

資産価格変動と物価指数

白塚重典

要 旨

1980年代後半以降のわが国経済をみると、一般物価水準が比較的安定的に推移する中で、資産価格が大幅に上昇・下落するとともに、景気の振幅も大規模なものとなった。このため、金融政策の運営における資産価格の位置付けが議論を呼んできた。本稿では、こうした一般物価水準安定の下での資産価格の大きな変動という経験を踏まえ、資産価格を金融政策運営に活用していく上での問題点を議論する。具体的には、第一に、現行のCPIにおける資産価格の位置付けとその改善の可能性について検討し、第二に、物価指数概念を動学的に拡張し、資産価格情報を取り込む可能性について検討する。

本稿における結論は、以下のとおりである。まず、CPIにおける資産価格の取り扱いの中では、持ち家について価格とウエイトという重要な物価指数構成要素の推計方法に大きな問題があり、これらの点を改善することにより、CPIの信頼度を高め得る。次に、物価指数概念の動学的拡張によって資産価格情報をより直接的に取り込む可能性については、理論的整合性の高さは評価できるが、物価指標を中心とした物価情勢の判断材料を補強する指標として活用するといったレベル以上の機能を望むことは難しい。これは、資産価格が将来の財・サービス価格の上昇予想以外にも様々な要因の影響を受けており、資産価格の変化が直ちに将来時点における財・サービス価格の変動を意味する訳ではないこと、資産価格の精度はカレントな物価指標と比べて著しく低いことによる。このため、資産価格を含む物価指標を金融政策判断の中核に位置付けていくことは困難である。

キーワード：資産価格、動学的均衡価格指数、金融政策、物価指数、計測誤差、民営家賃、持ち家の帰属家賃

本稿の作成に当たっては、渋谷 浩助教授（小樽商科大学）から有益なコメントを頂戴した。なお、本稿の内容・意見は、筆者個人に属し、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

白塚重典 日本銀行金融研究所研究第1課

1. はじめに

本稿は、資産価格の情報変数としての役割に注目し¹、その情報を金融政策運営上、どのように活用していくことができるかとの観点から論点整理を行う。

1980年代後半以降のわが国経済の動向をみると、一般物価水準が比較的安定的に移行する中で、資産価格が大幅に上昇・下落するとともに、景気の振幅も大規模なものとなった。このため、金融政策の運営における資産価格の位置付けが議論を呼んできた²。本稿では、上述のような一般物価水準の安定の中での資産価格の大きな変動という経験を踏まえ、資産価格を金融政策運営に活用していく上での問題点を議論する³。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、第2節で、CPIにおける資産・耐久消費財価格の取り扱いを整理し、資産価格の情報を生かして現行物価指数を改善する可能性について検討する。次に、第3節では、物価変動をみる上で、資産価格の含む情報を明示的に取り込むために必要な物価指数概念の拡張可能性について検討する。まず、消費者が将来にわたる消費支出の流列を考慮して意思決定を行っているとの動学的な要素を考慮する必要性がある点を指摘し、物価指数概念の動学的な拡張の有用性について検討する。そして、具体的な指数算式として、渋谷 [1991] が考案した一般物価水準と資産価格の幾何平均として導出される動学的均衡価格指数 (Dynamic Equilibrium Price Index、以下DEPI) を紹介する。続く第4節では、DEPIを金融政策運営上参照すべき物価指標の一つとして考えた場合、どのような点に留意すべきであるかを検討する。議論のポイントは、理論的にみるとDEPIでは資産価格に対して極めて大きなウエイトが配分されることとなるが、政策目標として物価指数を位置付けた場合におけるその妥当性は、資産価格変動の背景等によどのようにかかわるか、という点である。最後に第5節では、本論文における分析結果を整理し、結論を述べる。また、補論では、物価指数概念の動学的拡張の数学的定式化を解説するほか、DEPIの信頼度を評価するベンチマークとして、物価指数の観測誤差を回帰分析によって推計する。

予め本稿で得られる主要な結論を要約しておく以下のとおりである。

- 1 資産価格を金融政策運営上の情報変数として活用すべきとの議論については、例えばBorio et al. [1994]での議論を参照のこと。
- 2 例えば、野口 [1992]、鈴木 [1995]、翁 [1993] を参照。因みに、松下・日銀総裁は、最近の講演で、資産価格は経済変動との関係で注意深く見守る必要があるが、資産価格の安定自身を一般物価の安定と同じような意味で金融政策の目標に含めることは適当でないとの考え方を示している (松下 [1995] を参照)。
- 3 資産価格と金融政策という問題を考えるにあたっては、1980年代後半以降、資産価格が大きく上下に変動したとのわが国の経験を踏まえ、最近では、資産価格の変動が実体経済に与える影響として、信用量の変化を通じるメカニズムが強調されている。また、金融システム危機の発生は、資産価格の大幅な下落とともに発生することが多いことも重要な論点であろう。資産価格変動と信用制約、金融システムへの影響といった問題は、本稿では採り上げない。これらの点については、星 [1996] がこれまでの研究を手際よく展望している。

- (1) CPIにおける資産価格の取り扱いに関しては、持ち家について、価格とウェイトという最も重要な物価指数構成要素の推計方法に大きな問題がある。価格推計方法は、民営借家の価格データを流用する方式を採用しているが、民営借家と持ち家で居住水準が大幅に異なるため、調査価格の品質調整上の問題が大きい。また、ウェイト推計方式は、借家と持ち家の居住水準の差を調整するために用いられる民営家賃関数の定式化が必ずしも適切でないことに加え、居住水準の大幅に異なる持ち家の居住水準を外挿している結果、過大・過小評価のいずれの可能性も存在する。これらの点を改善することにより、現行物価指数の信頼度を高めることができると期待される。
- (2) 物価指数概念を動学的に拡張し、DEPIのようなかたちで資産価格情報を取り込む可能性については、理論的整合性の高さは評価できるが、以下に挙げる理由から、カレントな物価指標を補強する指標として活用するといった補助的な参考指標以上の機能を望むことは難しい。
- (3) DEPIが抱える第一の問題は、資産価格が将来の財・サービス価格の上昇予想以外にも様々な要因の影響を受けており、資産価格の変化が直ちに将来時点における財・サービス価格の変動を意味する訳ではないとの点に起因する。この結果、DEPIのような物価指数と資産価格を統合した物価指標を構築しようとすると、技術変化を反映した資産価格とフローの物価の相対価格変化までもが、インフレと認識されてしまうとの大きな欠陥を抱えることになる。さらに、資産価格の変動自体がファンダメンタルズから乖離する可能性も考えられる。
- (4) 第二の問題は、資産価格に割り当てられるウェイトの現実妥当性である。DEPIはカレントな物価指数と資産価格の加重幾何平均となるが、資産価格にかかるウェイトが1に近くなり、カレントな物価指標のウェイトは0に近くなる。DEPIを擁護する立場からみると、動学的な経済主体の最適化行動を反映してカレントな物価のウェイトが極めて小さくなることは当然ということになる。しかし、そこでは、カレントな物価指数にも計測誤差の問題はあるものの、相対的には極めて高い精度で測定されているのに対し、資産価格の精度は著しく低い、との点が見落とされている。
- (5) 勿論、資産価格は、将来のインフレ動向といった人々の期待をビビッドに反映して変動する指標であり、金融政策を運営していく上での有用な情報が得られる。金融政策が、中長期的な物価安定を目標とする以上、カレントな物価指標の変動のみをみているだけでは不十分である。従って、金融政策の運営上、物価指標の動きに、将来の財・サービス価格をインプリシットに包含する資産価格の動向を加味して判断を行っていくことが重要であることは言うまでもない。事実、DEPIの変動をみると、GDPデフレーターだけでは、1980年代後半に

はインフレ圧力を、1990年代入り後はデフレ圧力を過小評価している可能性が示唆されている。

- (6) しかしながら、DEPIは、理論的に導出されるカレントな物価指数と資産価格のウェイト配分を受け入れる限り、資産価格と極めて似通った指標となる。DEPIが政策目標などの定量的な判断指標としては馴染まず、定性的な判断に利用されるにとどまるのであれば、金融政策の運営上は物価指標と資産価格を切り離し、個別にその動向をみていくことで十分であろう。ただし、その場合には、他の政策判断材料との比較考量という金融政策当局の裁量的な判断が必要となる。

