「政府公定価格 + 政府指導価格」の比率が低下し、「市場調整価格」の比率が上昇しており、前述の指摘と整合的である（図表 2）。

価格統制の緩和・自由化は、Gerlach and Peng (2004) が述べるとおり、その直後には、低位に規制されていた価格が市場の需給をバランスさせる水準まで上昇する中で、買占めなどの行動を誘発するため、インフレ率の急激な上昇につながる。しかし、中・長期的には、競争促進を通じて資源の最適配分を促し、企業のマージンも縮小することから、インフレ率の低下に資することになる。

<sup>7</sup> 「政府公定価格」は政府が価格を設定するものであり、「政府指導価格」(guided prices) は政府が価格の変動幅を定めるもの。後述する「市場調整価格」を合わせた 3 つの分類が中国の価格体系の基本的な分類となる。

<sup>8</sup> ただし、「市場調整価格」といっても、価格決定が完全に市場原理に委ねられているのではなく、政府がさまざまな方法で価格決定をコントロールしているといわれている。

## 2 - 1 - 2 . 地方政府や国有企業の拡張的な支出行動

1985年、1988年、1994年をインフレ率のピークとする3回のサイクルでは、政策決定の権限が中央政府から地方政府、企業に移譲される過程で、地方政府や国有企業間で投資や賃金の拡張競争が発生した結果、国全体で見れば総需要が膨張し、インフレが過熱したとの見方が一般的である。具体的には、1985年や1988年にかけては、収益分配や投資計画の決定権限が国有企業に移譲されたことを受けて、国有企業が賃上げと効率性を度外視した設備投資を行ったことが、景気過熱をもたらした。また、1994年の高インフレ期には、1992年1月の「南方講和」をきっかけに地方政府・国有企業間の投資競争が加速するとともに、国有企業が賃上げを行ったことから、需要超過に陥った（IMF（2004））。

このように地方政府・国有企業の旺盛な投資行動がインフレに直結する背景には、公有制経済の下の「ソフトな予算制約」がある<sup>9</sup>。樊（2003）は、「企業が持続的に赤字を出しつづけても、政府（または国有銀行）による事後的な補填によって倒産を免れるような場合、『ソフトな予算制約』に直面する」と述べている。「ソフトな予算制約」の下では、地方政府や国有企業は、常に投資や支出を拡張する強い意欲を持っている。このため、流動性や投資案件に対する制約が緩むと、直ちに支出拡大競争が生じて、国全体で見ればインフレが加速することになる。

Brandt and Zhu（2000、2001）は、そのメカニズムを次のように説明している。地方分権化（decentralization）の下で、銀行貸出の分配権限が中央政府から国有銀行に移管されると、国有銀行は生産性の高い非国有企業向けの融資を増やす。これが非国有企業の投資拡大と生産の増加をもたらして、国有企業の産出量に占めるシェアが低下する。ところが、中央政府は、国有企業の支出規模（特に設備投資や雇用者への支払い）の維持にコミットしているため、中央銀行貸出（貨幣発行）を原資とする国有銀行貸出を通じて、国有企業に赤字補填と規模維持に必要な資金を融資する<sup>10 11</sup>。同時に、地方政府も、中央銀行の地方支店に

<sup>9</sup> 鍾（1998、2003）は、地方政府・国有企業間の投資競争と景気・インフレとの関係を記述したモデルのサーベイを行っている。

<sup>10</sup> Brandt and Zhu（2000）は、1993年には、GNPの3%以上の金額が国有企業の収益補填に充てられたとしている。

<sup>11</sup> この結果、国有企業が総産出量に占めるシェアは低下しているにもかかわらず、設備投資や雇用者数に占めるシェアはあまり低下していなかった。



圧力をかけて<sup>12</sup>、国有企業の赤字補填や公共投資に要する資金を引き出す。この結果、国有銀行の貸出は中央政府が定めた限度額を超過し、マネーサプライが大幅に増加するため、景気が過熱しインフレが加速する。つまり、国有企業の予算制約が「ソフト」である場合、国の投資プロジェクトや国有銀行の貸出の総量に対する制約が何らかのきっかけで弱くなると、景気が過熱することになる（正の需要ショックが発生する）。

そこで、シニョレッジ、マネーサプライ（M2）、CPIの動きを比べると<sup>13</sup>、1990年代半ばまでは、シニョレッジがマネーサプライやインフレ率に先行して変動する傾向がある（図表3）。これは、上述のメカニズムと整合的である。

ここまでの2つの議論を踏まえると、1980年、1985年、1988年、1994年をピークとする高インフレ・エピソードでは、(1)価格統制の緩和・自由化が短期的には負の供給ショックとして作用した（インフレ率の上昇につながっていた）こと、(2)「ソフトな予算制約」の下でマネーサプライの増加という正の需要ショックが生じたこと、がインフレ過熱の原因であったと評価できる。

## 2 - 2 . 市場経済化が進む下での物価変動のメカニズム

中国では、1994年をピークとする高インフレ以降、インフレ率の高騰がみられていない。反対に、1998～1999年と2001年末から2002年の2回にわたってデフレを経験している。その主因とされるのが、国有企業・国有銀行改革など市場経済化に向けた取り組みの影響である。国有企業の改革は、1970年代から連綿と続いてきたが、1996年末以降、国有企業の民営化・株式会社化が加速した。こうした動きは、中央政府の国有企業に対するコミットメントの低下であり、国有企業の予算制約が「ハード」になる方向で作用する。その結果、非効率的な支出を行った国有企業が淘汰されて総供給の調整が進むとともに、マネーサプライの増加という正の需要ショックが生じなくなり、景気の過熱やインフレの加速が回避できるようになる。

<sup>12</sup> Ma (1995) は、中央銀行の地方支店が事実上地方政府にコントロールされていた背景として、(1)中央銀行は地方政府の同意なしには支店長を指名できなかったこと、(2)中央銀行の地方支店が、その地方の利益拡大に利する行為をすると、支店の幹部が昇進するなど、インセンティブ・メカニズムがあったことなどを指摘している。

<sup>13</sup> シニョレッジは、Brandt and Zhu (2000) に従ってM0の増加額（対名目GDP比率、ただし、トレンドを控除している）を代理変数とした。また、マネーサプライ（M2）は、前年からの増加額の対名目GDP比率（ただし、トレンドを控除している）を用いた。

事実、1996 年末以降、市場を通じた競争が厳しくなる中、国有企業の一部が淘汰されており、多くの企業は雇用削減を中心とするリストラに取り組んでいる。また、国有銀行改革は、銀行経営上の最優先課題を不良債権の抑制とすることにより野放図な貸出増加のメカニズムを断ち切り、景気過熱の回避に寄与している。

ただし、こうした「予算制約のハード化」は、インフレ沈静化につながっても、デフレの原因になるとは限らない。樊（2003）は、1998～1999 年のデフレについては、国有銀行の不良債権対策に端を発した「貸し渋り」により総需要の増勢が鈍化したことをデフレの原因としている。事実、1996 年後半から 2000 年にかけて銀行貸出の伸びが低下しており（図表 4）、銀行の融資姿勢の慎重化が貸出鈍化につながった可能性を示唆している。一方、2001 年末から 2002 年にかけてのデフレについては、樊（2003）、Feyzioglu（2004）は、経済全体の効率性改善や生産性の上昇がデフレをもたらしたと指摘している。実質 GDP を雇用者数で割り込んだ労働生産性をみると、1998 年以降、その趨勢が幾分上昇しており、正の供給ショックが生じていた可能性を示唆している（図表 5）。なお、Feyzioglu（2004）は、2 回のデフレに共通する要素として、原油などの原材料の価格低下と関税率の引き下げの影響も挙げている。

以上を総合すると、1996 年末以降、国有企業・国有銀行改革の本格化などを通じて正の需要ショックが生じにくい状況となっており、中国のインフレ変動のメカニズムがそれ以前と比べて変化している可能性が高い。

### 2 - 3 . CPI 前年比伸び率の品目別寄与度

最後に、CPI の品目別伸び率が入手できる 1994 年以降について、CPI 前年比伸び率の寄与度分解を試みる。なお、品目別のウェイトは、2004 年と 1995 年の 2 時点が明らかになっているので、大幅な統計改訂があった 2001 年以降は 2004 年と同じ、2000 年以前を 1995 年と同じと仮定した。その特徴点は以下のとおりである（図表 6）。

- (1) CPI、CPI 除く食料品とも、1997 年を挟んで前年比伸び率の動きが様変わりしており、インフレ変動のメカニズムの変化が示唆されている。
- (2) ウェイトが大きい食料品（2004 年 33.6%）の変動が CPI 全体の動きを規定している。例えば、2004 年央にかけて CPI の前年比伸び率が一旦上昇した

が、その主因は食料品価格の上昇であった。

- (3) 1994 年の高インフレでは、全ての品目の価格が上昇しており、正の需要ショックが生じていた可能性が示唆されている。

これらの特徴点は、いずれも 1997 年を挟んで中国のインフレ率の変動を規定するショックが変化している可能性を示唆するものである。そこで、次節では、その可能性を実証的に確認していく。

### 3 . 構造形 VAR を用いたインフレ変動の分解

本節では、インフレ率の変動がどのようなショックによって生じているかを解明するため、実質 GDP と CPI の 2 変数から構成される構造形 VAR を推計し、1980 年代末からのインフレ変動を需要ショックと供給ショックに分解することを試みる。

具体的には、Quah and Vahey (1995) や三尾 (2001) と同様、「需要ショックは産出量の変動に長期的には影響を及ぼさない」との仮定を識別制約として、インフレ率の変動を需要ショックと供給ショックに分解する。この手法を中国のデータに応用した事例としては、張 (2003) がある<sup>14</sup>。張 (2003) は、年次の GDP デフレータを月次分割したもので名目工業生産額を割り込んだ「実質生産量」と RPI を用いて月次の構造形 VAR を推計し、中国のインフレ変動には需要ショックが相対的に大きな影響を及ぼしていることを示している。ここでは、1987 年以降の実質 GDP と CPI の四半期データを用いて<sup>15</sup>、前節の議論を実証的に検討する。

まず、単位根検定と共和分検定により、実質 GDP と CPI が  $I(1)$  過程に従っており、かつ両者の間に共和分関係がないことを確認した。そのうえで、2 変数の差分の誘導形 VAR を推計し<sup>16</sup>、残差の共分散行列と需要ショックの産出量に対

<sup>14</sup> なお、張 (2003) によると、劉斌・張懷清「衝撃、経済波動及政策」『金融研究』(2002 年第 2 期) が四半期データを用いた構造形 VAR の推計を行っている模様である。ただし、張 (2003) は、彼らの分析が、(1)年初来累計ベースでの実質 GDP 成長率を用いているほか、(2)名目 GDP の欠損値を工業生産で補完しているなど、データの信頼性に劣るとしている。

<sup>15</sup> データは、1987 年第 1 四半期～2004 年第 4 四半期。実質 GDP、CPI とともに X12-ARIMA で季節調整をしている。なお、実質 GDP (四半期系列) の出所は別添参照。

<sup>16</sup> なお、VAR のラグ次数は、先験的に 3 期としている。ただし、ラグ次数を変更しても、分析結果にほとんど変化が生じない。

する長期中立性という識別制約により構造形 VAR を推計した<sup>17</sup>。そこから構造形 VMA に転換し、需要ショックと供給ショックを識別する。

図表 7 には、識別した 2 つのショックに対する実質 GDP と CPI の累積インパルス応答を示している。実質 GDP のインパルス応答は、需要・供給ショックとも理論が含意する符号条件を満たす一方、CPI は、供給ショックに対するインパルス応答が、短期的には負となっているが、長期的には正となっており、符号条件を満たしていない。しかし、分散分解の結果をみると（図表 8）、インフレ変動のうち需要ショックが説明する割合が、4 四半期先で 9 割以上、36 四半期先でも 7 割程度である。このため、CPI のインパルス応答が供給ショックに対する長期的な符号条件を満たしていないことが、インフレ変動の要因分解の解釈に及ぼす影響は限定的であると考えられる<sup>18</sup>。

識別されたショックからインフレ変動を要因分解すると（図表 9）、1994 年をピークとする高インフレの経験では、需要ショックがインフレ率を押し上げている。これは、「ソフトな予算制約」の下で生じた正の需要ショック（国有企業の投資拡大・賃金引き上げとそれを可能にするマネーサプライの増加）を捉えたものである。また、供給面のインフレ率も 1993 年から大きく上昇しており、1992 年の価格統制の緩和が短期的には負の供給ショックとして作用していたとの前節の評価と整合的である。

次に 1997 年以降をみると、大きな正の需要ショックが生じておらず、国有企業などの予算制約が「ハード」になった可能性を示唆している。また、2 回のデフレ・エピソードを比較すると、両者は質的に異なる。1998～1999 年のデフレ局面では、負の需要ショックがインフレ率を押し下げる主因となっている。この点は、「貸し渋り」がデフレの原因という樊（2003）の仮説を支持している。あるいは、国有企業のリストラの本格化が雇用者所得の圧縮という負の需要ショックとなった可能性も考えられる。一方、2001 年末から 2002 年のデフレ期には、供給ショックがインフレ率を押し下げており、正の供給ショック（経済全体の効率性改善など）がデフレの主因という見方を支持している。

以上の分析と第 2 節の議論から、(1)国有企業・国有銀行改革が本格化した 1996 年末を挟んで中国のインフレ変動を規定するショックが変化したこと、(2)近年、

<sup>17</sup> 推計方法は、間接最小二乗法。

<sup>18</sup> ここでの判断は、日本の消費者物価指数を分析した三尾（2001）に従った。

マネーサプライの増加という正の需要ショックが生じにくくなる中、供給力の拡大という正の供給ショックが生じていたため、近年、インフレ率が低位安定してきたことなどが明らかになった。これらの結果は、中国のインフレ変動について、1996 年末以降、計画経済特有の要素が後退し、市場メカニズムに規定される割合が高まっていることも意味する。そこで、次の 3 つの節では、市場経済にとって重要な分析課題 「景気の強弱」とインフレ率との関係、要素価格と一般物価との関係、マネーサプライと実体経済、物価との関係を順に議論していく。

#### 4 . 需給ギャップの計測とフィリップス曲線の推計

インフレ変動に関する基本的な分析のひとつが、「景気の強弱」の代理変数である需給ギャップ 潜在 GDP と実際の GDP の乖離率 を計測し<sup>19</sup>、それとインフレ変動との関係を分析することである。需給ギャップを計測する方法には、(1)マクロ経済の生産関数を用いた「生産関数アプローチ」と、(2)実質 GDP から趨勢的な変動を抽出する「時系列アプローチ」という 2 つがある。前者では、資本、労働、全要素生産性 (Total Factor Productivity、TFP) を要素とする生産関数を構築し、3 つの要素の平均として潜在 GDP を求めて、そこから実際の実質 GDP が乖離している度合いを需給ギャップとみなす。この方法では、どのような要素の伸びが潜在成長率を決めているかを判別することができる反面、資本や労働に関する統計の計測誤差が需給ギャップに大きな影響を及ぼす可能性がある。一方、後者の「時系列アプローチ」は、実質 GDP から潜在 GDP を直接計測する方法であり、資本や労働の計測誤差の影響は受けない点が長所である。しかし、(1)潜在 GDP の変動などに何らかの先験的な仮定を置かなければならない、(2)経済成長のメカニズムに関する情報を得られない、という欠点があるため、「生産関数アプローチ」を補完するものと考えられることが多い。

本節では、まず、1978 年以降の長期時系列を用いて、「生産関数アプローチ」のオーソドックスな需給ギャップと鎌田・増田 (2000) が提案した電力勘案型需給ギャップを計測し、両者のパフォーマンスを比較する。次に、1987 年第 1 四半期以降のデータを用いて「時系列アプローチ」の需給ギャップを計測し、

<sup>19</sup> 潜在 GDP には、1 国の経済が生産できる実質 GDP の上限と定義される場合と、平均的な実質 GDP と定義される場合がある。本稿では、後者の定義に従う。