2. 物価指数と資産・耐久消費財

本節では、CPIにおける資産、耐久消費財の取り扱いを整理することを通じ、物価指数の中で資産価格の変動が現状どのように位置付けられているかを検討する。

(1) 物価指数上の資産・耐久消費財取り扱い

物価指数の基本的な考え方は、ある時点において入手可能な財・サービスの価格変動を捕捉しようとするものである。最も代表的な物価指数として、家計が購入する財・サービスの価格動向を捉えるCPIがある。その国際的な作成基準を制定しているILO（International Labor Organization、国際労働機関）では、CPIの目的について、「指数対象人口が消費のため取得、使用又は支払いをする財貨及びサービスの一般的な価格水準の時間的変動を測定することである」⁴としている。

ここで、住宅のような資産や家電製品・家具等の耐久消費財に関する消費活動については、家計がストックを保有または賃借し、そこからのサービスを享受するかたちとなる。このため、消費活動を購入時点、消費時点、支払い時点のいずれのベースで捕捉するかが問題となる。

わが国のCPIをみると、住宅については、持ち家から生じる住宅サービスの価格情報として民営家賃を流用する帰属計算を行っており、使用時ベースで価格を計上している。一方、耐久消費財については、非耐久消費財、サービスと同様、取得時ベースで計上される。この結果、住宅と耐久消費財の間で、消費活動の計上時点に整合性が保たれていない。

(2) 住宅と耐久消費財の性格の差異

住宅と耐久消費財の間で、消費活動の計上時点に整合性が保たれていないとの点については、両者の取り扱いにあえて整合性を確保する必要がないとする考え方も

4 ターベイ [1990]、p. 186。

あり得る。その理由として、両者の耐用年数に大きな差があり、また、耐久消費財は一般に、中古品価格が大幅に低下するため、住宅に比べて投資としての性格が薄いとの点が指摘される。これは、耐久消費財が、住宅よりも非耐久消費財、サービスにより近い性格を有していると考ええるものである。

まず、住宅の耐用年数について検討する。総務庁の『平成5年住宅統計調査報告』では、持ち家の腐朽破損状況別の築年数を調査しており、住宅の腐朽破損状況を「修理不要または要小修理」「要大修理」「危険または修理不能」の三つに分類している。ここでは、これらの分類の中で「要大修理」「危険または修理不能」の二つを居住に適さない耐用年数が経過した住宅と見なし、平均耐用年数を試算すると、31.9年との数値が得られる⁵。

これに対し、主要な耐久消費財の耐用年数をみると表1となる。この表は、経済企画庁による『消費動向調査』から、平成5年度中に買い換えられた主要な耐久消費財の平均使用年数を示している。平均使用年数は、ルームエアコンの12.5年からビデオカメラの5.5年までバラツキがみられるが、いずれにしても、30年を超える住宅の平均耐用年数と比較すると、大幅に短いことがわかる。

さらに、支払い手段の多様性が両者の間でかなり異なるとの点も重要である。すなわち、住宅取得者にとって、住宅ローン契約はほぼ唯一の現実的な選択肢であるが、耐久消費財の場合は、現金、クレジットカード等、より幅広い選択肢が存在する。従って、支払いベースで価格変動を捉えることは、住宅の場合は適切であるかもしれないが、耐久消費財の場合は必ずしも適切とは言えない可能性が高い。

表1 主要な耐久消費財の平均使用年数

	平均使用年数 (年)	CPIウエイト (%)	普及率 (%)
ルームエアコン	12.5	0.3	74.2
電気冷蔵庫	11.2	0.2	97.9
カラーテレビ	9.5	0.3	99.0
電気洗濯機	8.8	0.1	99.3
電気掃除機	8.3	0.1	98.3
VTR	7.0	0.1	72.5
乗用車・新車	5.8	1.8	79.7
ビデオカメラ	5.5	0.1	29.9
(参考) 持ち家	31.9	9.9	59.8

(資料) 経済企画庁調査局『平成6年版家計消費の動向』

(備考) 持ち家の耐用年数は、『平成5年住宅統計調査報告』(総務庁統計局)を基にした筆者の試算値。

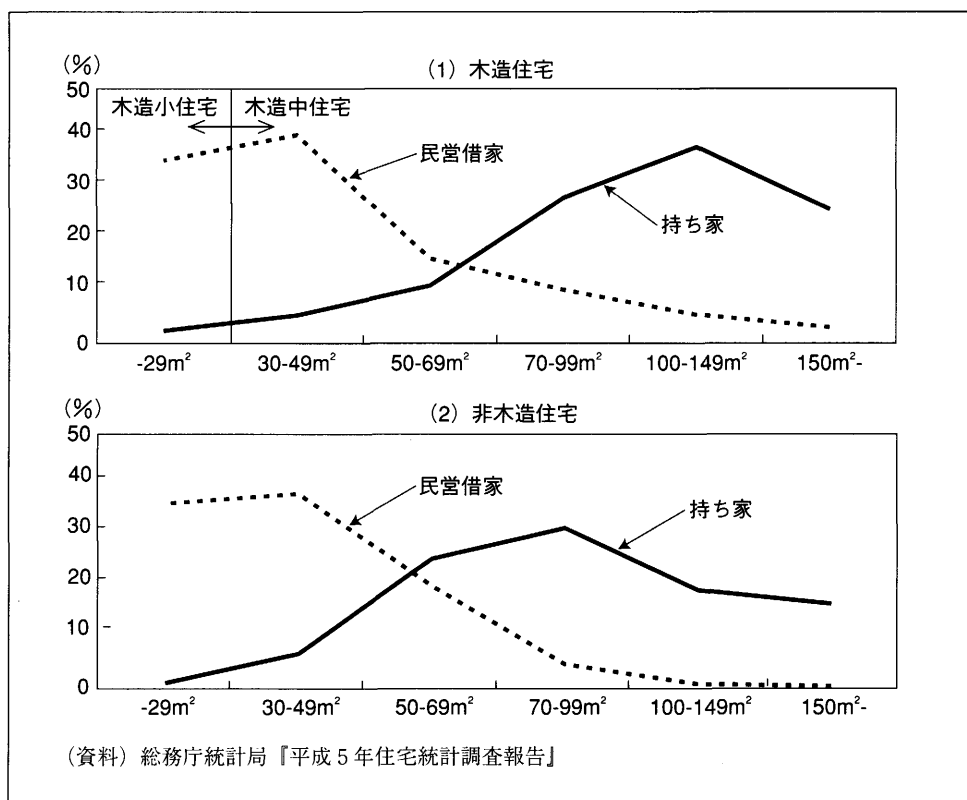
5 ただし、「要大修理」「危険または修理不能」に分類される住宅の築年数分布は、右方向に裾野の長い分布となっている。このため、分布の最頻値は平均値よりも低い20年に、また中央値は27.5年となっている。

(3) 帰属家賃の価格推計方法に関する問題

統計作成という実務的な観点からは、前述の3とおりの消費活動の捕捉時点において、各々どこまで信頼度の高い価格データが入手できるかとの点も大きな問題となる。わが国CPIにおいては、価格データの入手可能性という実務的な観点から、持ち家の帰属家賃データとして、民営借家の価格データを流用する方式を採用している。しかしながら、この方式により、持ち家の帰属家賃の動向を的確に捕捉できているかは疑問が大きい。

民営家賃の価格データを持ち家の帰属家賃として流用する上での最も大きな問題は、民営借家と持ち家では、居住水準が大幅に異なるため、調査価格の品質調整上の問題が大きいとの点である。すなわち、CPI民営家賃において調査品目は、①木造小住宅（30m²未満の木造住宅）、②木造中住宅（30m²以上の木造住宅）、③非木造住宅（木造以外の住宅）の3品目に分類されている。図1に示した、木造住宅・非木造住宅毎に持ち家・民営借家別の延べ床面積の分布をみると、木造住宅、非木造住宅、いずれについても、持ち家と民営借家では居住水準に大きな開きがある。ここで、持ち家と民営借家の居住水準の相違をやや詳しく比較しておく。まず、木

図1 持ち家・民営借家別の延べ床面積



造住宅については、CPIの分類で木造小住宅に相当する30㎡未満の住宅が、民営借家では約34%を占めているが、持ち家ではわずか0.3%にしか過ぎない。逆に、木造中住宅に相当する30㎡以上の木造住宅をみると、持ち家では70㎡超が大多数を占める一方、民営借家は30㎡から50㎡に集中している。次に、非木造住宅については、民営借家は50㎡未満が74%を占めているのに対し、持ち家では50㎡から150㎡が76%となっている⁶。従って、木造住宅、非木造住宅、いずれについても、持ち家の中で大きなウエイトを占める70㎡を超える住宅について、民営借家のサンプルが極端に少なく、実勢価格を十分捕捉することができているかとの点に大きな疑問が残ることになる。

(4) 帰属家賃のウエイト推計方法に関する問題

CPIの持ち家帰属家賃については、価格データの精度のほか、ウエイト推計上の問題点も指摘されている^{7,8}。現行の平成7年基準指数における帰属家賃のウエイトは、平成6年に実施された『全国消費実態調査』の持ち家世帯の帰属家賃額を基に、平成7年までの家賃上昇率や家計調査との消費支出額との水準差等を調整して算出している。また、『全国消費実態調査』の帰属家賃は、民営家賃額に対する説明変数として、都市規模ダミー（人口規模別）、住宅構造ダミー（木造、鉄骨・鉄筋コンクリート等）、浴室有無ダミー、建築時期ダミー、住宅延べ面積を採用し、京浜大都市圏、京浜以外の3大都市圏、4大都市圏の3地域に分けて別々に推計されている。こうして算出されたCPIの帰属家賃ウエイトについては、過小評価、あるいは過大評価という相反する見方を支持する実証結果が示されている。

まず、高山 [1992]、高山・有田 [1995] では過小評価の可能性が示されている。すなわち、家賃水準は地域的に異なっているが、CPI帰属家賃の推計式においては、都市規模に関する変数がこうした効果を捕捉している。これは、住宅需要要因の代理変数として、住宅需要の大きさを捕捉していると考えられることもできるし、供給要因の代理変数として、高い地価や建築費を反映していると考えられることもできる。ただ、いずれにしても、都市規模と家賃水準に正の相関があることが期待される。しかしながら、高山 [1992] は、『住宅統計調査』の個票データを利用して、『全国消費実態調査』と同様の推計を行い、都市規模ダミーのパラメータは、先験的に期待される符号条件と異なっていることを示している。そして、この点を改善するため、地域特性の代理変数として、都市規模ダミーに代えて地価、建築費、空き家比率を、

6 非木造住宅については、延べ床面積によってCPI調査品目は区分されていない。

7 以下の記述は、白塚 [1995] に基づいている。

8 CPIのウエイトについては、算出基礎資料となっている『家計調査』のカバレッジが不十分であることから、①耐久消費財や嗜好品に対する消費支出額が過小評価されている、②耐久消費財の調査結果が不安定化しやすく、基準時点の取り方によってウエイトが大きく振れ得る、との問題が指摘されている。この点に関する詳細は、白塚 [1995] を参照のこと。

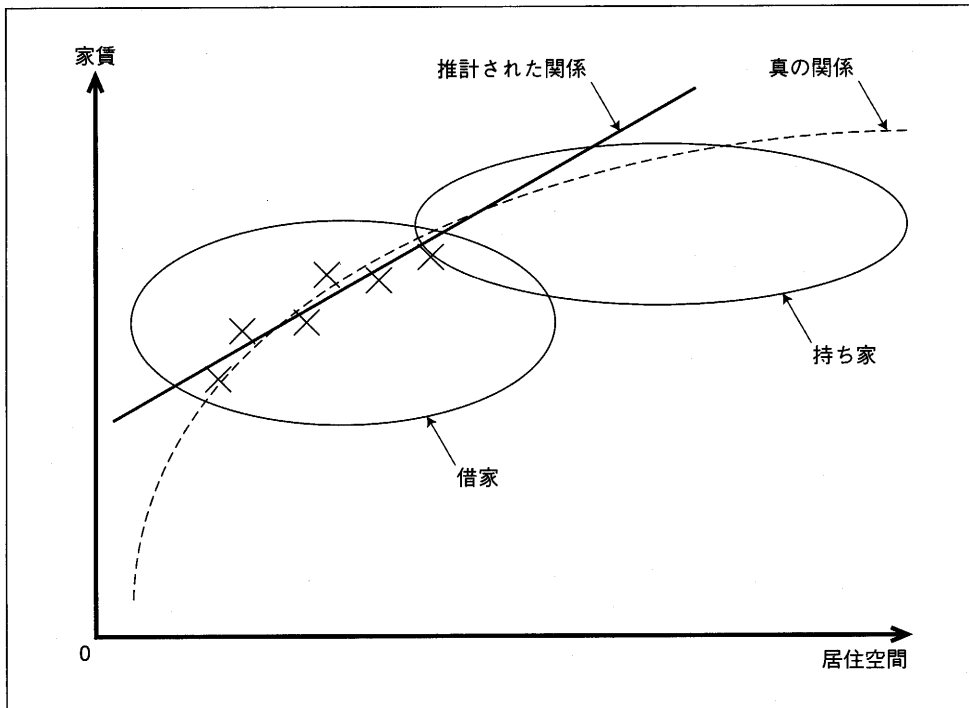
また、住宅設備の代理変数として浴室の有無でなく、水洗式トイレの有無を採用したかたちで推計を行った。その結果を『全国消費実態調査』の帰属家賃額と比較すると、1984年、1989年の時点において、『全国消費実態調査』の帰属家賃額は、それぞれ推計結果の43%、39%の水準にとどまっている。

これに対し、Maki and Nishiyama [1993] では、過大評価の可能性が示唆されている。彼らは、1984年から1988年までの『家計調査』と『国民経済計算』の消費支出額を財・サービスタイプ別、目的別に比較し、両者の消費支出額の比率（『家計調査』／『国民経済計算』）を推計している。両者の比率は平均すると約80%であるが、家賃・光熱費（帰属家賃を除いたベース）については112%と、『家計調査』が『国民経済計算』を上回っている。これは、当該費目に関する『国民経済計算』の消費支出額の中で、帰属家賃の推計額が過大評価されているため、帰属家賃を除いたベースでみると、家計調査を下回る結果になっていると推測される。『国民経済計算』の帰属家賃の推計においては、CPI同様、『全国消費実態調査』と同一の方法が採用されているため、この結果は、CPIにおいても持ち家の帰属家賃ウエイトが過大評価されている可能性を示唆していることになる。

こうした過大評価が生じる理由としては、前出の図1に示したとおり、持ち家と貸家の居住空間が、全く異なる分布となっているため、借家データによって推計した家賃関数に持ち家の特性データを代入しても、持ち家帰属家賃の適切な推計値とならない可能性が考えられる。具体的には、図2に概念図を示しているが、家賃と居住水準の真の関係は、借家データから推計される直線的なものでなく、傾きが徐々に小さくなる凸関数のかたちをしているといったケースが該当する。ただし、こうした可能性は、CPIの帰属家賃推計手法についてだけでなく、前述の高山 [1992]、高山・有田 [1995] 推計結果にもあてはまることに注意が必要である。

以上みたとおり、持ち家の帰属家賃に関するウエイトが過小評価されているか、それとも過大評価されているかについては、議論が分かれるところである。ただし、いずれの見方に立つにせよ、帰属家賃ウエイトの推計方法に問題のある可能性が高いことは否定できず、今後の研究が重要と考えられる。

図2 帰属家賃推計上の問題（概念図）



3. 物価指数概念の動学的な拡張

前節では、現行物価指数の概念的枠組みの下で、資産価格関連情報の扱いを検討した。現行CPIにおいては、住居取得コストは、帰属家賃としてフローに換算されたかたちで組み込む扱いとなっている。しかしながら、家賃の価格調査や帰属家賃ウェイトの推計については問題点が多い。

そこで、次に、物価指数概念の動学的な拡張により、資産価格情報を活用した物価指標を構築しうるか否かについて検討する。以下では、まず、物価変動をみる上で、動学的な要素を考慮する必要性を整理した後、消費者が将来にわたる消費支出の流列を考慮して意思決定を行っているとの動学的な要素を物価指数の中に取り込むかたちで、物価指数概念の拡張を図る。

(1) 動学的な価格変動要因の考慮

前節での議論は、ある一時点における消費活動に着目し、物価指数はその価格変動を捕捉するものであると考えた⁹。しかしながら、消費者は単に一時点における財・サービスの消費フローだけでなく、将来時点における消費フローも念頭におい

9 一般的な指数理論に関する議論は、例えば、白塚 [1995]、森田 [1989]、Pollak [1989] を参照のこと。

て、消費活動に関する意思決定を行っていると考えることがより自然であろう。この場合、物価指数を構築する上でも、動学的な価格変動の影響を考慮する必要があると言える。すなわち、消費者の生計費を測る物価指標は、現時点の財・サービス価格だけでなく、将来における財・サービス価格も含まれるべきということになる。この考え方に立脚すれば、金融政策の運営上、物価安定の度合いを判断する基準として、カレントな物価動向を示す消費者物価指数やGDPデフレータのほかに、将来の財・サービス価格をインプリシットに包含している資産価格の動向も勘案するべきであるとの主張は正当化されよう。