四半期ベースに引き直した「生産関数アプローチ」の需給ギャップと合わせて、1980年代末以降のインフレ変動を振り返る。

#### 4 - 1 . 長期時系列の分析 : 「生産関数アプローチ」による需給ギャップの計測

##### 4 - 1 - 1 . オソドックスな需給ギャップの考え方

最初に、「生産関数アプローチ」を用いて資本の100%稼働とTFPの線形トレンドを仮定した「オソドックスな需給ギャップ」を計測する。

まず、Chow (1993) や Chow and Li (2002) に従って、資本と労働を生産要素とするコブ・ダグラス型のマクロ生産関数を仮定する。

$$Y = A \cdot L^\alpha \cdot (\gamma \cdot K)^{1-\alpha} \quad (1)$$

ただし、 $Y$ は実質GDP、 $A$ はTFP、 $L$ は労働投入量、 $K$ は資本ストック、 $\gamma$ は資本の稼働率(平均値を1とする)、 $\alpha$ は生産の労働弾力性である。要素市場の完全競争を仮定すると、 $\alpha$ は労働分配率に一致する。

(1)式の両辺の自然対数をとると、(2)式となる。

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln L + (1-\alpha) \ln(\gamma \cdot K) \quad (2)$$

(2)式の左辺から右辺の第2項と第3項を差し引いたものが、いわゆる「ソロー残差」( $\ln \bar{A}$ )である。

潜在GDPは、TFPを所与として、(3)式のように、労働、資本、資本稼働率の平均値(=1)を投入することで計算される。

$$\ln Y^* = \ln A + \alpha \ln L^* + (1-\alpha) \ln K \quad (3)$$

そして、需給ギャップは、実際の実質GDPと潜在GDPの乖離率である。

$$gap \cong \ln Y - \ln Y^* = \alpha(\ln L - \ln L^*) + (1-\alpha) \ln(\gamma) \quad (4)$$

この(4)式が需給ギャップの基本形である。

次に、需給ギャップの計測に用いる統計(年次データ)を整理する(統計の詳細については別添参照)。 $Y$ は実質GDP、 $L$ は就業者数を用いる。 $K$ は、Chow and Li (2002) に従って Chow (1993) のデータを延長した資本ストックである。

$\alpha$  は、Young (2003) を参考に<sup>20</sup>、1993～2003 年の平均労働分配率を用いた。

問題は、 $\gamma$  と  $L^*$  (あるいは  $\ln L - \ln L^*$ ) の計測である。前者については、直接的な統計が存在しない。鎌田・増田 (2000) が具体的に指摘しているとおり、 $\gamma$  が計測誤差を含んでいる場合でも、(1)  $\ln \gamma$  が平均的にゼロであり、(2) 真の TFP の成長率が一定であるとすれば、 $\ln \bar{A}$  を線形トレンドに回帰することにより TFP と需給ギャップを正確に計測できる。そこで、ここでは、(1) TFP の成長が線形トレンド  $t$  に従うこと ( $\ln A = \beta_1 + \beta_2 \cdot t$ 、すなわち  $\ln \bar{A} = \beta_1 + \beta_2 \cdot t + e_1$ ) (2)  $\gamma$  が常に 1 であること<sup>21</sup>、を仮定する。

$L^*$  の問題は、就業者数が労働効率単位で計測した真の労働投入量の代理変数として適当であるか (平均的な労働投入量が計測できるか) というものである。この点について、丸川 (2002) は、(1) 「失業」の範囲が国際的な基準に比べて相当程度狭いこと、(2) 一時帰休者を「失業」としていないことなどを、中国の労働統計の問題として指摘している。事実、失業率と実質 GDP 成長率を比べると、1978 年以降、大きな景気変動が生じているにもかかわらず、失業率はほとんど変動していない。また、近年、都市部で失業問題の悪化が問題視されている割には、都市部の失業率はほとんど上昇していない。これらの点を踏まえると、就業者数は、中国の労働投入量の趨勢を捉えるものではあっても、労働需給の変動を正確に捕捉する物とはいいいにくい。つまり、就業者数は、労働投入量の代理変数として計測誤差を含んでいると考えられる。しかし、鎌田・増田 (2000) の指摘を踏まえると、(1)  $\ln L - \ln L^*$  が平均的にゼロであり、(2) 真の TFP が一定の成長率に従う場合、 $\ln \bar{A}$  を線形トレンドに回帰することで TFP と需給ギャップを正確に計測できる。そこで、ここでは、 $L^*$  (あるいは  $\ln L - \ln L^*$ ) の捕捉を試みず、 $L = L^*$  が常に成立すると仮定して、需給ギャップを計測する。

これらの仮定 (1) TFP の線形トレンド、(2)  $\gamma$  一定、(3)  $L = L^*$  は、オーソドックスな需給ギャップ  $gap^{orth}$  が  $\ln \bar{A}$  を線形トレンドに回帰した残差 (資本と労働の稼働率の変動) に等しいことを仮定したことを意味する。

$$gap^{orth} \cong \ln Y - \ln Y^* = e_1 \quad (5)$$

ただし、 $e_1 = \ln \bar{A} - \ln A$  である。

<sup>20</sup>  $\alpha$  として、Young (2003) が示した 0.60 (1978～1995 年平均の労働分配率) を用いても、需給ギャップの計測結果はほとんど変化しない。

<sup>21</sup> 中国の潜在 GDP や需給ギャップの計測を行った先行研究をみる限り、資本稼働率の変動を調整したものはない。

なお、Chow (1993) は、中国の TFP が「改革・開放」政策が始まる 1978 年以前には成長せず、その後は線形トレンドに沿って成長したと指摘している。これに従って、本稿の  $gap^{orth}$  の計測でも、TFP の線形トレンド  $t$  を 1970~1977 年が 0、1978 年以降は 1 ずつ増加する、と仮定している。

#### 4 - 1 - 2 . 電力勘案型需給ギャップの考え方

オーソドックスな需給ギャップでは、TFP の成長率一定を仮定して、ソロー残差に線形トレンドを当てはめることで、資本稼働率の変動がもたらす影響を取り除いた。ここでは、資本稼働率を電力生産量から直接的に推計し、需給ギャップの計測に用いることを試みる。

電力生産量やエネルギー消費量は、中央政府が直接捕捉した産出数量の統計である。Wang and Meng (2001) によれば、(1) 地方政府には産出量を水増しして中央政府に報告するインセンティブがあるため、地方政府の報告を原データとしていないこと、(2) 価格指数でデフレートせず、直接的に物理的な数量を捕捉したこと、を満たす統計は、信頼性が相対的に高い。エネルギー関連の統計はこれらの条件を満たしている。

電力統計を用いて資本稼働率を捕捉することを提案したのは、日本の需給ギャップを分析した鎌田・増田 (2000) である。彼らの基本的な着想は、資本 1 単位に必要な電力消費量は、産業構造などに規定されて安定的に推移する一方、資本や労働の稼働率は循環的に変動すると考えられるため、単位当たりの電力消費量から循環的な成分を取り出せば、それを稼働率の代理変数とみなすことができるというものである。

ここでは、中国の電力生産量を資本ストックで直接割り込んで、資本 1 単位当たりの電力消費量を計算し、そのうち潜在 GDP に見合う趨勢的な成分が線形トレンドに従うと仮定する。すなわち、

$$ELEC / K = \mu_1 + \mu_2 \cdot t + e_2 \quad (6)$$

ただし、 $ELEC$  は電力生産量である。

潜在 GDP に見合う単位電力消費量  $\mu_1 + \mu_2 \cdot t$  は、経済全体の省エネルギー化が進むと、下方トレンドを持つ一方、電力多消費型の産業が増えれば、上方トレンドが生じる。また、石炭から電力へのエネルギーの代替や家庭へのエアコン



の普及が進んだ場合などでも、上方トレンドが生じると考えられる。事実、 $ELEC/K$  をみると（図表 10）、1970～1977 年まで横這いとなった後、下方トレンドを辿り、1999～2001 年を底に上昇している。そこで、 $\gamma^{elec}$  の推計では、(1)1970～1977 年が 0、1978 年以降 1 ずつ増加する  $t_1$  と、(2)1970～2001 年が 0、2002 年以降 1 ずつ増加する  $t_2$ <sup>22</sup>、という 2 つの線形トレンドを仮定する。なお、就業者数の「実働」割合が上昇すると、資本 1 単位当たり電力消費量も増えるはずである。このため、 $\gamma^{elec}$  は、資本のみならず、労働力の「稼働率」もある程度捕捉していると考えられる。

電力生産量を勘案した資本稼働率  $\gamma^{elec}$  は、(7)式から計算できる。

$$\gamma^{elec} = (\mu_1 + e_2) / \mu_1 \quad (7)$$

$\gamma^{elec}$  の計測誤差がないとすれば、 $\gamma^{elec}$  を勘案したソロー残差をそのまま線形トレンドを仮定することなく  $TFP(\ln \bar{A} = \ln A)$  とみなすことに問題はない。また、オーソドックスな需給ギャップと同様、 $L = L^*$  が常に成立すると仮定する。これらを前提とすると、電力勘案型需給ギャップ  $gap^{elec}$  は、需給ギャップの定義式である(4)式の第 2 項 資本稼働率  $\gamma^{elec}$  の自然対数値に生産の資本弾力性  $1-\alpha$  を乗じたものに等しくなる。

$$gap^{elec} \cong \ln Y - \ln Y^* = (1-\alpha) \ln \gamma^{elec} \quad (8)$$

また、(8)式は、(7)式と組み合わせると、(9)式に展開できる。

$$gap^{elec} \cong (1-\alpha) \ln((\mu_1 + e_2) / \mu_1) \quad (9)$$

(5)式と(9)式を比較すると、2 つの需給ギャップの違いが分かる。すなわち、 $gap^{orth}$  は、ソロー残差から需給ギャップに相当する循環的な成分を抽出している一方、 $gap^{elec}$  は、資本 1 単位当たりの電力消費量を原データとしており、実質 GDP と  $L$ （就業者数）の変動を直接的には勘案していない。このため、実質 GDP や労働統計の計測誤差が電力消費量に比べて大きい場合には、 $gap^{elec}$  が  $gap^{orth}$  と比べてより正確な需給ギャップである可能性が高い。

<sup>22</sup>  $t_2$  の期間選択では、始点を 1999～2003 年のいずれかとし終点を 2004 年に固定した 2 点グリッド法を用いて、単位電力消費量のトレンドが屈折した時期を特定した。具体的な手法については、鎌田・増田（2000）を参照。

#### 4 - 1 - 3 .「生産関数アプローチ」による需給ギャップの比較

最後に、「生産関数アプローチ」で計測したオーソドックスな需給ギャップと電力勘案型需給ギャップを比較する。「景気の強弱」とインフレに及ぼす影響を捕捉するために需給ギャップを計測していることを勘案し、2つの需給ギャップについて、インフレ率の山・谷との一致性、時差相関の大きさ、伝統的なフィリップス曲線の当てはまりの良さなどを比べる。

第1に、CPI前年比伸び率との関係を比較すると、2つの需給ギャップとも、インフレ率と概ね一致して変動している(図表11)。ただし、CPI前年比伸び率の変動のうち、(1)4回の高インフレ、(2)2回のデフレ、(3)2004年の小幅プラスという3点に注目すると、電力勘案型需給ギャップはオーソドックスな需給ギャップと比べてより整合的な変動を示している。

第2に、需給ギャップとCPI前年比伸び率との時差相関を確認する(図表12)。同時点及び1年後のインフレ率との相関係数をみると、ともに電力勘案型需給ギャップはオーソドックスな需給ギャップを上回っている。

第3に、伝統的なフィリップス曲線を推計して、パフォーマンスをチェックする。フィリップス曲線の定式は、次のとおりである。

$$\pi_t = \theta_1 + \theta_2 \cdot \pi_{t-1} + \beta \cdot gap_t \quad (10)$$

ただし、 $\pi$ はCPIの前年比伸び率。需給ギャップは同時点と1年ラグ( $gap_{t-1}$ )の2つを試みる。サンプル期間は1970~2004年。推計方法はOLSである。

図表13が推計結果である。4つの組み合わせのうちオーソドックスな需給ギャップの1年ラグを用いたパターンは、 $\beta$ が有意でないなどパフォーマンスがやや劣る。しかし、残る3つのフィリップス曲線については、大きな違いはない。

これらの点を踏まえると、「生産関数アプローチ」による2つの需給ギャップのうち「景気の強弱」がインフレ変動に及ぼす影響を捕捉する代理変数としては、電力勘案型需給ギャップが相対的に望ましいと評価できる。この結果は、前述したとおり、電力勘案型需給ギャップが、(1)実質GDPや労働統計の計測誤差の影響を受けていないこと、(2)就業者の「実働」度合いをも反映できている可能性が高いことによるものと考えられる。そこで、以下では、「生産関数アプローチ」の需給ギャップとして電力勘案型需給ギャップ  $gap^{elec}$  のみを用いる。

電力勘案型需給ギャップのフィリップス曲線から求めた CPI 前年比伸び率の推計値をみると、誤差がやや大きいものの、実績値の変動を大方フォローしている(図表 14)。また、需給ギャップにかかるパラメータは有意に正である点は、インフレ率が「景気の強弱」( $gap^{elec}$ )と整合的に動いていることを示す。さらに、フィリップス曲線の誤差項の推移をみると、プラスの誤差項が目立つのは 1988 年と 1993~1994 年である。これは、この時期の高インフレが景気の過熱(正の需給ギャップ)のみならず価格統制の緩和・自由化とそれに伴う便乗値上げなどによるものであることを示唆している。一方、1990 年には誤差項が大幅なマイナスとなっている。この点は、同年にインフレが急速に沈静化した背景には、金融引締め(負の需要ショック)に伴う景気後退だけではなく、中央政府主導の価格統制の強化(Oppers(1997))があることを反映しているとみられる。

#### 4 - 2 . 1990 年代以降のインフレ変動 : 「時系列アプローチ」の併用

ここでは、1990 年代以降の動きに焦点を当てて、四半期ベースに引き直した電力勘案型需給ギャップと「時系列アプローチ」による需給ギャップを用いて「景気の強弱」とインフレとの関係を点検する。

##### 4 - 2 - 1 . 「時系列アプローチ」による需給ギャップの計測

まず、「時系列アプローチ」を用いて需給ギャップを計測する。「時系列アプローチ」で中国の需給ギャップを計測した先行研究には、Gerlach and Peng(2004)がある。彼らは、1982~2003 年の実質 GDP を用いて、(1)Hodrick-Prescott (HP) フィルター、(2)3 次多項式、(3)観察不能要素モデル (Unobservable Components Model) という 3 つの手法により需給ギャップを計測している。その結果、(1)いずれの需給ギャップも非常に相似しており、インフレ変動とも整合的であること、(2)フィリップス曲線の推計結果から構造変化や政策変更がインフレ変動に大きな影響を及ぼしている可能性が高いことを指摘している。

これに対して、本稿では、1987 年第 1 四半期~2004 年第 4 四半期の実質 GDP (自然対数値) のデータから、2 つの代表的手法である HP フィルターとバンドパス・フィルターで潜在 GDP を抽出し、そこからの乖離率として需給ギャップを計測する。HP フィルターでは、景気循環の周期を定めるスムージング・パラメータ ( $\lambda$ ) を先験的に仮定する必要がある。 $\lambda$  は、 $\lambda = 0$  であれば、潜在 GDP

と実際の実質 GDP が等しくなり、 $\lambda \rightarrow \infty$  であれば、潜在 GDP は線形トレンドに従うことになる。Gerlach and Peng (2004) では、年次データとしての標準的な値である  $\lambda = 100$  (四半期データに換算すると  $\lambda = 1600$ ) を仮定している。この値は、Cooley and Prescott (1995) によれば、実質 GDP から 8 年未満の周期を持つ変動を除去したものを潜在 GDP とするパラメータの設定である。本稿では、中国の景気循環の周期が必ずしも明らかではない点を考慮して、 $\lambda$  について標準的な値である 1600 に加えて、先験的に定めた 160 と 16000 という 3 種類の値を試す。また、バンドパス・フィルターとしては、サンプル期間の両端の需給ギャップが計測できる Christiano - Fitzgerald 型フィルター (full sample asymmetric filter) を用いる<sup>23</sup>。