(2) 物価指数概念の動学的な拡張：動学的均衡価格指数

動学的な価格変動要因を考慮に入れた物価指標として、Alchian and Klein [1973] が提唱した「一定の経済厚生を得るために必要な異時点間にわたる生計費の変動」を捕捉する「異時点間生計費指数」(intertemporal cost of living index、以下ICLI) が存在する¹⁰。すなわち、家計の異時点間での最適化問題を考えた場合、その予算制約は生涯稼得に等しくなる¹¹。このとき、人的資本といった無形資産をも含めて考えれば、既存の資産は将来提供される消費に対する請求権に相当する。従って、将来提供される財・サービス価格の代わりに、将来にわたって消費者の望む消費フローを手に入れる源泉となる資産価格を考慮することが適当ということになる。換言すると、資産価格は将来における期待物価の代理変数と考えることができる。

このICLIは極めて抽象的な概念であるが、こうした動学的要素を考慮に入れた物価指数を具体化する試みとして、渋谷 [1991] は「動学的均衡価格指数」(DEPI) を考案している。すなわち、DEPIは、Alchian and Klein [1973] が想定していた一般的な効用関数の代わりに、1財モデルで時間分離型のコブ・ダグラス効用関数を仮定することによって、ICLIを物価指数(GDPデフレータ)と資産価格(国富変化率)¹²の加重幾何平均という次の(1)式のような具体的指数算式として導出している¹³。

$$\text{DEPI} = \left(\frac{p_0^B}{p_0^A} \right)^{\alpha_0} \cdot \left(\frac{q_0^B}{q_0^A} \right)^{1-\alpha_0} \quad (1)$$

10 物価指数に動学的な要素を取り込む議論については、重原 [1990]、Carlson [1989] も参照のこと。このほか、Shiller [1993] は、資産価格の予期せぬ大幅な変動が将来にわたる生活水準に与える影響をヘッジするための枠組みを提供するとの観点から、動学的な物価指標構築の可能性を検討している。また、Santoni and Moehring [1994] は、資産の実質収益率と期待インフレ率とに逆相関関係が生じる要因として、物価指標に動学的な要素が反映されていないことを指摘している。なお、ICLIの数学的な定式化については、補論1.を参照のこと。

11 この場合、資本市場が完全であり、人的資本を含めたあらゆる有形・無形資産を担保とする借り入れが可能であることが必要である。

12 DEPIの算出において、利用されるべき資産価格は、本来、人的資産等無形の資産までもを含めた総資産価値である。渋谷 [1991] では、資産価格データとして、利用可能な統計の中で最もカバレッジが広い『国民経済計算』の「国富」を利用している。しかしながら、この統計においても、家計が保有する資産の中で最も大きなウエイトを占める人的資産等の無形資産については、ほとんどカバーされていない。この点については、第4節で議論する。

13 渋谷 [1991] では、(1)式のようなかたちでDEPIを観察データから導出可能とするため、限界生産性が不変であることを仮定している。この点については、第4節で議論する。

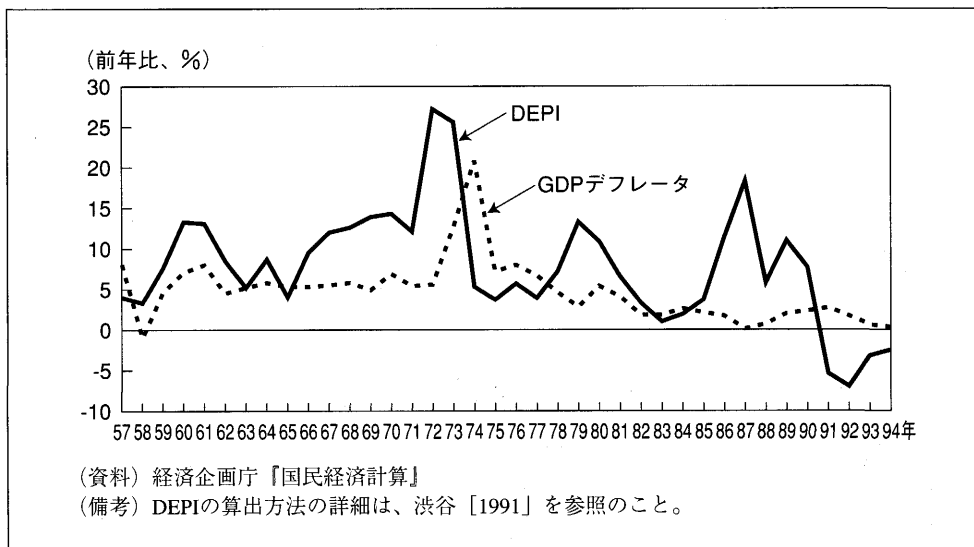
なお、ここで α_0 は、現在の財・サービスに対するウエイト・パラメータ $\alpha_0 = \rho / (1 + \rho)$ である¹⁴。

(3) 動学的均衡価格指数の試算

次に、渋谷 [1991] 付論 2 で示された DEPI の具体的な計算方式に従って、これを最近時点まで試算した結果を図 3 に示した。なお、GDP デフレーターと資産価格のウエイトは、渋谷 [1991] での仮定と同様に、GDP デフレーターに 0.03、資産価格に 0.97 とした¹⁵。

この図をみると、1960 年代後半、1970 年代前半、後半のほか、1980 年代後半以降といった時期に、DEPI と GDP デフレーターが大きく乖離している。特に、1980 年代後半以降に注目してみると、まず、1980 年代中から 1990 年代初にかけて DEPI が GDP を大きく上回って上昇した。ところが、1991 年からは、DEPI 前年比がマイナスに転じ、1991 年から 1994 年の 4 年間続けてマイナスとなっている。この間、GDP デフレーターは、1991 年まで伸び率を高めた後、1992 年以降は伸び率を低下させつつも、プラスの値を示している。このように DEPI は、GDP デフレーターをみるだけでは、1980 年代後半にはインフレ圧力を、1990 年代入り後はデフレ圧力を過小評価している可能性を示唆しているとも考えられる¹⁶。

図 3 DEPI と GDP デフレーター



14 α_0 は、一般に $\alpha_t = (1 + \rho)^{-t} / \sum_{s=0}^{\infty} (1 + \rho)^{-s}$ と書くことができ、その総和が 1 となるように時間選好率 ρ を規準化したウエイト・パラメータである。なお、本稿では、年次ベースのデータを基に DEPI を算出しているが、月次・四半期ベースでの DEPI を算出するためには、割引率をそれぞれ月次・四半期ベースに換算したものを利用する必要がある。

15 渋谷 [1991] における DEPI のウエイト設定の妥当性については第 4 節で議論する。

16 DEPI の大幅な変動について、渋谷 [1991]、Shibuya [1995] は、マクロ経済の動学的な不均衡状態と理解できるとの見方を示している。

4. 動学的均衡価格指数を利用する上での問題

本節では、前節で試算したDEPIを金融政策運営上参照すべき物価指標の一つとして考えた場合、どのような点に留意すべきであるかを検討する。

(1) 資産価格部分へのウエイト配分の妥当性

DEPIにおけるカレントな物価指数のウエイト α_0 は、既に示したとおり時間選好率 ρ を基に $\alpha_0 = \rho / (1 + \rho)$ との算式で計算される。渋谷 [1991] では、時間選好率を修正ゴールデンルール（家計の最適化行動を加味した新古典派成長モデルにおける均衡条件）¹⁷ に従って推計している。具体的には、実質資産収益率0.13、資産減耗率0.06、労働人口成長率0.01、技術進歩率0.03と仮定し、時間選好率 ρ を実質資産収益率から資産減耗率、労働人口成長率、技術進歩率を控除した0.03という値を採用している。このため、物価指数のウエイトが0.03、資産価格のウエイトが0.97となる。

従って、DEPIの指数算式は、物価指数と資産価格の加重幾何平均であるが、資産価格にかかるウエイトが1に極めて近い値をとり、DEPIは実質的には資産価格と非常に似通った性格のものとなっている。これは、DEPIによって物価動向を判断しようとするのが、資産価格の変動をみていることとほぼ同値であることを意味している。

しかも、時間選好率を0.03と仮定することは、最近の消費資産価格モデル（Consumption CAPM）の実証結果からみると、過大である可能性が高い。例えば、羽森 [1996] では、通常の時間分離型効用関数を仮定して消費のオイラー方程式を計測している。そこで計測されている時間選好率 ρ は、概ね年率0.01前後となる¹⁸。この値は生産技術の形にかかわらず成立するため、この値を前提にすると、物価と資産価格のウエイトは各々0.01、0.99となり、さらに資産価格のウエイトが上昇する。

そこで、経済主体の生存期間を有限であるとして、物価指数と資産価格にかかるウエイトがどのように変化するかを試算してみたのが表2である。この試算結果をみると、割引率が0.03、0.01のいずれのケースについても、生存期間が10年程度以上になると、物価指数と資産価格のウエイト比が0.1 : 0.9を超え、資産価格変動の影響を強く受けることになる。

以上の考察は、DEPIが現時点の価格変動を捕捉する物価と次期以降の将来全ての時点の価格変動の情報を包含している資産価格とを統合しようとする結果、カレントな物価に対するウエイトが極めて小さく評価されてしまうことを示している。経済主体の生存期間を有限としても、資産価格が圧倒的に大きな影響を及ぼすことに変わりはない。

17 修正ゴールデンルールに関する詳細は、例えば、Barro and Sala-i-Martin [1995] を参照。

18 消費に関するオイラー方程式の推計においては、一般に、時間選好率はグロスの逆数値（本稿の定式に従うと $1/(1+\rho)$ ）として計測される。羽森 [1996] で示されている結果は、0.985から0.995程度の値をとっているため、これを本稿の定式化に換算すると、概ね0.01程度となる。

表2 経済主体の生存年数とDEPIのウェイト

年数	割引率＝0.03		割引率＝0.01	
	物価	資産価格	物価	資産価格
2	0.507	0.493	0.502	0.498
4	0.261	0.739	0.254	0.746
6	0.179	0.821	0.171	0.829
8	0.138	0.862	0.129	0.871
10	0.114	0.886	0.105	0.895
20	0.065	0.935	0.055	0.945
30	0.050	0.950	0.038	0.962
40	0.042	0.958	0.030	0.970
50	0.038	0.962	0.025	0.975
60	0.035	0.965	0.022	0.978
70	0.033	0.967	0.020	0.980
80	0.032	0.968	0.018	0.982
90	0.031	0.969	0.017	0.983
100	0.031	0.969	0.016	0.984
∞	0.029	0.971	0.010	0.990

DEPIを擁護する立場からは、動学的な経済主体の最適化行動に基づきカレントな物価のDEPIに占めるウェイトが極めて小さくなることはむしろ当然と言うことになる。しかし、そこで見落とされているのは、カレントな物価指数も計測誤差の問題は抱えているものの、相対的には極めて高い精度で測定されているのに対し、資産価格の精度は著しく低い、という点である¹⁹。この点を無視して、カレントな物価と資産価格の反映する将来価格部分との間に大きなウェイト差をつけることは妥当でないということになる。この点について、以下で詳しく検討する。

(2) 資産価格統計の精度

イ. 統計のカバレッジ

労働所得も資産所得も、前者が人的資産から、後者が物的資産から生み出されるフローとしての収益であるという意味では、いずれも何らかの資産からの収益と考えることができる。ICLIは、本来、生涯にわたる効用水準を一定にした場合の消費支出の変動を捕捉するものであるため、その構築に当たっては、資産として実物資産のほか、無形資産である人的資産等、あらゆる資産を包含した資産価格の変動を反映させる必要がある。ところが、DEPIで資産価格データとして採用している国富統計は、利用可能な最もカバレッジの広い資産統計ではあるものの、人的資産はカバーされていない²⁰。

19 カレントな物価指数の抱える計測誤差の問題については、白塚 [1995] を参照のこと。

20 人的資産については、石川 [1991] がこれまでの研究を詳細にサーベイしている。

人的資産をもカバーする包括的な資産価格統計が存在していないことの背景としては、人的資産に次のような特殊性があり、その推計に非常に大きな困難を伴うとの事情が指摘される。まず第一に、人的資産は、一般に、市場で直接取引されることがなく、市場価値の決定が困難である。第二に、人的資産への投資は、回収までの先行投資期間が長いほか、機会費用の占める割合が高く、直接的な経費の占める割合は低い。第三に、資本市場に不完全性が存在するため、人的資産を担保とした借り入れは困難である。

ここでは、人的資産の価値 (W_H) が将来にわたる労働所得 (Y_H) の割引現在価値に等しいと考え、以下のような、やや大胆な単純化の仮定をおいて、人的資産価値を試算しておこう²¹。すなわち、①将来の労働所得の増加率 (g)²²、人的資産の減耗率 (d)、将来所得の割引率 (r) がそれぞれ一定であり、かつ②グロスでみた労働所得の増加率と人的資産減耗率と割引率の積が等しく、③将来にわたって人口構成や人的資産の投資パターンが変化しないとする。この場合、平均的な労働者が残り n 年間就業するとすると、将来所得の割引現在価値としての人的資産の大きさは、

$$\begin{aligned} W_H &= Y_L \frac{1+g}{(1+d)(1+r)} + Y_L \left(\frac{1+g}{(1+d)(1+r)} \right)^2 \\ &\quad + \dots + Y_L \left(\frac{1+g}{(1+d)(1+r)} \right)^n \\ &= nY_L \end{aligned} \quad (2)$$

となる。ここで、『国民経済計算』から1994年の雇用者所得をみると267兆円である。平均的な残存就業年数を25年として(2)式を適用すると、人的資産の価値は、6,675兆円との計算になる²³。

ここで得られた人的資産価値の推計値と国民経済計算での家計部門の非人的資産の推計額を合算すると、ネットベースでみて家計部門の総資産価値は、表3に示したとおり1994年時点で8,854兆円となる。また、総資産に占める非人的資産と人的資産の割合は概ね1対3となっており、圧倒的に人的資産のウエイトが高いことがわかる。すなわち、家計部門が保有する資産の中心は人的資産であり、国富統計のカバレッジはわずか25%にしか過ぎない。

21 以下で示す試算方法は、岩田[1992]と同一である。なお、人的資産の推計方法としては、このほか、人的資産への投資額を累計する、恒常所得仮説に基づく消費関数から推計する、といった方法が考えられる。

22 将来の労働所得の増加率 g については、人的資産への投資による資産増加を反映した収益の増加と理解される。

23 高山[1992]では、全国消費実態調査の個票データに基づいてより詳細な推計を行っており、1984年時点の普通世帯の人的資産価値は4,406兆円と試算されている。1984年から1994年までの物価上昇率をCPIによって調整すると、この値は5,146兆円となる。高山[1992]での推計は、単身世帯等を含まない普通世帯ベースのものであることを勘案すると、ここでの試算結果とかなり近い数値であると判断される。

表3 家計部門の資産残高（1994年）

単位：兆円、（ ）内構成比、%

非人的資産	2,541 (28.7)
うち純固定資産	255 (2.9)
土地	1,140 (12.9)
金融資産	1,088 (12.3)
その他	58 (0.7)
負債	362 (4.1)
正味資産	2,179 (24.6)
人的資産	6,675 (75.4)
純資産（ネット）	8,854 (100.0)
（参考）国富	3,215

（資料）経済企画庁『国民経済計算年報』

（備考）1. 人的資産は筆者推計値。

2. 総資産（ネット）は、正味資産と人的資産の合計。

3. 国富は、家計部門のほか、企業部門、政府部門を含む。

ロ. 価格データの信頼度

資産価格統計については、カバレッジの問題のほかに、対象資産価格についても、定量的な分析に相応しい精度があるかという問題がある。

例えば、有形資産の代表である土地について考えてみると、その大きな特徴は多様性にある。実際、地価については、「四つの地価」と呼ばれるように時価、公示地価、路線価、固定資産税評価額等、多様な価格が併存している。この場合、ヘドニック・アプローチを適用することにより、土地の特性をコントロールした上での価格変動をみていくことが考えられるが、データの利用可能性といった点で制約が大きい²⁴。

ハ. 資産の構成変化

統合された資産価格指標を構築するためには、資産構成の変化をどう調整するかも問題となる。表4に示したわが国の資産・負債構成の時系列的な変化をみると、まず、総資産（＝総負債・正味資産）の対名目GDP比が1974年の9.7倍から1994年の14.9倍と大幅に上昇している。この間、総資産と総負債をネットアウトした正味資産（国富）の対名目GDP比は1974年の5.1倍から1994年の6.7倍への増加にとどまっており、資産・負債が両建てで膨らむかたちで総資産残高が増加している。次に、資産・負債の内訳をみると、資産サイドでは金融資産の比率が大きく上昇している。負債サイドについては、株式を除く負債がウエイトを高めている。

²⁴ 地価にヘドニック・アプローチを適用した分析事例としては、Suzuki and Ohta [1994] を参照。また、伊藤・廣野 [1992]、春日 [1996] では、住宅価格、家賃について分析している。