図表 15 ~ 16 では、「時系列アプローチ」で計測された 4 つの需給ギャップについて、「生産関数アプローチ」と同様、パフォーマンスを比較している。その結果、インフレ率の山・谷との一致性、時差相関の強さ、伝統的なフィリップス曲線のパラメータの有意性のいずれにおいても<sup>24</sup>、バンドパス・フィルターで計測した需給ギャップ (以下、バンドパス型需給ギャップ) のパフォーマンスが優れている。そこで、以下の分析では、「時系列アプローチ」の需給ギャップとして、バンドパス型需給ギャップ  $gap^{bpf}$  のみを用いる。

#### 4 - 2 - 2 . 近年のインフレ変動の特徴

次に、四半期ベースの電力勘案型需給ギャップ  $gap^{elec}$  を推計する。具体的には、年次ベースと同様、電力生産量を資本ストックで割り込んだ単位電力消費量を、1970 年第 1 四半期以降 1 ずつ増加するトレンドと 2002 年第 1 四半期以降 1 ずつ増加するトレンドで回帰して<sup>25</sup>、残差を需給ギャップとみなす。念のため、 $gap^{elec}$  を用いてフィリップス曲線を推計すると、 $gap^{elec}$  にかかるパラメータは符号条件を満たし、有意である (前掲図表 16)。

こうして求めた  $gap^{elec}$  と  $gap^{bpf}$  を CPI 前年比伸び率と比較すると (前掲図表 15 の中段パネル) 以下の特徴が観察できる。

(1) 1988 年や 1994 年をピークとする高インフレ期には、景気の過熱 (正の需給

<sup>23</sup> 推計の条件設定は、Eviews Version 5 のデフォルトに従った。

<sup>24</sup> 四半期ベースのフィリップス曲線の推計では、OLS とともに、誤差項の系列相関を勘案して誤差項の 1 階の自己相関を仮定した最尤法を用いた。

<sup>25</sup> 後者の期間選択は、年次ベースと同様、2 点グリッド法により、2001 年第 1 四半期から 2002 年第 2 四半期の間で始点を特定した。

ギャップの拡大)が生じていた。

- (2) 1990年代半ば以降の2回のデフレ期のうち、1998～1999年については景気の後退(負の需給ギャップ)が目立つ一方、2001年末から2002年にかけては需給ギャップがゼロ近傍に止まっている。これは、後者のデフレにおいて、需給ギャップで捉えにくい要因(原材料コストの低下など)がより強く作用した可能性を示唆している。
- (3) 2002年半ば以降、需給ギャップはほぼゼロ近傍にある。マクロ的にみれば、この時期には需要の高い伸びに見合って供給力が拡大していたことになる。
- (4) 2003年半ばからのインフレ率上昇は、景気全体の過熱を反映したものでなく、一時的なショックによるものである。

なお、 $gap^{elec}$ 、 $gap^{bpf}$  いずれでも、フィリップス曲線の推計において誤差項に強い系列相関が観察されている(前掲図表16)。この点は、推計において何らかの変数が欠落している可能性を示唆している。換言すれば、原油価格の変動や制度変更など「景気の強弱」以外の要素が中国のインフレ変動に影響を及ぼしていると解釈できよう。この点は、続く第5～6節で検討する。

## 5. 要素価格の変動と一般物価

インフレ変動に関するもうひとつの基本的な分析アプローチが、要素価格の変動に注目するものである<sup>26</sup>。理論的には、企業が利潤を最大にするためには、

---

<sup>26</sup> 前節で行った需給ギャップの計測と伝統的なフィリップス曲線の推計は、データの当てはまりが比較的良好であるため、多くの国・地域で適用されている。しかし、伝統的なフィリップス曲線は、インフレ率と需給ギャップの関係が「経験則」に過ぎず、その背後にある経済主体の行動様式が明らかではない(ミクロ的な基盤を持たない)など、幾つかの弱点を持っている。このため、近年、欧米の学界や中央銀行では、企業の利潤最大化行動から導出されたニューケインジアン・フィリップス曲線(New Keynesian Phillips Curve、以下NKPC)が標準的な分析ツールとなっている(鶴飼・鎌田(2004)、加藤・川本(2005))。

NKPCの典型的な定式は、以下のとおりである。

$$\pi_t = E_t \pi_{t+1} + \phi \cdot rmc_t$$

ただし、 $rmc$ は実質限界費用の均衡からの乖離率。実質限界費用は、企業が生産を1単位増やすときに追加的に必要となる名目費用を一般物価で実質化した(除した)もの。

上式から明らかとなっており、NKPCでは、伝統的なフィリップス曲線とは異なり、期待インフレが「今期時点の来期のインフレ率の予測」を、経済の均衡状態からの乖離を実質限界費用の均衡からの乖離率で捕捉している。

NKPCの実証研究は既に多くの国・地域を対象に蓄積されており、中国についてもHa, Fan and Shu(2003)がNKPCを推計している。ただし、(1)既述のとおり、国有企業改革が本格

財の価格を 1 単位の財の生産に要する名目限界費用にマークアップ率を乗じたものに設定することが望ましい。中国経済にこうした理論に立脚するモデルをそのまま当てはめてよいのか疑義があるが、「経験則」的には、生産要素の価格が上昇すれば、財価格の加重平均である一般物価もいずれ上昇するはずである。そこで、以下では、労働力の価格である実質賃金と中間投入財の価格である原材料価格に注目する。

## 5 - 1 . 実質賃金の変動

初めに、単位労働コスト (ULC、総人件費を実質 GDP で除したもの) と CPI の前年比伸び率を比較する。図表 17 をみると、1990 年代半ばまでの 4 回の高インフレ期には、いずれも ULC の伸び率が大幅に上昇しており、賃金の引き上げがインフレ過熱のきっかけとなったという指摘と整合的である。また、1990 年代半ば以降の 2 回のデフレを比較すると、1998 ~ 1999 年には国有企業改革の本格化を反映して ULC が低下する一方、2002 年には ULC は小幅のプラスとなっており、2 つのデフレ期の違いを示している。

価格と名目賃金 ( $W$ ) が伸縮的に動く (瞬時に調整される) 世界では、労働市場で完全雇用が達成されて、実質賃金 ( $W/P$ 、 $P$  は一般物価の水準) が労働の限界生産性に常に一致する<sup>27</sup>。しかし、名目賃金が粘着的であると、何らかのショックで実質賃金は労働の限界生産性から乖離することがある (両者の乖離を「実質賃金ギャップ」と呼ばれる)。仮に実現した実質賃金が労働の限界生産性を下回っている (実質賃金ギャップが負である) と、企業収益の増加を通じて、インフレ率には低下圧力が、賃金上昇率には上昇圧力が生じる。

この点を念頭に、中国の実質賃金ギャップを計測する。具体的には、木村・古賀 (2005) に従って、労働生産性 ( $Y/L$ ) のトレンドを労働の限界生産性の代理変数として<sup>28</sup>、それからの実質賃金の乖離を実質賃金ギャップとする。計測

---

化する 1997 年以前では、企業 (特に国有企業) が利潤最大化行動を行っていたとはいえない。 (2)NKPC の推計に用いる一般化積率法 (GMM) に必要な標本数 (少なくとも 100 程度) の確保が難しい。これらの点を考慮し、本稿では、NKPC の推計を見送り、実質限界費用を構成する要素価格の変動を分析するのに止めることにした。

<sup>27</sup> ここで示した概念的な説明は、木村・古賀 (2005) に従う。

<sup>28</sup> 線形トレンドとしては、(1)1978 年以降 1 ずつ増加するものと、(2)国有企業改革の本格化が労働生産性に及ぼす影響を勘案し、1997 年以前が 0、それ以降が 1 ずつ増加するものという 2 つを仮定した。

された実質賃金ギャップをみると（図表 18）、1978～1996 年には正のギャップが、1997～2003 年には負のギャップが観察される。すなわち、国有企業改革が本格化する 1997 年以前には、実質賃金が労働生産性の限界生産性を上回る水準に設定されており、インフレ率を押し上げる方向で作用していた。一方、1997 年以降には、実質賃金が労働の限界生産性を下回っている。これは、インフレ率を低く抑える方向で作用するとともに、実質賃金を労働生産性に見合う水準になるまで名目賃金を押し上げる圧力がかかっていることになる。

なお、1990 年代半ばには、(1)賃金総額の伸び率を税引き後利益の伸び率以内に抑える、(2)1 人当たり実質賃金の伸び率を労働生産性の上昇率以内に抑える、という 2 つの規制が国有企業に導入されていた（丸山（2002）、Yueh（2004））。しかし、その後、市場経済化が進む中で、そうした画一的な賃金決定スキームがどの程度残っているか必ずしも明らかではない。ただし、地域別の法定最低賃金や福利厚生費の一部は引き続き政府が定めている。また、国有企業などの賃金体系のうちボーナス部分は、企業や部門、個人いずれかの業績にある程度連動している模様であるが、固定給部分の決定には政府が相当程度関与しているとみられる<sup>29</sup>。さらに、国有企業については、利潤最大化ではなく企業の平均給与水準の上昇を目指す傾向が残っていると指摘されている。このため、今後、政府の賃金政策の変更などにより、労働生産性の動きとは無関係に国全体の実質賃金の変動する可能性がある。

## 5 - 2 . 原材料価格の変動

中国では、中間投入財の価格指標として次の 3 つの指数が注目される。第 1 が、生産に要する原材料やエネルギーの購入価格を加重平均した「原材料購買価格指数」（国家統計局）である。第 2 が、工業品の企業および消費者向け出荷価格を集計した「工業品出荷価格指数」（同）である。第 3 が、企業間の取引価格を捉えた「企業商品価格指数」（中国人民銀行）である。これらの指数の前年比伸び率をみると（図表 19）1998～1999 年、2001 年末から 2002 年の 2 回のデフレ期には、原材料価格が大幅に下落しており、Feyzioglu（2004）が指摘するとおり、これがデフレの一因となっていた可能性が高い。一方、2003 年から 2004 年半ばにかけては、世界的なエネルギー・素材市況の高騰を背景に前年比伸び

<sup>29</sup> 例えば、所管省庁のモニタリングを通じて賃金決定に介入することや、一般企業の固定給に公務員給与との連動部分を残すことなどが指摘されている。

率が一旦大きく上昇し、その後も高止まっている。

また、中間投入財を輸入している場合、輸入価格の変動も重要である。ただし、中国の輸出入物価指数は公表されていないため、ここでは、中村・川名・大島（2005）の試算値を用いる。彼らは、中国の輸出物価指数については香港の中国からの輸入物価指数と等しいと考えている。一方、中国の輸入物価指数については、素原材料の輸入物価を中国の最も「川上」に近い価格指標である原材料購買価格指数で、機械類とその他の雑製品の輸入物価を香港の中国向け輸出（再輸出）物価指数でそれぞれ代替し、輸入ウェイトで加重平均した試算値を構築している。それらの動きをみると（図表 20）、中国の輸入価格の前年比伸び率は、前述の 3 つの価格指数と概ね相似した動きをしている。また、輸出物価を輸入物価で除した交易条件を計算すると（図表 21）近年顕著に悪化している。この点は、貿易面からコスト上昇圧力が高まっていることを意味する。

中間投入財の価格指標と CPI との関連を捉えるため、1997 年以降のサンプルで前期比伸び率の時差相関係数を計測する。図表 22 をみると、原材料購買価格指数を除く 3 つの価格指数の前期比伸び率は CPI の伸び率と正の相関を示している。これは、中間投入財のコスト変動が消費者段階のインフレ率にある程度波及することを意味する。なお、原材料購買価格指数と CPI の伸び率の相関が負となったのは、季節調整の歪みである可能性もあるが、原材料購買価格指数に価格統制品目が相対的に多く含まれているためかもしれない。

## 6 . マネーサプライと産出量、物価との関係

前節までの議論は、実体経済の変動がインフレ率に短・中期的に及ぼす影響を重視したものであり、マネーサプライから物価へ直接波及するメカニズムは考慮に入れてこなかった。しかし、(1)日本銀行企画室（2002）が示すとおり、あらゆる経済活動が通貨により決済される以上、「経済全体に流通する通貨の総量」であるマネーサプライは、概念上、経済活動全体の動きを包括的に捕捉するものである。また、(2)長期的には「インフレは貨幣的な現象」との考え方が一般的である。さらに、中国経済については、(3)第 2 節でみたとおり、過去マネーサプライの増加が起点となる景気・インフレの過熱が観察されていた。これらの点を勘案し、本節では、中国におけるマネーサプライと産出量、物価との関係を実証的に検証する。



## 6 - 1 . 分析の前提となる議論

マネーサプライが景気・インフレ動向の分析対象として有用になるためには、(1)マネーサプライと産出量、物価との間に長い目でみて安定的な関係があり、(2)マネーサプライが他の経済指標から得られない追加的な情報を有する必要がある。例えば、マネーサプライが経済活動との安定した関係から乖離した時に、マネーサプライ（あるいはそれに表象される流動性の水準）が経済活動に影響を及ぼすことが確認できる場合には、マネーサプライは有用な分析対象となる。

こうした問題意識から、中国のマネーサプライと経済活動の関係を分析した先行研究は少なくない。例えば、Hasan（1999）は、「交換方程式」に立脚する誤差修正モデルを用いて、(1)物価水準とマネーサプライが長期均衡関係にあること、(2)マネーサプライが物価水準の変動に強い影響を及ぼしていることなどを主張している。また、Chow and Shen（2004）は、物価水準と産出量、マネーサプライから構成される VAR を推計している。その結果から、(1)マネーサプライが変動すると、産出量がまず反応するが、それは短期で収束する、(2)物価水準の反応は遅れるものの長期間持続する、という結果を導き出している。鍾（1998）は、マネーサプライと実質工業生産、RPI を対象に時差相関係数の計測や Granger Causality テストなどを行い、マネーサプライから実質生産や物価水準への一方向の因果性がある可能性を示唆している。

## 6 - 2 . 長期均衡関係と VECM の推計

本節では、1987 年第 1 四半期～2004 年第 4 四半期のマネーサプライ（M2）、実質 GDP、CPI を用いて<sup>30</sup>、3 変数の長期均衡関係を取り込んだ VECM（Vector Error Correction Model、多変量誤差修正モデル）を推計する。

まず、最初に、3 つの変数が非定常過程であるかを検定する。ここでは、一般によく用いられる(1)ADF（Augmented Dickey – Fuller）テストと(2)PP（Phillips – Perron）テストのほか、(3)DF-GLS テスト（Elliot – Rothenberg – Stock の GLS 推計を利用した DF テスト）、(4)KPSS テスト（Kwiatkowski – Phillips – Schmidt – Shin テスト、定常過程であることを帰無仮説とする）を補完的に用いる<sup>31</sup>。検定では、

<sup>30</sup> いずれも、原系列の自然対数値を X-12-ARIMA で季節調整したものを用いている。

<sup>31</sup> DF-GLS テストや KPSS テストを用いる理由は、(1)サンプルが小さい場合、DF-GLS テストのパフォーマンスが ADF テストや PP テストを上回ること、(2)KPSS テストは、定常過程ながら非常に I(1)過程に近い系列を検出する点で ADF テストや PP テストに勝ることなど。

定数項のみを含む場合と定数項と線形トレンドを含む場合の 2 パターンを検討する<sup>32</sup>。その結果をみると、全ての検定において分析対象の 3 変数が非定常過程である<sup>33 34</sup> (図表 23)。

次に、これらの 3 変数の間に長期均衡関係(共和分)の関係があるかを Johansen の方法で検定すると、3 変数の間に 1 つの長期均衡関係が検出された<sup>35</sup>(図表 24)。そこで、3 変数の長期均衡関係を取り込んだ VECM を推計する。図表 25 の推計結果をみると、長期均衡関係を示す式のパラメータ、誤差修正項のパラメータとも、理論が含意する符号条件を満たし有意に推計されており、経済的に意味がある長期均衡関係が検出されている。これは、マネーサプライが経済活動と整合的な水準よりも過大(過小)であれば、いずれ実質 GDP や物価水準の上昇(低下)につながることを意味する。事実、マネーサプライの長期均衡からの乖離(マネーギャップ)とインフレ率を比べると、前者が後者に先行して変動している(図表 26)。両者の時差相関係数を計測すると、8 四半期先のマネーギャップとインフレ率との時差相関係数(0.75)が最も大きくなる。また、Granger の因果性テストを行うと、マネーギャップからインフレ率への一方向の因果性が確認できる。

この結果は、中国では、金利と需給ギャップとの関係(IS 曲線)に加えて、金融の「量」的变化が産出量や物価に影響を及ぼすメカニズムが存在することを示している。前述したとおり、中国では、短期金利の操作を起点とする金融政策の波及メカニズムが未だ発展途上であり、中国人民銀行の窓口規制や國務院の行政的措置など金融の「量」に直接的に働きかける手段が、政策手段の中核である。また、家計の金融資産の 8 割(2002 年、フロー・ベース)を現預金であるほか、企業の資金調達<sup>36</sup>の 7 割(同)が銀行借入であるなど、金融市場が極端な間接金融偏重の状態にある。これらを与件とすれば、マネーサプライと経済活動の長期均衡関係が保持されているとの結果は当然である。

以上から、中国ではマネーサプライ(より正確にはマネーギャップ)が景気・インフレ変動に関する 特に先行きを占ううえで 重要な情報変数である

<sup>32</sup> ラグ次数は、最大のラグ次数を Schwert (1989) により定めて、最長のラグ次数の t 統計量が有意になるまでラグ次数を減らしていく方法 (Ng and Perron (1995)) をとった。

<sup>33</sup> 定数項や線形トレンドに構造変化がある場合、定常過程を非定常過程と認識する可能性があるため、この結果には若干の留意が必要である。

<sup>34</sup> なお、結果は記載しないが、3 変数の差分が I(0)過程であることを別途確認している。

<sup>35</sup> 検定時に推計する VAR のラグは 3 に設定した。

と結論付けることができる。

### 6 - 3 . 市場経済化の進展が及ぼした影響

最後に、1997 年を挟んでマネーサプライと経済活動との長期均衡関係にどのような変化が生じたのかを確認する。具体的には、1996 年第 4 四半期を終点とするサブ・サンプルについて<sup>36</sup>、M2、実質 GDP、CPI の 3 変数 VECM を推計する。その結果をみると、フル・サンプルと同様、経済的に意味がある長期均衡関係が検出されている（図表 27）。

2 つの推計結果を比較すると、サブ・サンプルでは、実質 GDP と CPI の誤差修正項にかかるパラメータの絶対値がマネーサプライと比べて相当程度小さい。誤差修正モデルでは、誤差修正項にかかるパラメータ（負）の絶対値が大きいほど、長期均衡への収束が速いことを示す。この点を踏まえると、1996 年以前には、これらの 3 変数の中では主にマネーサプライの変動によって、長期均衡からの乖離・収束が生じていた可能性が高い。また、CPI の誤差修正項のパラメータの絶対値が小さいことは、価格統制が残る中、長期均衡からの乖離が価格変動（市場メカニズム）を通じて調整される程度が低かったことを反映しているかもしれない。翻ってフル・サンプルの結果をみると、誤差修正項のパラメータの絶対値はいずれも大きくなっており、ショックの調整速度が速まっていることを意味する。市場経済化の進展と考え合わせれば、近年、価格調整メカニズムを通じたショックの吸収能力が高まっていると解釈できる。このため、仮に中国経済に何らかのショックが生じたとしても、市場の機能が強まっている分、過去と比べれば景気やインフレに大きな変動が生じるリスクが相対的に減衰している。均衡状態からの大きな乖離が生じにくくなっており、経済全体の安定性が高まっている。と考えることができる。

## 7 . 結び

本稿では、中国経済を対象にインフレ変動に関する基本的な定量分析を包括的に示してきた。その概要は冒頭の【要約】に譲り、ここでは中国のインフレ変動について重要と考えられる論点を整理し、結びとする。

<sup>36</sup> 結果は記載しないが、フル・サンプルと同様、単位根検定を行って、3 変数が非定常過程であること、そして差分が I(0)過程であることを確認している。

### (インフレの現状評価)

第1の論点は、中国のインフレの現状評価(2004年末時点)である。まず、構造VARによるインフレ変動の要因分解をみると、1999年後半以降にみられた供給面からのインフレ下押し圧力がほぼ解消した状態にある。また、電力勘案型・バンドパス型需給ギャップとも、ほぼゼロ近傍にある。中間投入財の価格が上昇しているが、実質賃金ギャップがインフレ率を低く抑えている可能性がある。これらの点を総合すると、2004年末時点の中国はインフレ中立的な状態にあると評価できる。

### (インフレの先行き見通し)

第2の論点は、インフレ変動の先行き見通しである。「第10期全国人民代表大会第3回会議」(2005年3月5日~3月14日)で示された政府目標では、2005年のインフレ目標を「4%以内」としている。2005年の実質GDP成長率を政府目標である「8%前後」が実現すると、需給ギャップはほぼゼロ近傍で推移する。また、インフレ率に対して先行性を有するマネーギャップも、2004年末時点ではマイナスである。マネーサプライ(M2)が政府目標の「15%以内」を達成すれば、マネーギャップが正の方向に大きく膨らむとは考えにくい。このように、今後、中国の景気に大きな変動がなければ、インフレ率も落ち着いた動きを続けるとみられる。

ただし、以下の点は、中期的にインフレ率が上昇するリスクが存在することを示唆するものである。

まず、名目賃金の上昇リスクである。前述のとおり、名目賃金が大きく上昇した局面では、インフレ率が加速していた。足下をみると、都市部で失業率が高止まる中、有効求人倍率が緩やかに上昇しており、労働需給のミスマッチが強まっている(図表28)。また、近年、賃金上昇率の業種別格差が広がっている(図表29)。沿海地域では、経済発展による構造的な労働コストの上昇がみられている(2005年3月31日付『金融時報』に掲載された中国人民銀行研究局・専門課題チームのレポート)。これらの点は、高成長の下<sup>37</sup>、一部の職種や地域で労働需給が逼迫し、名目賃金が押し上げられるリスクを示唆している。

<sup>37</sup> Brooks and Tao (2003) と Brooks (2004) が提示した都市部失業者数の静学的分析モデルを用いた試算によると、仮に実質GDPが8%台半ばの高成長を続けられれば、国有企業のリストラと農村部からの労働力の流入の影響をかなりの程度吸収できる、との結果が得られる。

次に、エネルギーなど中間投入財の価格上昇がCPIに波及するリスクがある<sup>38</sup>。これまでは、一部の石油製品や電力などの価格は、政府の規制により市況対比低く抑えてきた。しかし、現在、そうした規制を撤廃し、原材料の価格変動を最終財に転嫁する方向で調整が進んでいる模様である。このため、将来的に「川上」部門のコスト上昇が「川下」部門にこれまで以上に波及する可能性がある。

最後に、財政支出が拡大する（正の需要ショックが発生する）リスクである。例えば、都市部と農村部の所得格差を是正するため、農村部で財政支出が増加する可能性があるほか<sup>39</sup>、Burdekin（2000）が述べるとおり、国有銀行への資本注入は、方法次第では財政支出の拡大となり得る。

#### （金融政策との関連）

第3の論点は、本稿の分析で明らかになった点が中国の政策運営とどのような関連を持つかである。まず、需給ギャップ、マネーギャップをみると、これまでのところ、中国の政策当局は巧みなマクロ・コントロールを行っているとは評価できる。

近年、多くの中央銀行は、実質金利を「景気中立的な金利」に対して上下に誘導することにより金融政策を運営している<sup>40</sup>。そこで、潜在成長率が「景気中立的な金利」に等しいと仮定して中国の実質金利ギャップを計測すると<sup>41</sup>（図表30）1992～1996年と2003～2004年には大きな負のギャップが観察されている。これらの時期には、低い実質金利が需給ギャップを正の方向に拡大させる方向で作用しており、貸出規制など金融の「量」を調整する手段が景気の過熱を回避するために必須であったと評価できる。その一方で、2004年10月29日に実施された貸出金利の上限規制の撤廃（商業銀行）・緩和（都市・農村信用社）は、

<sup>38</sup> 国家発展改革委員会は、インフレ率上昇のリスクを警戒して、2005年4月5日、関係先に対して、「CPIが前月比+1%または3か月連続で前年比+4%を超えた場合には、3か月以内に新たな値上げ措置を実施してはならない（3か月間は物価統制を行うこと）」という通達を発している（2004年5月9日に発出した通達と内容は同じ）。その中では、特に食料品、化学肥料、石油、石炭、鋼材などの商品価格の変化に加えて、生産財の価格高騰が「川下」製品に波及しないかを注視するように要請している。

<sup>39</sup> 2005年1月30日に発表された「中央1号文件」（最重要政策課題）は、農村部の支援策であった。

<sup>40</sup> 実質金利が「景気中立的な金利」を上回れば、実質金利ギャップが正になれば、金融環境は引き締めの的であり、正の需給ギャップを縮小させる。

<sup>41</sup> 「生産関数アプローチ」で求めた1995～2004年の潜在成長率は8%台半ばであるので、ここでは潜在成長率を8.5%と仮定する。実質金利は、名目貸出基準金利から期待インフレの代理変数としてCPI前年比伸び率を差し引いたものを用いる。

金利を通じた政策の波及メカニズムを強めることにつながる。今度、緩やかながらも、金利操作を通じた間接的な政策効果が強まっていくことが期待される。

（留意点と今後の課題）

最後の論点は、本稿の分析の留意点と今後の研究の方向性である。本稿は、中国当局が公表した統計を用いて、インフレ変動に関する基本的な定量分析を示したものである。このため、分析結果の信頼性は、元となる統計やサンプル期間の選択、統計そのものの精度などに左右される面がある。また、ここでの大方の分析は「経験則」に基づくものであり、家計や企業など経済主体の行動が記述できておらず、政策や制度、人々の「期待」の変化などによって観察された統計的な関係が崩れてしまう可能性がある。さらに、中国経済が経験している「計画経済から市場経済への移行」という構造変化の影響も、必ずしも調整できているわけではない。今後、統計の蓄積・利用可能性の拡大を待ちながら、これらの点を如何に改善していくかが、先行きの研究の方向性となろう。

以 上

## 【別添】本稿で用いた主な統計の概要

### (実質 GDP)

年次データの出所は CEIC。

四半期データは、1987 年第 1 四半期～1999 年第 3 四半期の指数系列 (1997 年 = 100) を <http://courses.nus.edu.sg/course/ecstabey/tilak.html> から入手した。それに国家統計局公表の実質 GDP の前年比 (出所: CEIC) を乗じることで、1999 年第 4 四半期以降の指数系列を試算した。季節調整値は、原系列 (自然対数値) を X-12-ARIMA で季節調整したもの。

### (消費者物価指数<CPI>)

年次データの出所は CEIC。

月次データは、「中国経済景気月報」(国家統計局公表)に記載されている CPI の前月比 (末季調系列) を用いて 2002 年 11 月を 100 とする指数系列を 12 か月分作成する。それに国家統計局が公表した CPI の前年比 (出所: Datastream) を乗じて、1987 年 1 月～2004 年 12 月の末季調の指数系列を試算する。季節調整値は、この末季調系列 (自然対数値) を X-12-ARIMA で季節調整したもの。

CPI 除く食料品  $CPI^{exfood}$  は、CPI 総合と CPI 食料品  $CPI^{food}$  から以下の式に基づいて算出した。

$$CPI^{exfood} = (CPI \cdot 100 - CPI^{food} \cdot w^{food}) / (100 - w^{food})$$

ただし、 $w^{food}$  は、CPI に占める食料品のウェイト。 $w^{food}$  は、国家統計局「關於我國價格統計工作和價格形勢的公告」(2004 年 6 月 15 日付)が明らかにした 2004 年 33.6%、1995 年 44.0%に基づいて、大幅な統計改訂があった 2001 年以降を 33.6%、2000 年以前を 44.0%と仮定した。

### (小売物価指数<RPI>)

年次データ、月次データとも、出所は CEIC。

### (労働投入量)

「中国統計年鑑」記載の就業者数 (年次データのみ、出所: CEIC)。ただし、1970～1989 年は就業者数 (総計)、1990～1997 年は Young (2003) に従って産業別就業者数の合計、1998～2003 年は就業者数 (総数) の前年比で接続したものとなっている。2004 年は、過去 5 年間 (1999～2003 年) の平均的な就業者数の増加率で延長した。

#### (資本ストック)

Chow and Li (2002) に従って、Chow (1993) のデータを延長した。

具体的には、まず、資本ストックの初期値を 1952 年の 2,213 億元に設定し、「純投資額」(“Accumulation”、<http://fbsstaff.cutyu.edu.hk/efkwli/ChinaData.html> から入手) を積み上げて 1953~1978 年の系列を試算した。「純投資額」は、名目値であるが、この期間、資本財価格が変化しなかったと仮定する。

1978~2003 年の系列については、実質 GDP から実質消費、実質純輸出(それぞれ名目値を RPI と実質 GDP デフレーターで割り引いたもの) を控除して「実質純固定資産形成額」を計算し、資本減耗を調整した前年の資本ストックと合計して、資本ストックのデータを延長した。その際の資本減耗率は、Chow and Li (2002) の手順に従って計算した平均的な資本減耗から 5% と仮定した。なお、2004 年は、過去 5 年間(1999~2003 年) の平均的な増加率から延長した。

四半期データは、年間の増加額を同額に四半期分割することで求めた。

#### (労働分配率)

「中国統計年鑑」各年版に記載された労働者報酬を名目 GDP で除したものを労働分配率とした。なお、「生産関数アプローチ」による需給ギャップの推計では、1993~2003 年の平均値(1995 年を除く)を用いた。

#### (電力生産量)

「中国統計年鑑」記載の電力生産量(出所:CEIC)。ただし、1996~2004 年の系列しか存在しないため、1985~1995 年の系列は電力消費量の前年比で、1970~1984 年の系列はエネルギー消費量の前年比で補完した。なお、1975 年のエネルギー消費量のデータは異常な動きを示しているため、1974 年と 1976 年の平均値で代替した。

四半期データは、1996 年第 1 四半期以降の系列が電力生産量、1995 年第 4 四半期以前の系列が電力消費量の年次データの増加額を四半期分割したものを原系列とした。季節調整は、X-12-ARIMA による。

#### (実質賃金)

名目賃金は、「中国統計年鑑」各年版に記載された年間平均賃金(出所はCEIC)。四半期ベースの名目賃金は、これを各四半期の伸び率が一定と仮定して四半期分割した。

実質賃金は、年次・四半期ベースとも、名目賃金を CPI(1984 年以前は CPI に接続した RPI) で割り込んだもの。



（労働生産性）

労働生産性は実質 GDP を労働投入量で除したものの。ただし、就業者数の計測誤差が大きい可能性があることから、ここでは、労働投入量の代理変数として、「中国統計年鑑」各年版に記載される総賃金（出所：CEIC）を前述の年間平均賃金で除した「雇用者数」を用いたもの。

（原材料価格）

国家統計局作成の原材料購買指数(1989年1月～)、工業品出荷価格指数(1997年1月～)、中国人民銀行作成の企業商品価格指数(1994年1月～)。いずれも出所はCEIC。