表4 資産・負債の構成

単位：兆円、() 内構成比、%

	1974年	1984年	1994年
再生可能有形資産	305 (23.4)	726 (20.1)	1,250 (17.5)
再生不可能有形資産	378 (29.1)	972 (26.9)	1,892 (26.4)
金融資産	618 (47.5)	1,920 (53.1)	4,016 (56.1)
総資産	1,301 (100.0)	3,617 (100.0)	7,157 (100.0)
負債 (除く株式)	552 (42.4)	1,688 (46.7)	3,459 (48.3)
株式	64 (4.9)	214 (5.9)	483 (6.7)
正味資産	686 (52.7)	1,715 (47.4)	3,215 (44.9)
対名目GDP比 (倍)	5.1	5.7	6.7
総負債・正味資産	1,301 (100.0)	3,617 (100.0)	7,157 (100.0)
対名目GDP比 (倍)	9.7	12.0	14.9

(資料) 経済企画庁『国民経済計算年報』

DEPIでは、将来の消費支出に結び付く資産価値の変動をみるため、総資産と総負債をネットアウトした国富に着目している。この場合、国富の変化には、総資産・総負債の両建てでの増減や資産・負債の内訳構成の変化といった影響が混入していることになる。

(3) 資産価格変動の背景と政策的含意

イ. ファンダメンタルズからの乖離

資産価格決定に関する理論的なフレームワークである収益還元モデルに従えば、資産価格は、その資産が将来にわたって生み出す収益の流列に関する割引現在価値に等しくなる。また、企業の利潤最大化条件から、企業の限界収益は資産の限界生産性に等しい。従って、資産の限界収益 MPK が、名目利子率が r 、期待インフレ率が π で、それぞれ変化しないと仮定すると、実質資産価格 q/p は、

$$q/p = MPK / (r - \pi) \quad (3)$$

と書くことができる。この式は、実質資産価格の変動を規定する要因が、資産の実質収益の予想と実質利子率の予想であることを示している。

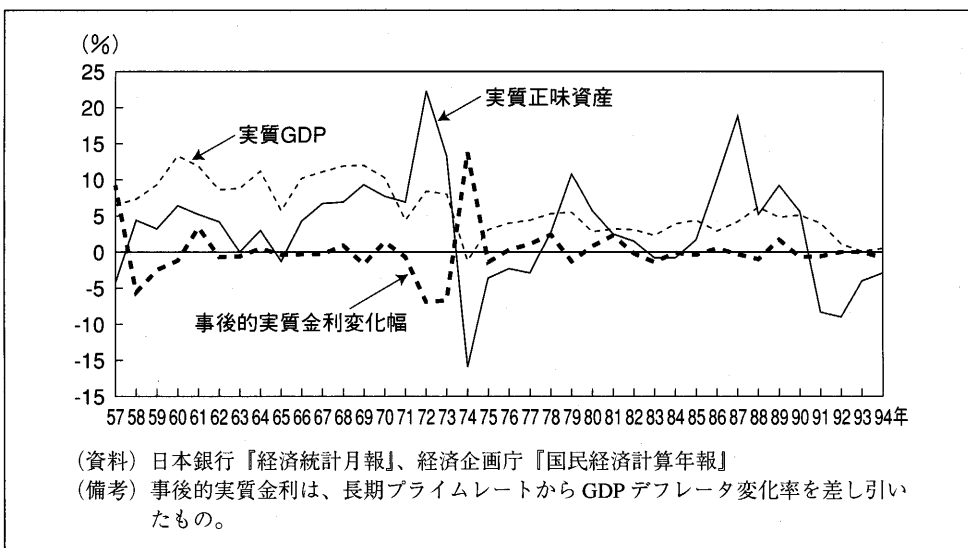
ここで、資産価格の変動とファンダメンタルズの間を確認するために、実質正味資産価格の変動と実質GDP成長率²⁵、予想実質利子率の変化幅を図4にプロットした。この図をみると、実質資産価格の変動は、実質GDP成長率と正の相関を持つ一方、予想実質利子率の変化と負の相関を有していることがわかる。これは、資産価格の変動が、大まかに言ってファンダメンタルズの変動に見合ったかたちで、推移してきたことを意味している。

25 実質GDP成長率は、資産の実質収益の代理変数と考えることができる。

ただし、実質資産価格とファンダメンタルズの相関の強さは、時期によってかなり大きな差がみられる。例えば、資産価格の大幅な変動が観察された1980年代後半以降に着目してみると、実質正味資産価値が大幅に変動している一方で、実質GDP成長率、予想実質金利の変化は相対的に安定的に推移している。

資産価格のファンダメンタルズからの乖離は、一般にバブルと呼ばれる。バブル存続の鍵は投資家の期待形成にあり、資産価格がファンダメンタルズを上回っているとしても、資産価格がさらに上昇するとすれば、他の資産との裁定関係が成立する収益率を確保することができる²⁶。従って、狭義のバブルが発生している場合、資産価格の変動からは、将来の財・サービス価格に関する情報を導くことはできない。

図4 資産価格変動とファンダメンタルズ



もっとも、資産価格がバブル的に上昇している場合にも、それが長期化するほど、その崩壊時に大きな反動を招来し、景気循環を増幅する。従って、この観点からすれば、資産価格とファンダメンタルズとの乖離が生じた結果としてDEPIが大きく上昇したとみられる場合には、引き締めの金融政策の発動材料と考えるべきということになる。

ロ. 資産の限界生産性の調整

上記の結論は、資産の限界収益性についての静学的期待（一定のGDP成長率ないし資産の限界生産性が将来も続くとの予想）を仮定している。実際、渋谷 [1991]

26 収益還元モデルでは、資産価格が無限大にまで発散することはないことを仮定し、バブル経路を予め排除している。資産価格におけるバブル発生メカニズムについては、例えば、翁 [1985]、浅子・加納・佐野 [1990]、小林 [1990]、浅子 [1992] を参照のこと。

では、観察可能なデータからDEPIを構築するために、資産の限界生産性が一定との仮定をおいている。しかしながら、例えば、土地価格が上昇した場合、それがオフィスビルの高層化やインテリジェント・ビル化といった技術革新によって土地の生産性が上昇した結果であれば、土地価格の上昇は、将来の財・サービス価格の上昇を意味しない。

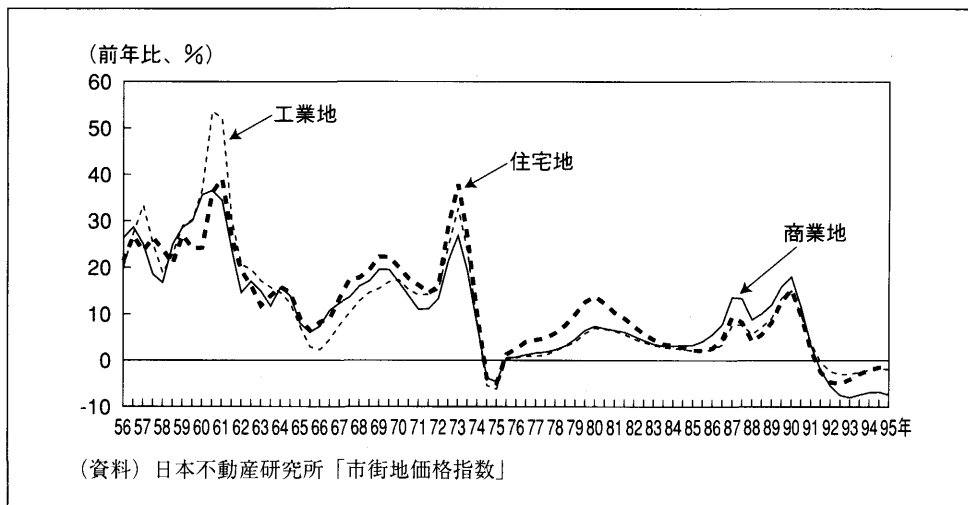
今、二つの経済状態 A 、 B の間で資産の限界生産性が変化したと仮定すると、(1)式で示されたDEPIは、

$$DEPI = \left(\frac{p_0^B}{p_0^A} \right)^{\alpha_0} \cdot \left(\frac{q_0^B / MPK^B}{q_0^A / MPK^A} \right)^{1 - \alpha_0} \quad (4)$$

と書き換えられる。これは、資産価格の変動から将来の財・サービス価格の情報を導くためには、資産価格を限界生産性でデフレートすることにより、資産の効率性単位で計測した資産価格に割り戻す必要があることを意味している。例えば、地価の変動をみる場合、単位面積当たりの価格変動から限界生産性の変化分を控除する必要があるということになる。