（マネーサプライ）

M0、M2とも出所はCEIC。四半期ベースのデータは、月次計数を四半期平均したもの。

（実質貸出金利）

年次ベースの実質貸出金利は、「中国統計年鑑」各年版に記載される貸出基準金利（年平均、出所：CEIC）からCPI前年比伸び率を差し引いたもの。

四半期ベースの実質貸出金利は、中国人民銀行の「金融政策実施報告」各四半期版に記載されている貸出基準金利からCPI前年比伸び率を差し引いたもの。

## 【参考文献<sup>42</sup>】

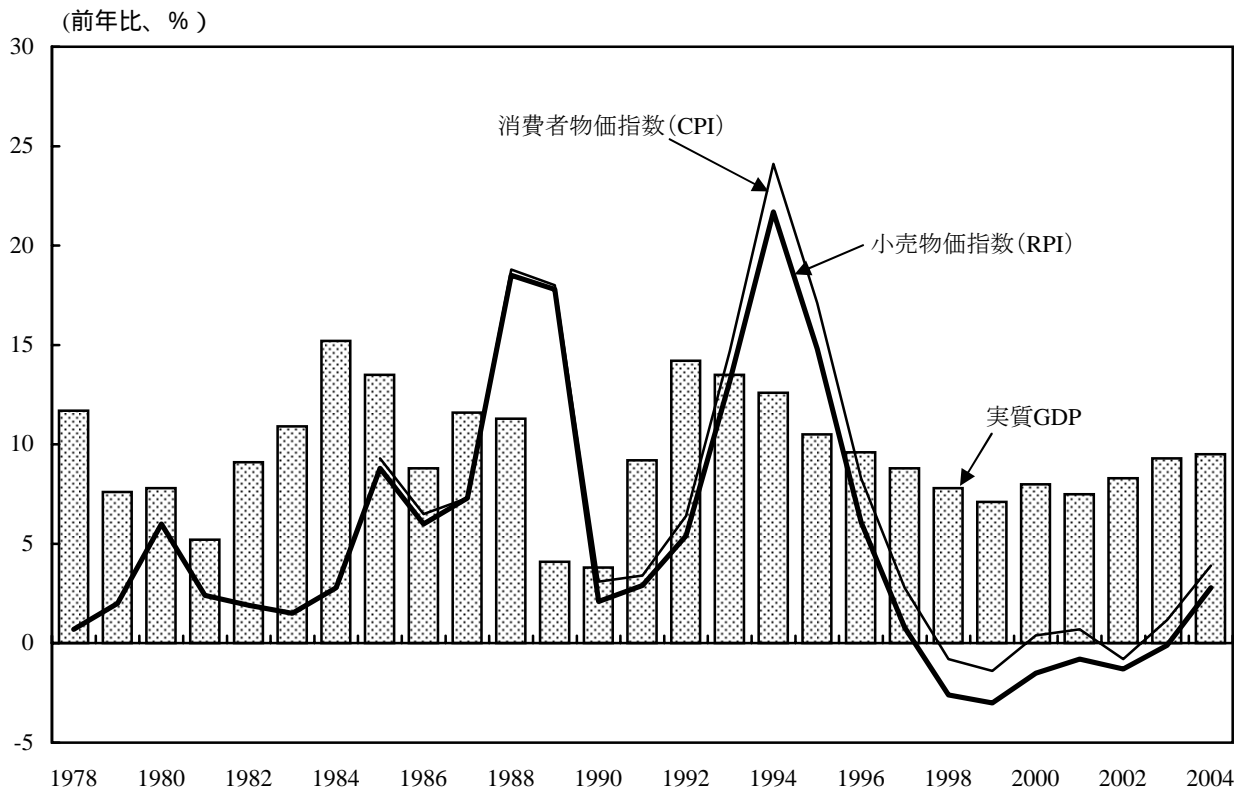
- 鵜飼博史、鎌田康一郎、「マネタリー・エコノミクスの新しい展開：金融政策分析の入門的解説」、*日銀レビュー*2004-J-8、2004年12月。
- 大橋英夫、『経済の国際化』（シリーズ・現代中国経済、第5号）、名古屋大学出版会、2003年2月。
- 加藤涼、川本卓司、「ニューケインジアン・フィリップス曲線：粘着価格モデルにおけるインフレ率の決定メカニズム」、*日銀レビュー*2005-J-4、2005年3月。
- 鎌田康一郎、増田宗人、「マクロ生産関数に基づくわが国のGDPギャップ 統計の計測誤差が与える影響」、*日本銀行調査統計局ワーキング・ペーパーシリーズ*00-15、2000年10月。
- 柯隆、「中国における国有企業民営化に関する考察」、『Economic Review』Vol.8 No.4、富士通総合研究所、2004年10月。
- 木村武、古賀麻衣子、「経済変動と3つのギャップ GDPギャップ、実質金利ギャップ、実質賃金ギャップ」、*日銀レビュー*2005-J-3、2005年2月。
- 鍾非、「中国のインフレーションに関する研究 インフレーションを軸とする経済分析」、博士号取得論文、京都大学、1998年8月。
- 、「改革後における中国の地方分権からの教訓 事実と理論」、『アジア経済』XLIV-8、2003年8月。
- 中国人民銀行、「中国金融政策実施報告（2004年第4四半期）」、2005年2月24日。
- 張艶、「構造型VARによる中国の物価変動分析」、『早稲田商学』第398号、2003年12月。
- 日本銀行企画室、「金融政策運営に果たすマネーサプライの役割」、2002年12月。
- 中村慎也、川名洋平、大島祐也、「中国の輸出入構造の特徴点」、未定稿、2005年5月。
- 樊綱、『中国 未完の経済改革』 関志雄訳、岩波書店、2003年。
- 丸山知雄、『労働市場の地殻変動』（シリーズ・現代中国経済、第3号）、名古屋大学出版会、2002年11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」、*IMES Discussion Paper Series, No.2001-J-9*、2001年3月。
- Brandt, Loren, and Xiaodong Zhu, “Redistribution in a Decentralized Economy: Growth and Inflation in China under Reform.” *Journal of Political Economy*, Vol.108, No.2, April 2000.
- and -----, “Soft Budget Constraint and Inflation Cycles: A Positive Model of the Macro-dynamics in China during Transition.” *Journal of Development Economics*, Vol.64, 2001.
- Brooks, Ray, “Labor Market Performance and Prospects” in “China’s Growth and Integration into the World Economy: Prospects and Challenges.” Eswar Prasad eds., *IMF Occasional Paper*, 232, 2004.
- Brooks, Ray, and Ran Tao, “China’s Labor Market Performance and Challenges.” *IMF Working Paper*, WP03/210, November 2003.

<sup>42</sup> データの出典は別添参照。

- Burdekin, C. K. Richard, "Ending Inflation in China: from Mao to the 21<sup>st</sup> Century." *Cato Journal*, 20, Fall 2000.
- Chow, C. Gregory, "Capital Formation and Economic Growth in China." *Quarterly Journal of Economics*, Vol.108, No.3, August 1993.
- Chow, C. Gregory, and Kui-Wai Li, "China's Economic Growth: 1952-2010." *Economic Development and Cultural Change*, No.51, October 2002.
- Chow, C. Gregory, and Yan Shen, "Money, Price Level and Output in the Chinese Macro Economy." mimeo, Princeton University and Peking University, November 2004.
- Cooley, Thomas, and Edward Prescott, "Economic Growth and Business Cycles." in *Frontiers of Business Cycle Research*, Thomas Cooley eds. Princeton University Press, 1995.
- Feyzioglu, Tarhan, "Price Dynamics in China" in "China's Growth and Integration into the World Economy: Prospects and Challenges." Eswar Prasad eds., *IMF Occasional Paper*, 232, 2004.
- Gerlach, Stefan, and Wensheng Peng, "Output Gaps and Inflation in Mainland China." Hong Kong Monetary Authority, April 21 2004.
- Ha, Jiming, Kelvin Fan, and Chang Shu, "The Causes of Inflation and Deflation in Mainland China." *Hong Kong Monetary Authority Quarterly Bulletin*, September 2003.
- Hasan, S. Mohammad, "Monetary Growth and Inflation in China: A Reexamination." *Journal of Comparative Economics*, No.27, June 8, 1999.
- Ho, Yip, Kin, and Albert K. C. Tsui, "Analysis of Real GDP Growth Rates of Greater China: An Asymmetric Conditional Volatility Approach." *China Economic Review*, No.15(2004)424-442, North-Holland, 2004.
- Hu, Zulu, and Mohsin S. Khan, "Why Is China Growing So Fast?" *Economic Issues*, No.8, IMF, April 1997.
- Imai, Hiroyuki, "Output-Inflation Tradeoff in China." *Developing Economies*, XXXV-2, June 1997.
- International Monetary Fund, "People's Republic of China: 2004 Article IV Consultation – Staff Report; Staff Statement; and Public Information Notice on the Executive Board Discussion." *IMF Country Report NO. 04/351*, November, 2004.
- Ma, Jun, "Macroeconomic Management and Intergovernmental Relations in China." *World Bank Policy Research Working Paper*, No.1408, January 1995.
- Ng, Serena, and Pierre Perron, "Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag." *Journal of the American Statistics Association*, 90, 1995.
- Oppers, S. Eric, "Macroeconomic Cycles in China." *IMF Working Paper*, WP97/135, October 1997.
- Perkins, Dwight, "Completing China's Move to the Market." *Journal of Economic Perspectives*, Vol.8, No.2, Spring 1994.
- Quah, Danny, and Shaun P. Vahey, "Measuring Core Inflation." *Economic Journal*, 105, 1995.
- Rawski, G. Thomas, "What is happening to China's GDP Statistics?" *China Economic Review*, No.12, 347-354, North-Holland, 2001.

- Schwert, G., "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation." *Journal of Business and Economic Statistics*, 58, 1989.
- Wang, Xiaolu, and Lian Meng, "A Reevaluation of China's Economic Growth." *China Economic Review*, No.12, North-Holland, 2001.
- Young, Alwyn, "The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China." *Quarterly Journal of Economics*, Vol.CXV, November 2000.
- , "Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People's Republic of China during the Reform Period." *Journal of Political Economy*, No.111, December 2003.
- Yueh, Y. Linda, "Wage Reforms in China during the 1990s." *Asian Economic Journal* 2004, Vol.18, No.2, 2004.
- Zhang, Tao, and Heng-fu Zou, "Fiscal Decentralization, Public Spending, and Economic Growth in China." *World Bank Policy Research Working Paper*, No.1608, May 1996.

(図表1) 実質GDP成長率とインフレ率



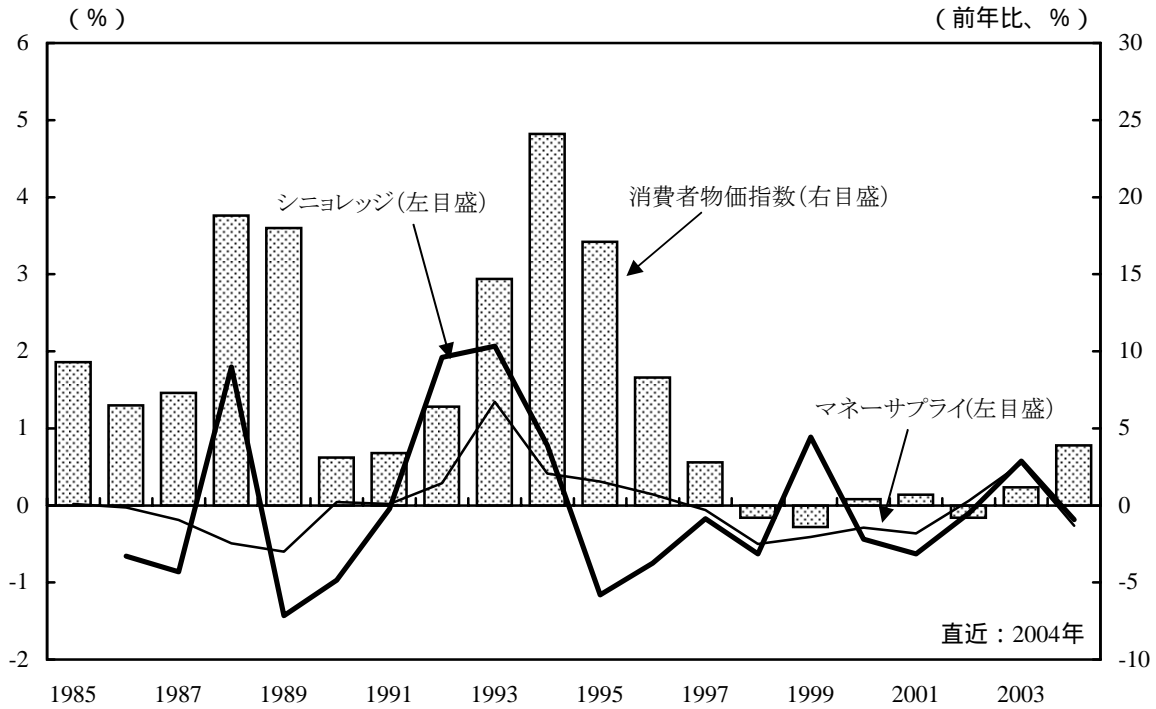
(図表2) 価格統制の緩和・自由化

(品目の構成比、%)

価格体系	1978	1984	1985	1988	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
<b>小売商品</b>												
政府公定価格 +政府指導価格	97.5	84.0	63.0	55.0	47.0	31.2	7.0	6.2	9.6	11.2	7.5	6.8
市場調整価格	2.5	16.0	34.0	45.0	53.0	68.8	93.0	93.8	90.4	88.8	92.5	93.2
<b>農副産品</b>												
政府公定価格 +政府指導価格	94.4	81.9	60.0	48.0	48.4	42.2	18.2	12.5	20.7	21.4	21.0	19.5
市場調整価格	5.6	18.1	40.0	52.0	51.6	57.8	81.8	87.5	79.3	78.6	79.0	80.5
<b>生産財</b>												
政府公定価格 +政府指導価格	100.0	-	-	-	63.6	54.3	26.2	18.9	20.0	22.1	18.9	18.4
市場調整価格	-	-	-	-	36.4	45.7	73.8	81.1	80.0	77.9	81.1	81.6

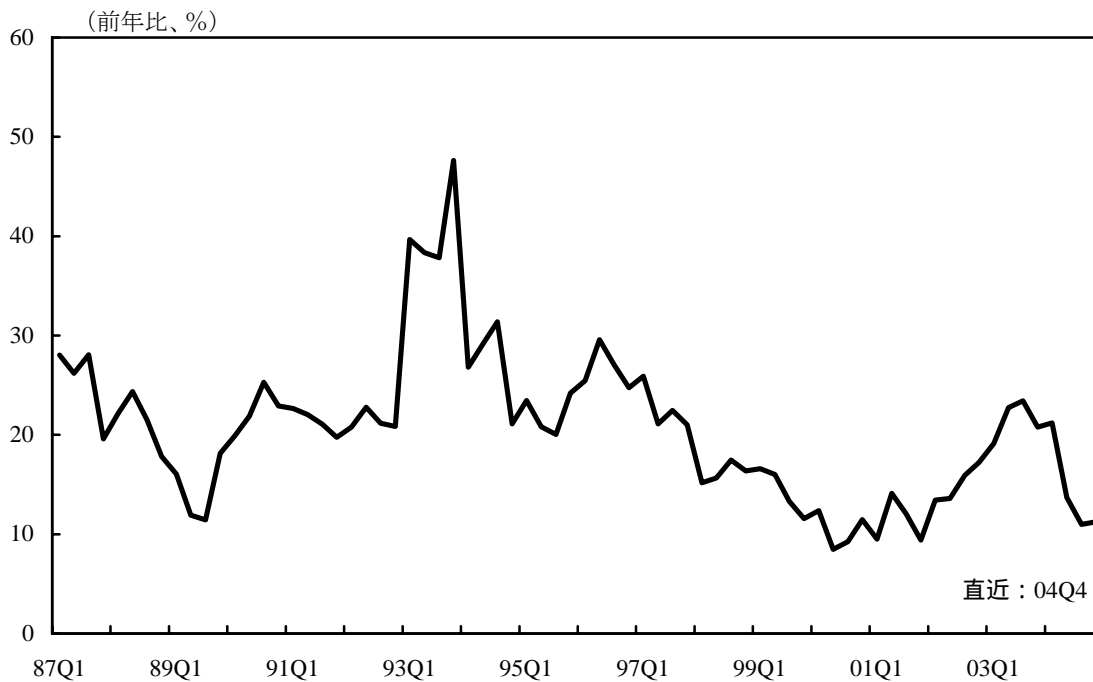
(出所) 大橋 (2003)

(図表3) シニョレッジ、マネーサプライ、インフレ率



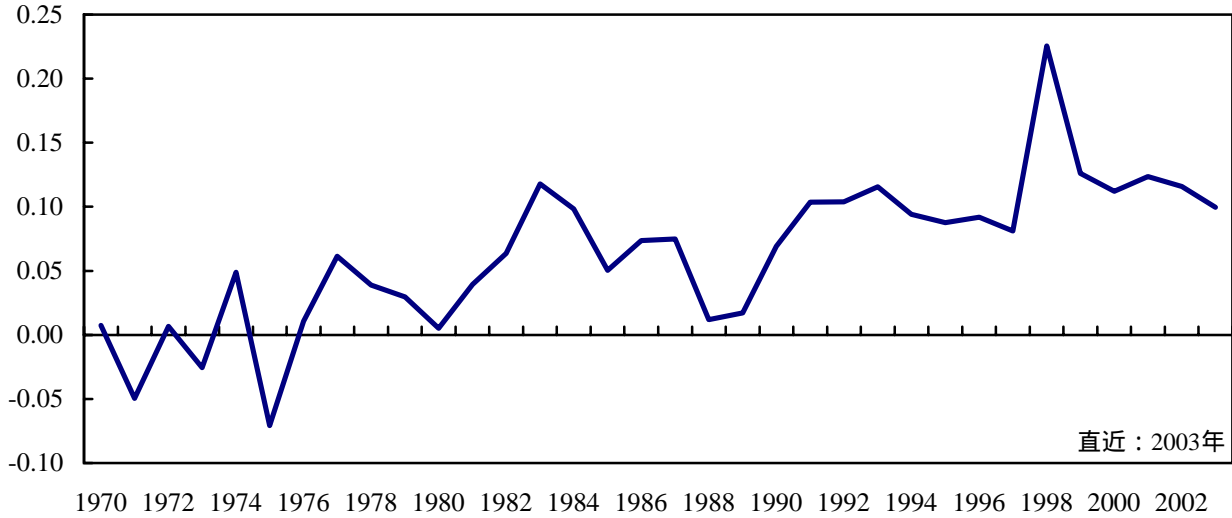
(注) シニョレッジは、M0の増加額の対名目GDP比率。  
 マネーサプライは、M2の増加額の対名目GDP比率。  
 なお、おのこのトレンドを除去している。

(図表4) 銀行貸出



### ( 図表5 ) 労働生産性

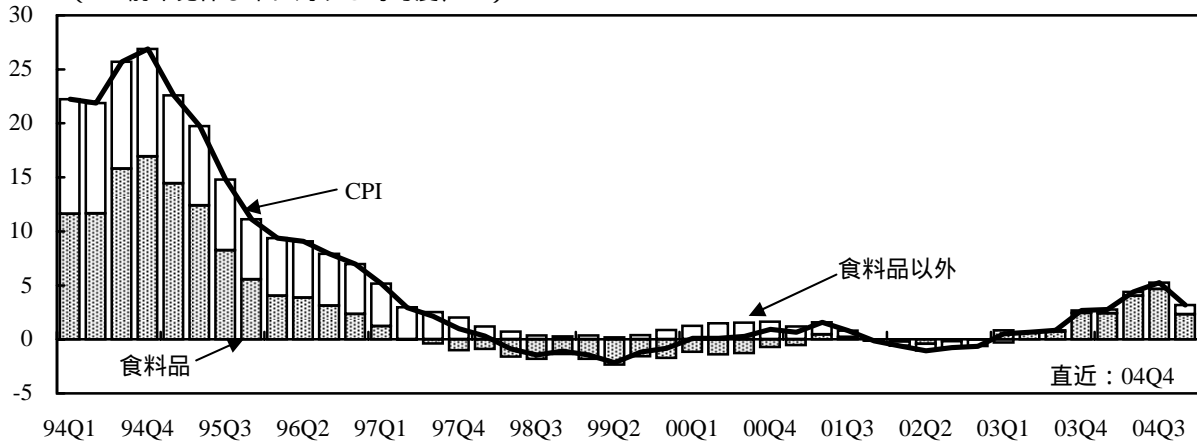
( 前年比、% )



( 注 ) 労働生産性は実質GDPを雇員数で割り込んで作成 ( この場合の雇員数は、総賃金支払から年間平均賃金を割り込んで計算 )。

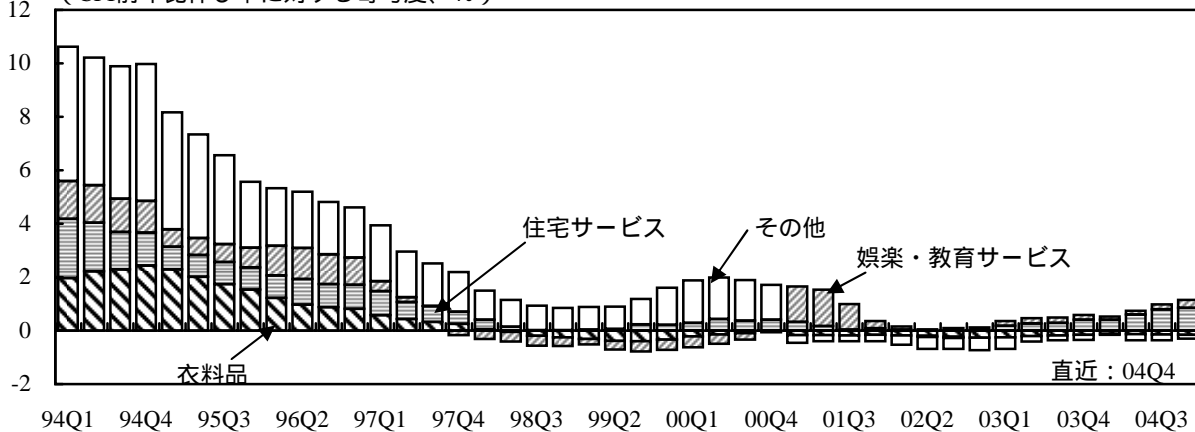
### ( 図表6 ) CPI前年比伸び率の寄与度分解

( CPI前年比伸び率に対する寄与度、% )



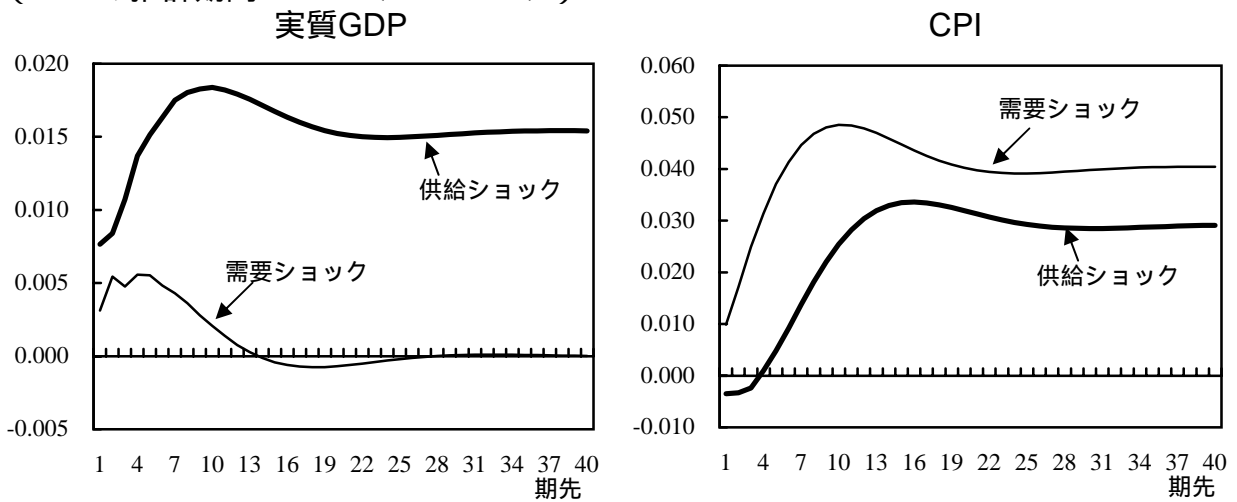
#### < 食料品以外の拡大図 >

( CPI前年比伸び率に対する寄与度、% )



(図表7) 累積インパルス応答

(VARの推計期間：1987Q1～2004Q4)



(図表8) 分散分解

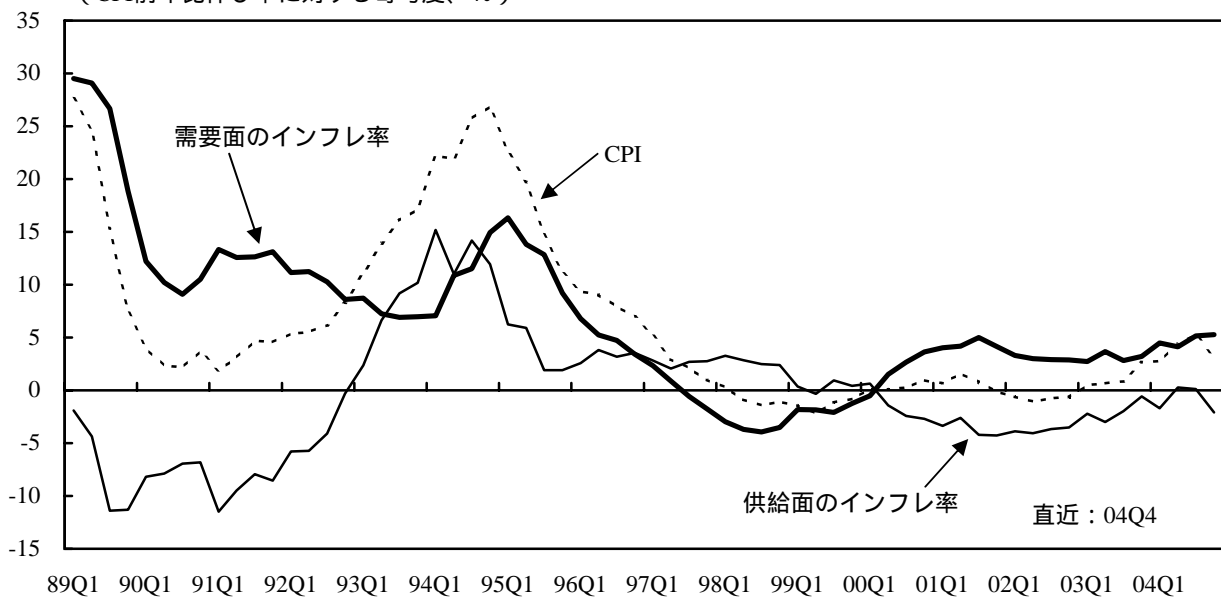
(VARの推計期間：1987Q1～2004Q4)

	実質GDP		CPI	
	需要ショック	供給ショック	需要ショック	供給ショック
1期先	14.2	85.8	88.9	11.1
4期先	18.1	81.9	91.1	8.9
8期先	18.2	81.8	76.4	23.6
12期先	19.9	80.1	70.0	30.0
24期先	20.1	79.9	69.6	30.4
36期先	20.2	79.8	69.6	30.4

(図表9) インフレ変動の要因分解

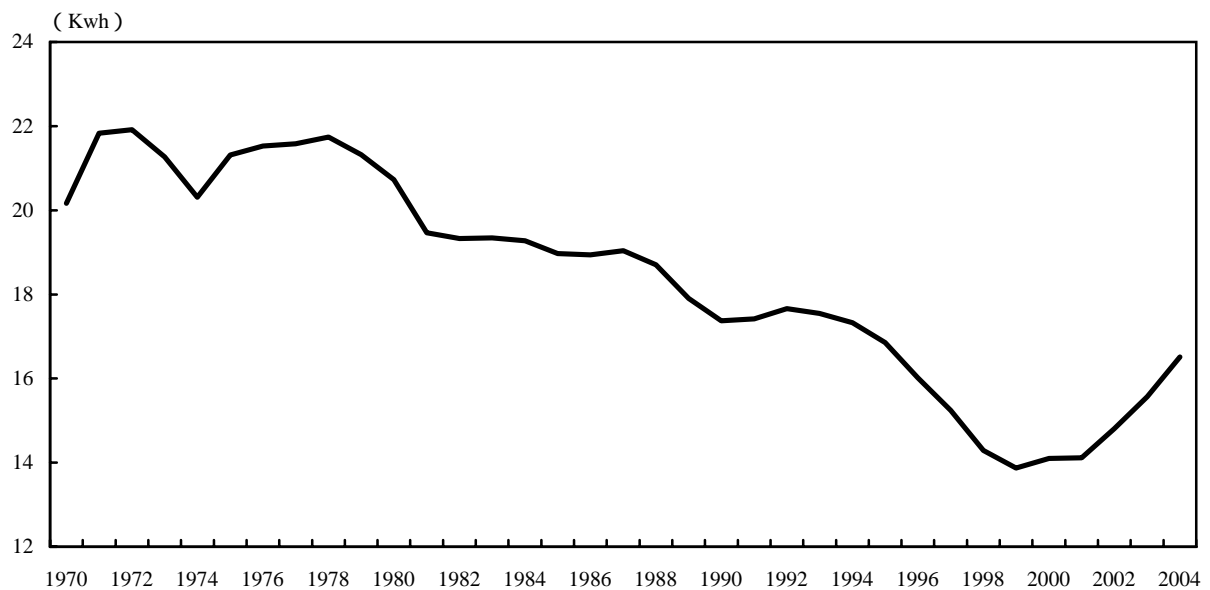
(VARの推計期間：1987Q1～2004Q4)

(CPI前年比伸び率に対する寄与度、%)



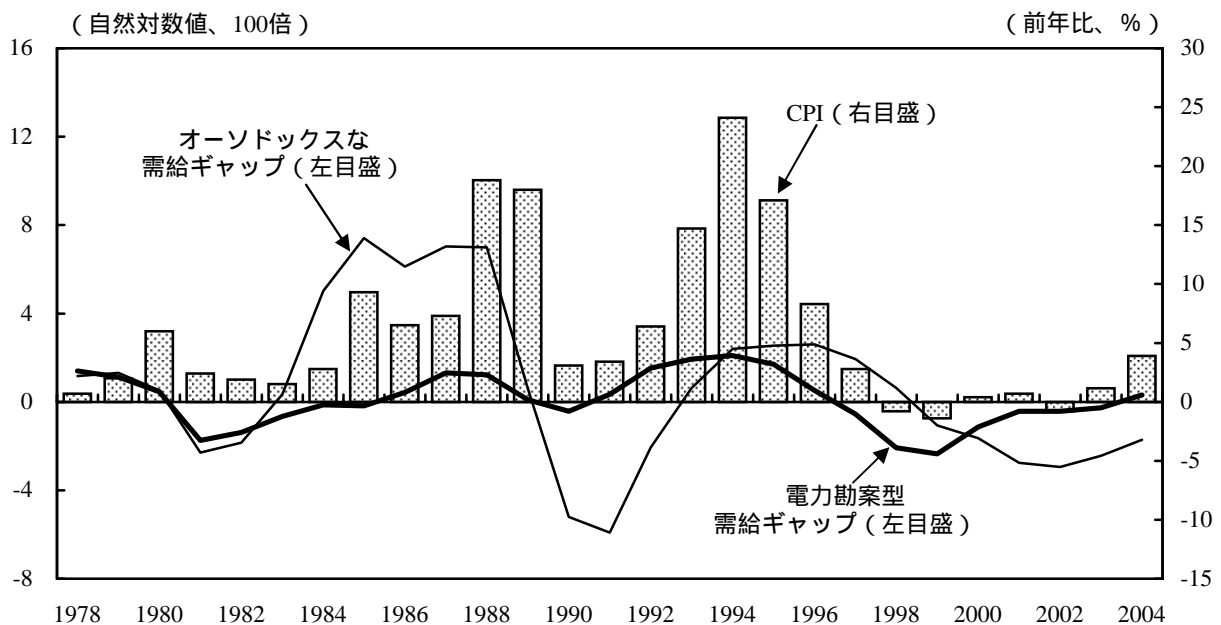


(図表10) 資本1単位あたりの電力消費量



(注) 単位電力消費量 = 電力生産量/資本ストック。なお、上記グラフは当該計数を100倍して表示。

(図表11) 「生産関数アプローチ」による需給ギャップとインフレ率



(図表12) 需給ギャップとインフレ率の時差相関係数 (年次ベース)

(期間：1970～2004年)

インフレ率とのラグ	-1	0	+1	+2	+3
オーソドックスな需給ギャップ	0.26	0.52	0.49	0.22	-0.01
電力勘案型需給ギャップ	0.30	0.57	0.64	0.45	0.08