図5は、用途別地価の変化率をプロットしたものである。時期によって若干の差はあるものの、用途によって地価上昇率に大きな差は観察されておらず、相対価格に大きな変化は生じていない²⁷。しかしながら、前述のとおり資産価格の変動について、意味のある情報を提供するためには、効率性単位に換算した価格変動を捕捉する必要がある。

図5 用途別地価の動向



²⁷ もっとも、最近2～3年の動きに注目してみると、商業地は引き続き大幅な下落が続いている一方、住宅地、工業地は下落幅が縮小傾向を辿っている。

もっとも、このような資産の限界生産性の変化は、直接観察できないほか、適当な代理変数も存在しない。従って、限界生産性を厳密に計測するためには、原理的にはマクロ的な生産関数の計測が必要となる。ただし、資産毎の限界生産性を計測することは難しいほか、限界生産性のシフトが生じて、時系列データの蓄積を待たなくては、そのシフトを統計的に検証することはできない。

また、仮にカレントな限界生産性が正確に把握できたとしても、先行きのイノベーションにより、資産の予想実質収益が上昇するとの予想が生じている場合には、資産価格がファンダメンタルズの予想に見合っていない、観測されるファンダメンタルズの代理変数と大きく乖離することが起こり得る。この場合、この予想が正しいものか、単なるユーフォリア現象であるかを事前的に判定するという困難に直面することになる。

以上の考察を踏まえると、DEPIを金融政策の判断材料とするためには、現時点では観察し得ない限界生産性のシフトとこれに関する予想の妥当性を、経済構造の変化から見極める必要があるということになる。物価指標と金融政策運営のルールを最も厳密に定式化しているインフレーション・ターゲティングにおいては、多くの場合、目標レンジからの逸脱を認める免責条項として、原油価格の高騰や災害といったサプライ・ショックが挙げられる²⁸。インフレーション・ターゲティングの観点からDEPIをみると、限界生産性のシフトに代表されるサプライサイドの構造変化は免責条項に該当すると解釈する必要があるほか、マーケットの予想の妥当性（バブルやユーフォリアの可能性）も検証する必要があることになる。これらの点を考えると、DEPIをインフレーション・ターゲティングといった政策判断の中核に位置付けるのは馴染まないと言えよう。

(4) 動学的均衡価格指数の信頼度

最後に、DEPIの信頼度をその観測誤差の推計を通じて評価しておく。

物価指数、資産価格の変化率を対数階差で近似し、これが正規分布に従うと仮定すると²⁹、指数水準は対数正規分布となる。DEPIは(1)式のかたちで物価指数と資産価格の加重幾何平均として定式化されるため、DEPIも対数正規分布に従うことになる。そこで、次のような仮定において、DEPIの観測誤差を試算する。

- ① GDPデフレータの観測誤差が、補論2. に示されているCPI観測誤差（推計パラメータの標準誤差）の推計結果（年率0.1%）と同一であると仮定し、資産

28 インフレーション・ターゲティングの詳細については、白塚 [1996]、日本銀行調査統計局 [1994]、Leiderman and Svensson [1995] を参照のこと。

29 Ball and Mankiw [1995] で議論されているように、物価指数変動の分布は、上昇時には右方向に、また下落時には左方向に裾の長い、歪んだかたちをしている。ただし、ここでは、シミュレーション上の単純化の仮定として、GDPデフレータ、資産価格の変化率が、正規分布に従っていると想定する。

- 価格の観測誤差が、その10倍、100倍、1,000倍の3とおりのケースを考える³⁰。
- ② GDPデフレータと資産価格の相関については、相関係数が0.00、0.10、0.25、0.50、1.00の5とおりのケースを考える³¹。
- ③ DEPIについては、GDPデフレータと資産価格のウェイトが、0.01：0.99、0.03：0.097、0.10：0.90、0.25：0.75、0.50：0.50、0.75：0.25の6とおりのケースを考える。

試算結果は表5に示したとおりであり、資産価格のウェイトが9割を超えると、ほぼ資産価格に近い大きな観測誤差が得られる。試算結果を評価するベンチマークとなるのは、補論2. で推計されたCPI観測誤差の年率0.1%という数値である。この数値は、CPIの変動が観測誤差に従っているとする、CPI前年比の上下0.2%以内が95%の信頼区間であるということを意味している。すなわち、例えば、CPI前年比が2.0%であった場合、95%の確率で1.8～2.2%の間に真の値が存在することになる。

試算されたDEPIの観測誤差の最小値は、資産価格の観測誤差が年率0.5%とGDPデフレータの10倍で、GDPデフレータと資産価格のウェイトが各々0.75と0.25のときの0.507%であり、これは計測されたCPI観測誤差の約5倍にあたる。(2)の議論から、便宜的に資産価格データとして国富統計を利用して試算されているDEPIの観測誤差は、これより桁違いに大きいと予想される。仮に、政策目標の達成度をインフレ率の目標からの乖離で測ると仮定し、実用的な物価指標に対して要求される信頼区間を上下0.5%と想定すると³²、表中の試算値は全てこれを上回る。

さらに、DEPIの資産価格とカレントな物価の間のウェイト配分について、資産価格のウェイトを0から1まで変化させたとき、DEPIの観測誤差の試算値がどのように変化するかを図6に示した³³。この図では、DEPIの資産価格に割り当てるウェイトの大きさを縦軸に、DEPIの観測誤差の試算値を横軸にとっている。

30 補論2. で示されたCPIの観測誤差の大きさをみると、最も細かい品目ベースでは年率0.1%であるのに対し、小分類ベース、中分類ベースと観測誤差が拡大し、最も大まかな10大費目ベースでは年率1.1%と約10倍の値が得られている。これは、より肌理の粗い分類によって推計を行うと、データの価格調査精度が低下し、それだけ物価指数の観測誤差が拡大することを示唆していると考えられる。資産価格情報は、多様性が大きいことが特徴であり、その価格調査がCPIといったカレントな物価指数と同程度の水準で行われているとは考え難い。そこでここでは、資産価格の観測誤差がGDPデフレータの10倍、100倍、1,000倍と3とおりのケースを想定している。

31 GDPデフレータ、資産価格・前年比の相関係数は、1970年から1994年までの期間では0.27、1980年から1994年まででは0.11である。

32 ニュージーランド、カナダといったインフレーション・ターゲティングを採用している国では、多くの場合、目標インフレ率の中心値に対して上下1%程度の目標レンジを設定している。こうしたレンジの設定は、観測誤差よりも、景気循環や外生的ショックによってインフレ率が変動することに伴う操作可能性の限界を念頭においたものと考えられる。そこで、ここでは、これらの国々で採用されている目標レンジ幅2%の1/2を観測誤差の許容範囲とした。

33 図6においては、①資産価格の観測誤差は物価指数の100倍、②資産価格と物価指数の変動は無相関、との仮定をおいて試算を行っている。なお、資産価格と物価指数の相関を考慮するか否かは、表5に示した試算結果から明らかとなっており、ここでの議論に影響を与えない。

表5 DEPIの観測誤差（試算結果）

ケース1：資産価格の観測誤差10倍

（単位、％）

ウェイト		相関係数の想定				
物価	資産価格	0.00	0.10	0.25	0.50	1.00
0.01	0.99	0.995	0.995	0.995	0.996	0.996
0.03	0.97	0.985	0.985	0.986	0.987	0.988
0.10	0.90	0.949	0.950	0.952	0.954	0.959
0.25	0.75	0.867	0.870	0.873	0.878	0.889
0.50	0.50	0.711	0.714	0.719	0.728	0.745
0.75	0.25	0.507	0.511	0.517	0.526	0.543

ケース2：資産価格の観測誤差100倍

（単位、％）

ウェイト		相関係数の想定				
物価	資産価格	0.00	0.10	0.25	0.50	1.00
0.01	0.99	9.950	9.950	9.950	9.950	9.951
0.03	0.97	9.849	9.849	9.850	9.850	9.852
0.10	0.90	9.488	9.488	9.489	9.492	9.496
0.25	0.75	8.663	8.663	8.666	8.671	8.682
0.50	0.50	7.075	7.075	7.080	7.089	7.107
0.75	0.25	5.004	5.004	5.010	5.019	5.038