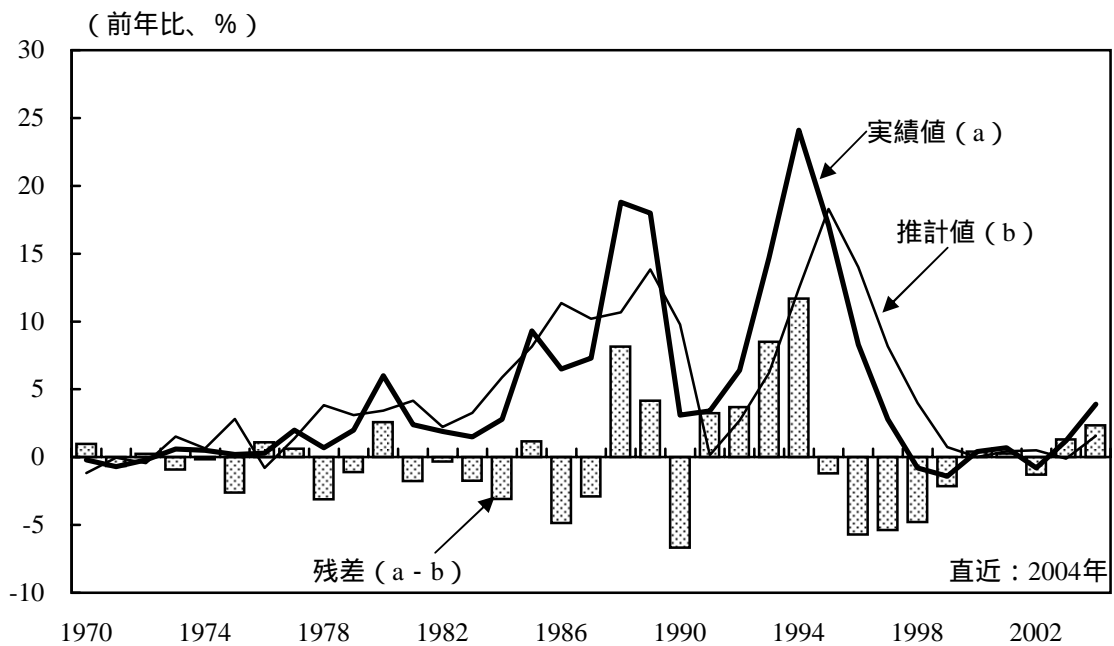
(注) ラグは増加するほど需給ギャップが先行することを示す。

(図表13) フィリップス曲線の推計結果 (年次ベース)

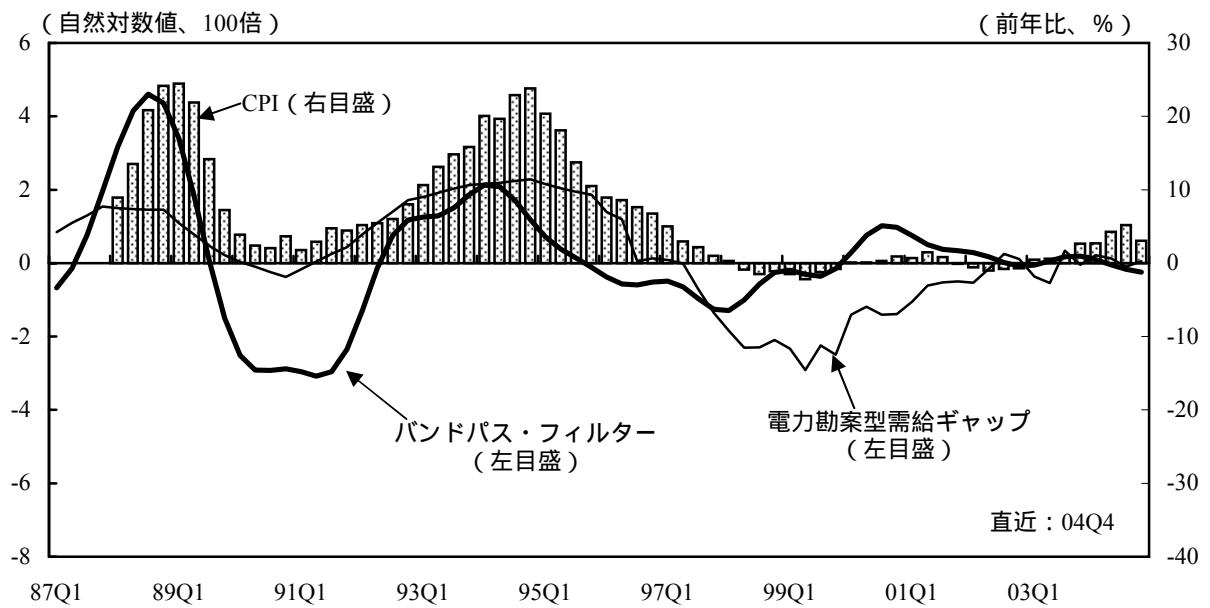
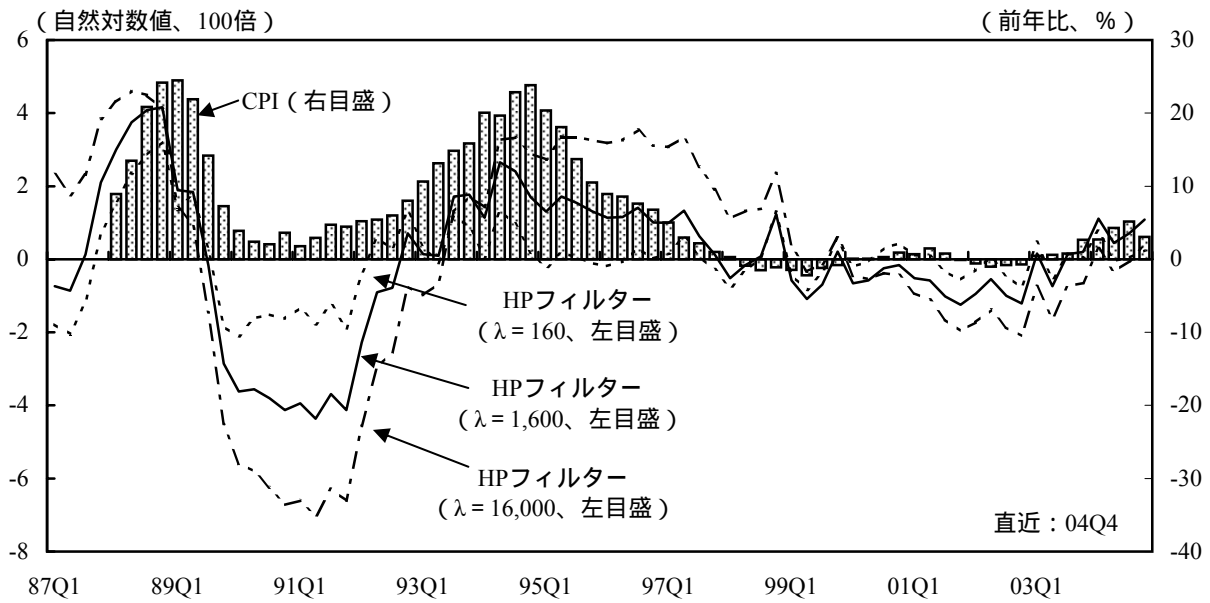
gap ラグ	オーソドックスな需給ギャップ		電力勘案型需給ギャップ	
	0	+1	0	+1
$\theta_1$	0.02 (2.18)	0.02 (1.82)	0.02 (2.40)	0.02 (2.49)
$\theta_2$	0.62 (5.46)	0.62 (4.39)	0.59 (5.20)	0.51 (3.68)
$\beta$	0.61 (2.89)	0.31 (1.19)	1.83 (3.19)	1.75 (2.51)
Adj.R <sup>2</sup>	0.60	0.50	0.61	0.57
Breusch-Godfrey's LMテスト	6.45	7.00	7.65	5.79

(注) 括弧内はt値。

(図表14) CPI前年比伸び率の実績値と推計値



(図表15) 「時系列アプローチ」による需給ギャップとインフレ率との関係



<時差相関：四半期ベース>  
(期間：1988Q1～2004Q4)

インフレ率とのラグ	-1	0	+1	+2	+3	+4
バンドパス・フィルター	0.46	0.60	0.67	0.67	0.59	0.46
HPフィルター (λ=1,600)	0.40	0.43	0.46	0.49	0.53	0.57
HPフィルター (λ=160)	0.20	0.28	0.37	0.46	0.54	0.61
HPフィルター (λ=16,000)	0.62	0.63	0.62	0.61	0.60	0.58

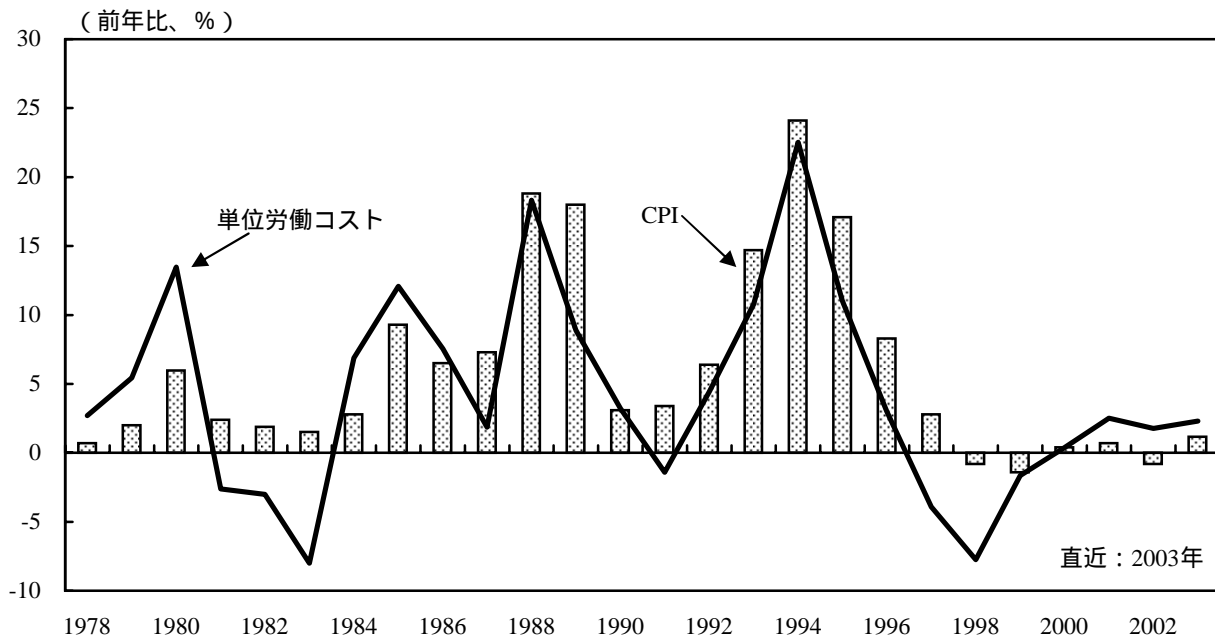
(図表16) フィリップス曲線の推計結果 (四半期ベース)

(期間: 1988Q2 ~ 2004Q4)

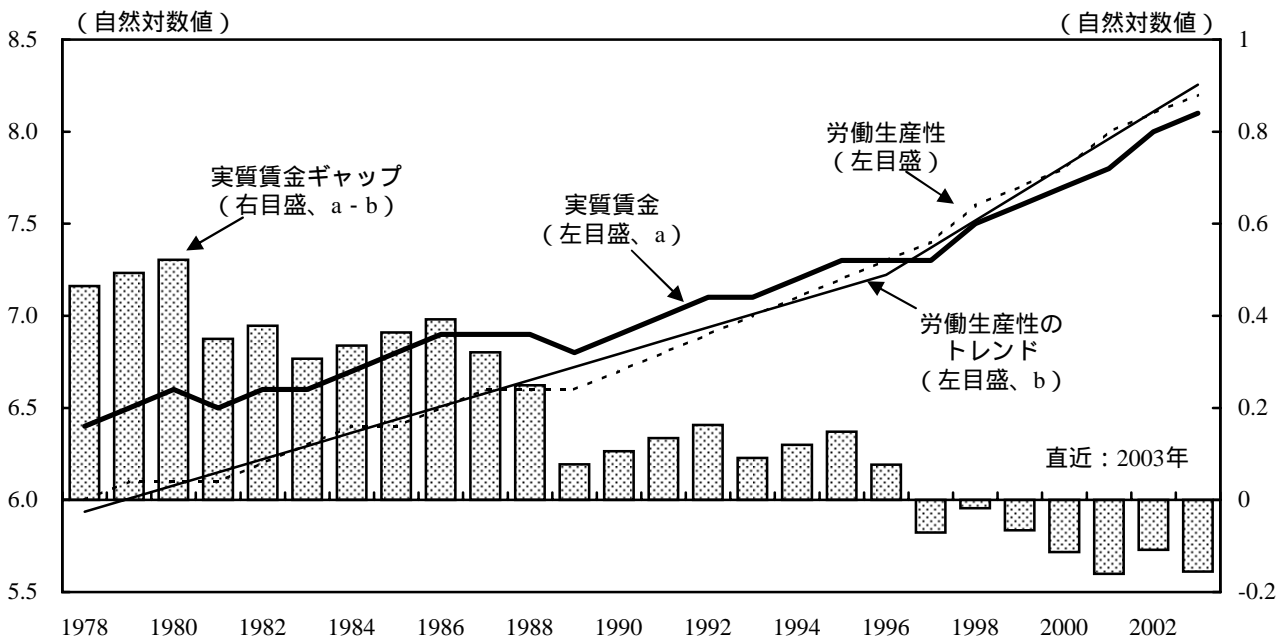
gap	バンドパス フィルター		HPフィルター						電力勘案型 需給ギャップ	
	OLS	AR(1)	$\lambda=1,600$		$\lambda=160$		$\lambda=16,000$		OLS	AR(1)
$\theta_1$	0.01 (2.40)	0.02 (1.80)	0.01 (1.85)	0.01 (0.85)	0.01 (1.83)	0.01 (0.47)	0.00 (1.06)	0.02 (1.01)	0.01 (2.32)	0.01 (1.30)
$\theta_2$	0.86 (25.81)	0.59 (5.54)	0.89 (22.49)	0.73 (2.59)	0.89 (26.07)	0.78 (1.83)	0.93 (23.44)	0.69 (2.99)	0.83 (15.98)	0.74 (5.32)
$\beta$	0.96 (6.00)	1.62 (3.59)	0.54 (3.43)	0.43 (1.67)	1.30 (5.04)	0.40 (1.20)	0.16 (1.64)	0.34 (1.46)	1.05 (3.37)	1.11 (2.50)
AR root		0.84		0.76		0.73		0.82		0.69
Adj.R <sup>2</sup>	0.94	0.96	0.92	0.96	0.94	0.96	0.91	0.96	0.92	0.96
Breusch-Godfrey's LMテスト	23.74	1.41	28.26	1.81	18.56	2.48	30.73	1.40	31.18	0.47

(注) 括弧内はt値。

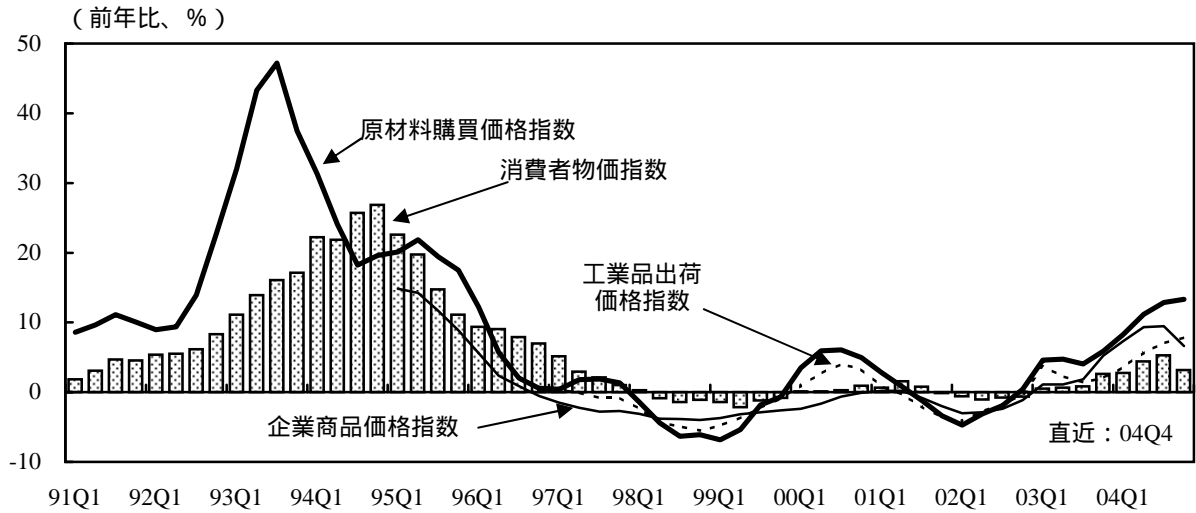
(図表17) 単位労働コストとインフレ率



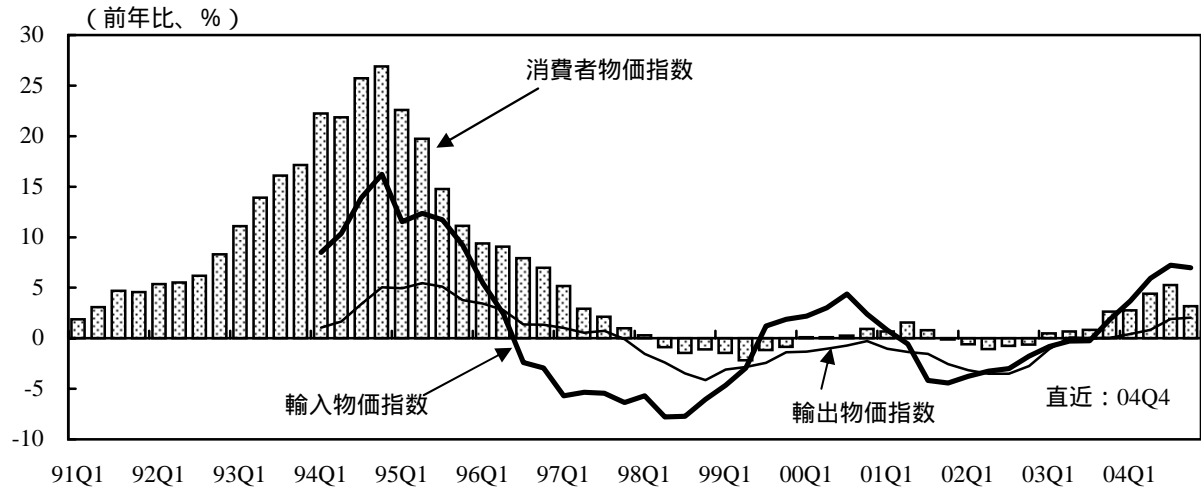
(図表18) 実質賃金ギャップ



(図表19) 中間投入財の価格

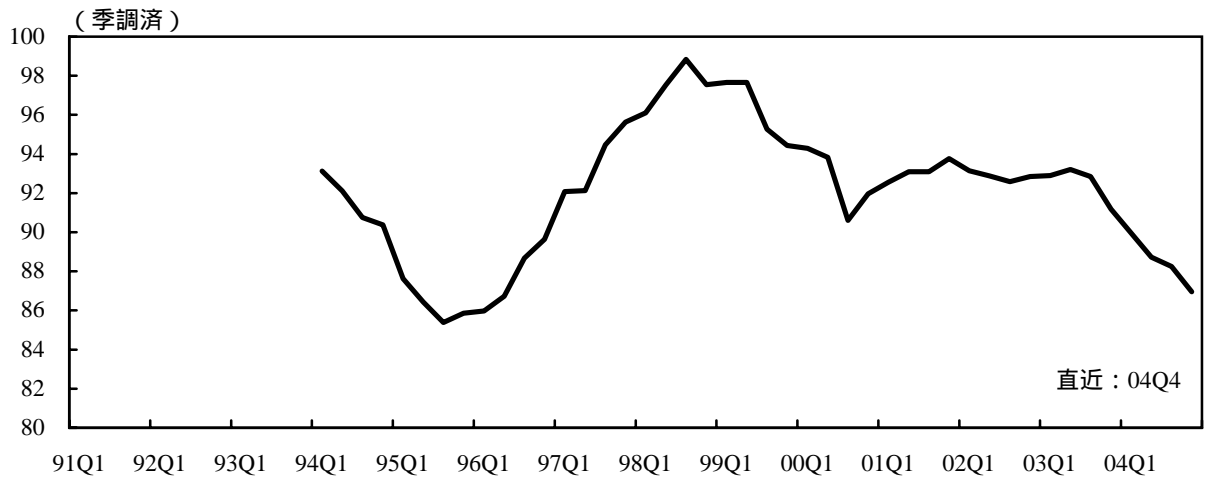


(図表20) 輸出入物価指数



(出所) 中村・川名・大島 (2005)

(図表21) 交易条件



( 図表22 ) 原材料コスト上昇率とインフレ率との時差相関係数

( 期間 : 1997Q1 ~ 2004Q4 )

	輸入物価指数 ( 試算値 )	原材料購買 価格指数	工業品 出荷指数	企業商品 価格指数	消費者 物価指数
輸入物価指数 ( 試算値 )	1.00	-0.46 (7)	0.61 (0)	0.66 (0)	0.53 (0)
原材料購買 価格指数		1.00	-0.36 (6)	-0.35 (1)	-0.33 (0)
工業品 出荷指数			1.00	0.43 (0)	0.51 (3)
企業商品 価格指数				1.00	0.77 (0)
消費者物価指数					1.00

( 注 ) 各系列をX-12-ARIMAで季節調整を施し、前期比で時差相関係数を計測。  
下段括弧内は先行するラグ数 ( 左列変数が先行 )

( 図表23 ) 単位根検定

( 期間 : 1987Q1 ~ 2004Q4 )

	定数項				定数項 + 線形トレンド			
	ADF	PP	DF-GLS	KPSS	ADF	PP	DF-GLS	KPSS
実質GDP	-0.354 (0)	-3.07	0.826 (4)	1.133***	-2.979 (4)	-1.568	-2.818 (4)	0.512**
CPI	-2.762* (2)	-2.661*	-0.563 (2)	1.014***	-2.219 (2)	-0.905	-1.792 (2)	0.255***
M2	-3.039** (0)	-2.318	0.222 (3)	1.122***	0.247 (0)	-0.186	-0.927 (3)	0.262***

(注) \*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ、10、5、1%有意水準で、帰無仮説が棄却されたことを示す。  
上段の計数は統計量、下段の括弧内はラグ次数。

( 図表24 ) 共和分検定

( 期間 : 1987Q1 ~ 2004Q4 )

	トレーステスト	最大固有値テスト
共和分なし	36.25 (0.01)	21.19 (0.05)
帰無仮説 1つの共和分	15.07 (0.06)	13.06 (0.08)
2つの共和分	2.01 (0.16)	2.01 (0.16)

(注) 括弧内はp-value。シャドー部は、5%有意水準で帰無仮説を棄却できないことを示す。

( 図表25 ) VECMの推計結果 ( 一部のみ )

( 期間 : 1988Q4 ~ 2004Q4 )

長期均衡関係

$$y + \frac{0.435^*p}{(0.036)} - \frac{0.544^*m}{(0.012)} - 4.589 = 0$$

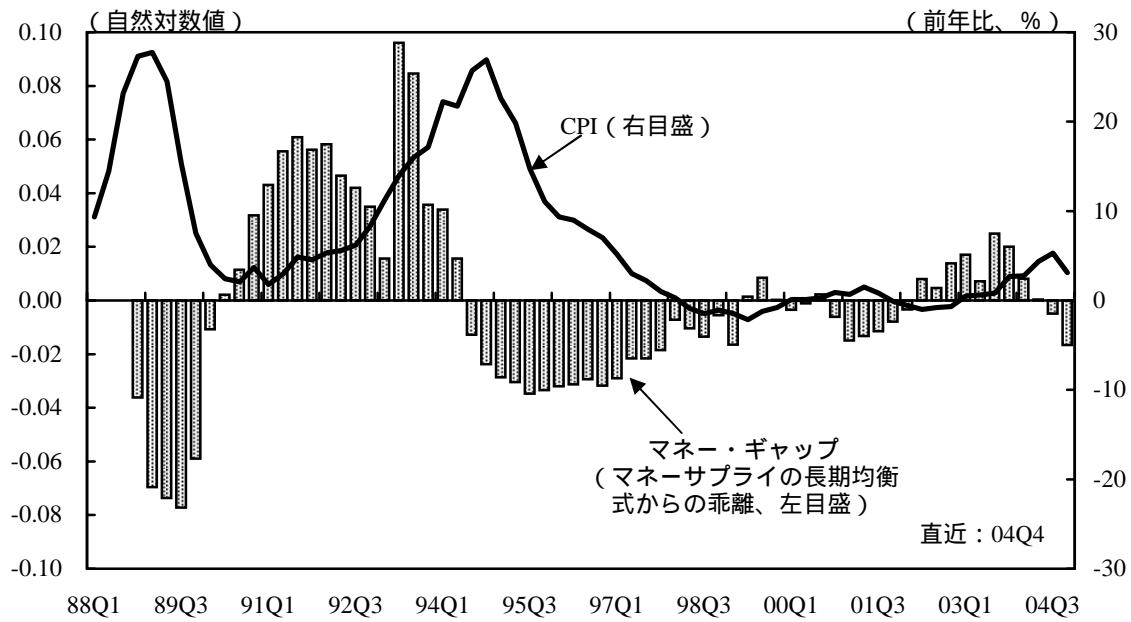
VECM

被説明変数	$\Delta y$	$\Delta p$	$\Delta m$
EC	-0.216 ***	-0.153 ***	-0.454 ***

(注) 長期均衡関係の括弧内は計数の標準誤差。\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ、10、5、1%有意水準で、帰無仮説が棄却されたことを示す。



(図表26) マネー・ギャップとインフレ率



(注) 図表25の推計結果に基づく。

グレンジャーの因果性テスト(サンプル期間: 1988Q3~2004Q4)を行うと、  
マネーギャップ CPI前年比  
への因果性が確認された。

(図表27) VECMの推計結果(サブ・サンプル、一部のみ)

(期間: 1988Q4 ~ 1996Q4)

長期均衡関係

$$y + \frac{2.379}{(0.832)}p - \frac{1.390}{(0.384)}m - 6.022 = 0$$

VECM

被説明変数	$\Delta y$	$\Delta p$	$\Delta m$
EC	-0.072 ***	-0.059 ***	-0.233 ***

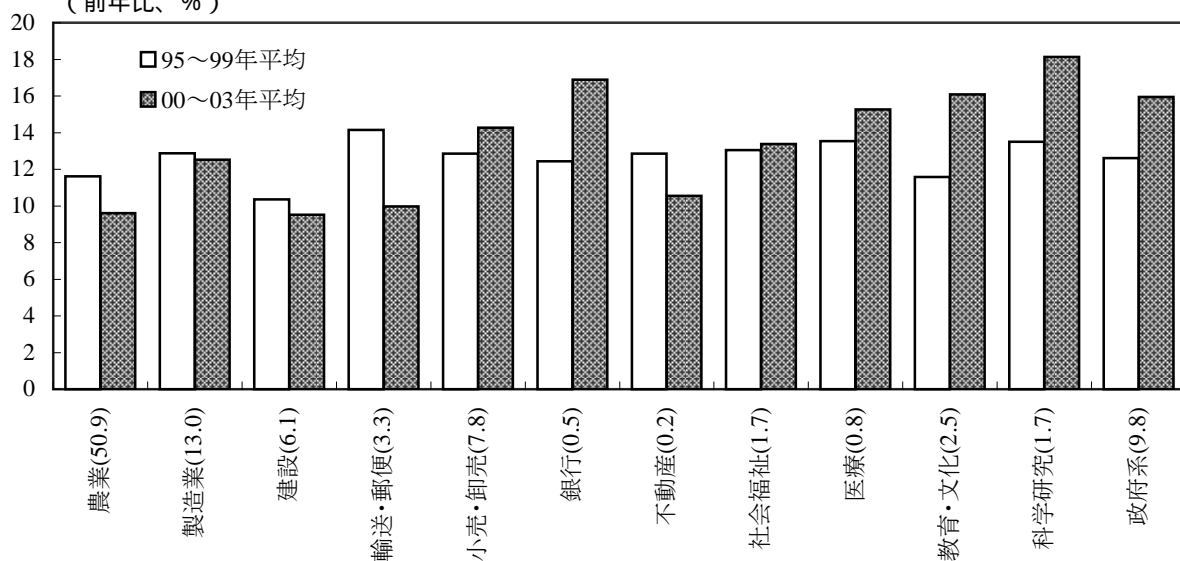
(注) 長期均衡関係の括弧内は計数の標準誤差。\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ、10、5、1%有意水準で、帰無仮説が棄却されたことを示す。

( 図表28 ) 失業率と有効求人倍率

	2001				2002				2003				2004			
	1Q	2Q	3Q	4Q	1Q	2Q	3Q	4Q	1Q	2Q	3Q	4Q	1Q	2Q	3Q	4Q
失業率(%)	3.6				4.0				4.1 4.1 4.2 4.3				4.3 4.3 4.2 4.2			
有効求人倍率	0.65	0.69	0.75	0.75	0.73	0.74	0.78	0.89	0.86	0.89	0.90	0.88	0.89	0.93	0.94	0.94

( 図表29 ) 業種別賃金上昇率

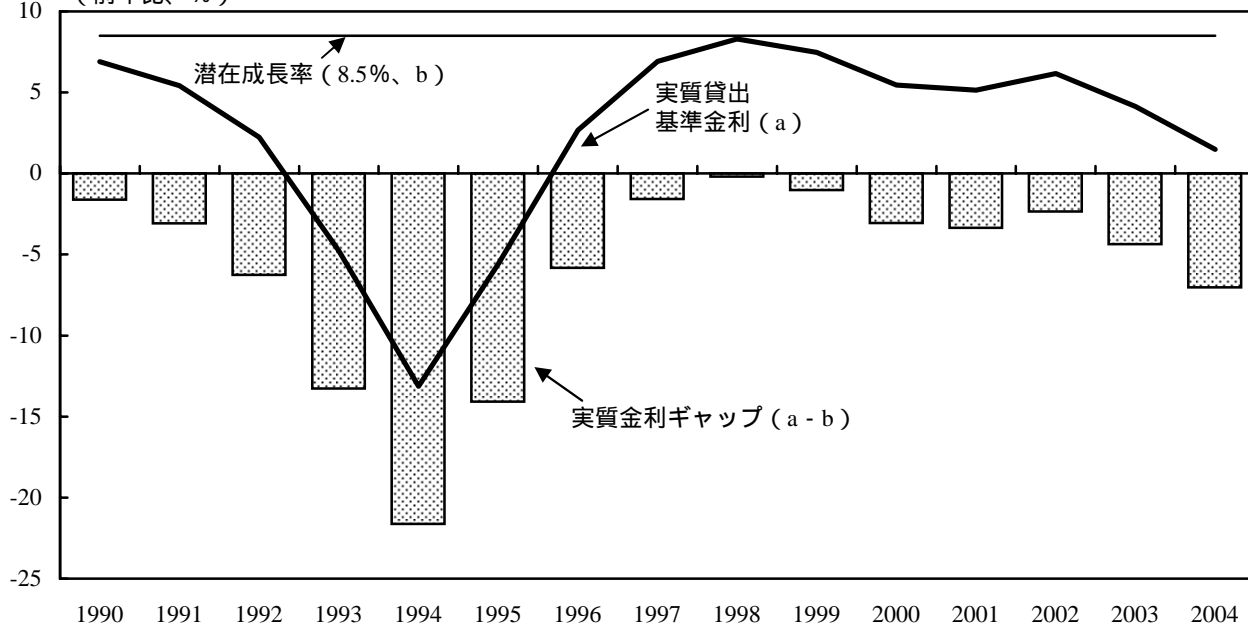
( 前年比、% )



( 注 ) 括弧内は、各業種雇用者の全体に占める割合 ( 2002年 )。

( 図表30 ) 実質金利ギャップ

( 前年比、% )



( 注 ) 実質貸出基準金利は、貸出基準金利 ( 年平均 ) からCPI前年比を差し引いたものとした。また、潜在成長率は8.5%とした。