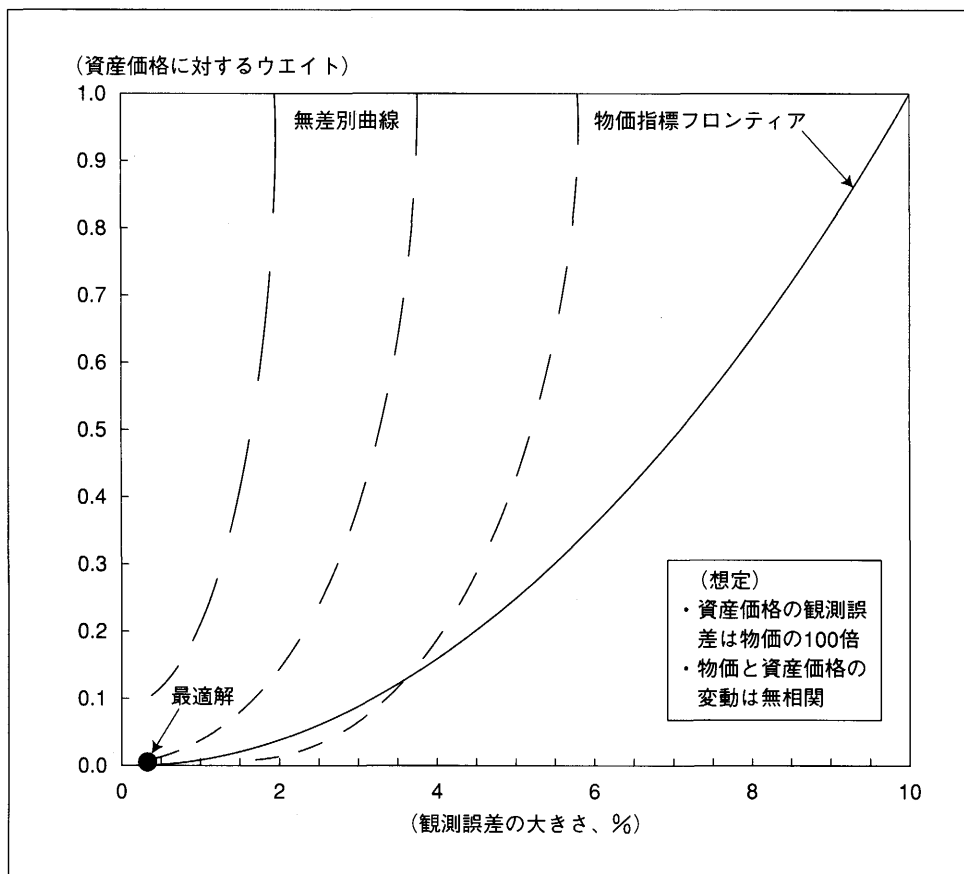
ケース3：資産価格の観測誤差1000倍

（単位、％）

ウェイト		相関係数の想定				
物価	資産価格	0.00	0.10	0.25	0.50	1.00
0.01	0.99	99.499	99.499	99.499	99.499	99.500
0.03	0.97	98.489	98.489	98.489	98.490	98.492
0.10	0.90	94.868	94.869	94.871	94.873	94.878
0.25	0.75	86.603	86.605	86.608	86.613	86.624
0.50	0.50	70.711	70.714	70.720	70.728	70.746
0.75	0.25	50.000	50.004	50.009	50.019	50.038

DEPIの観測誤差は、資産価格のウェイト配分の増加に連れて一貫して拡大しているが、その拡大ペースは、ウェイトが大きくなると鈍化する。このため、両者の実現可能な組み合わせの関係は、右上がりでも右下方に凸のかたちとなる（図中の実線、以下「物価指標フロンティア」と呼称）。また、資産価格ウェイトの上昇は、DEPIにより長期的な物価変動が反映されるという意味で望ましい一方、観測誤差の拡大は物価指標の信頼度を低下させる。このため、望ましい目標指標としての資産価格ウェイトと観測誤差の関係を示す無差別曲線は、やはり右上がりかつ右下方に凸となる（図中の点線）。

図6 DEPIのウェイトと観測誤差



上述のとおり無差別曲線と物価指標フロンティアは、いずれも右上がりかつ右下方に凸の形状をしている。このため、無差別曲線が物価指標フロンティアに対して内側から接する場合には、両者の接点が望ましい物価指標となる資産価格へのウェイト割り当てと観測誤差の大きさの組み合わせを示すことになる。もっとも、DEPIを金融政策運営上の目標指標として活用することを考えた場合、資産価格のウェイト上昇にともなって観測誤差の拡大を容認するコストは非常に大きくなると考えられる。従って、無差別曲線の傾きは物価指標フロンティアよりも急になると考えられ、図6に示されているような端点解となる可能性が高い。この場合、政策運営上の望ましい目標指標は、資産価格に対するウェイトをゼロとしたカレントな物価指数となる。換言すると、DEPIが資産価格に割り当てる大きなウェイトは、経済主体の動学的な最適化行動から導かれたものであるが、利用可能な資産価格データの精度が著しく低いことに伴うデメリットを勘案すると、DEPIを目標変数など金融政策判断上の中核に位置付けていくことは難しいということになる。

5. 結び

本稿では、CPIにおける資産・耐久消費財価格の取り扱いを整理し、現行物価指数における資産価格の位置付けを検討した上で、物価指数概念を動学的に拡張し、資産価格情報を取り込む可能性について検討した。

まず、CPIにおける資産価格の取り扱いの中では、持ち家について、価格とウェイトという最も重要な物価指数構成要素の推計方法に大きな問題があり、これらの点を改善することにより、CPIの信頼度を高め得る点を指摘した。価格推計方法については、データの入手可能性という実務的な観点から、持ち家の帰属家賃データとして、民営借家の価格データを流用する方式を採用している。しかしながら、民営借家と持ち家では、居住水準が大幅に異なるため、調査価格の品質調整上の問題が大きい。また、ウェイト推計においては、民営家賃関数を推計し、これを基に持ち家との居住水準差を調整する方式がとられている。推計式の定式化が不適切であることに加え、居住水準の大幅に異なる持ち家の居住水準に外挿している結果、過大・過小のいずれの可能性も存在している。

次に、物価指数概念の動学的拡張によって資産価格情報をより直接的に取り込む可能性については、理論的整合性の高さは評価できるが、物価指標を中心とした物価情勢の判断材料を補強する指標として活用するといったレベル以上の機能を望むことは難しいとするのが結論である。

DEPIは、理論的に導出されるカレントな物価指数と資産価格のウェイト配分を受け入れる限り、資産価格と極めて似通った指標となる。資産価格は将来の財・サービス価格の上昇予想以外にも様々な要因の影響を受けており、資産価格の変化が直ちに将来時点における財・サービス価格の変動を意味する訳ではないこと、資産価格の精度はカレントな物価指標と比べて著しく低いこと等から、定量的な判断指標としては馴染まないと判断される。従って、資産価格が定性的な判断に利用されるにとどまるのであれば、金融政策の運営との関係を考える上で、物価指標と資産価格は切り離し、個別にその動向をみていくことが妥当であろう。しかしながら、その場合、Kindleberger [1995] が指摘するように、一定の調理法 (“cookbook rules of the game”) がある訳ではなく、他の政策判断材料との比較考量という金融政策当局の裁量的な判断が必要となる³⁴。

補論1. 動学的に拡張された物価指数の定式化

動学的な価格変動要因を考慮に入れた物価指標として、Alchian and Klein [1973] が提唱した「一定の経済厚生を得るために必要な異時点間にわたる生計費の変動」

34 Kindleberger [1995] は、この点につき、“When speculation threatens substantial rises in asset prices, with a possible collapse in asset markets later, and harm to the financial system, or if domestic conditions call for one sort of policy, and international goals another, monetary authorities confront a dilemma calling for judgment, not cookbook rules of the game.” と述べている。

を捕捉する「異時点間生計費指数」(ICLI)が存在する。

ここでは、まず、消費者の選好が、次式の効用関数のように、現在および将来の消費支出に依存していると仮定する。

$$U = U(x_{1t}^A, \dots, x_{nt}^A, \dots, x_{it}^A, \dots) \quad \text{for } i = 1, \dots, n; t = 1, \dots \quad (\text{A-1})$$

なお、ここで、 x_{it}^A は経済状態 A における t 期の第 i 財に対する消費支出を示している。

また、この消費にとって、現在および将来にわたる消費支出に関する予算制約は、保有する有形・無形を含めた総資産価値 W^A となる。

$$W^A = \sum_{t=1}^{\infty} \sum_{i=1}^n p_{it}^A x_{it}^A = \sum_{j=1}^m q_j^A y_j^A \quad (\text{A-2})$$

ここで、 p_{it}^A 、 q_j^A 、 y_j^A はそれぞれ、経済状態 A における t 期の第 i 財の現在価格³⁵、経済状態 A における第 j 資産の価格、数量を示している。

今、現在または将来の財の現在価格が変化し、新しい経済状態 B が実現したと考える。この結果、消費者が経済状態 A と同じ水準の効用水準を実現するために必要な総資産価値 W^B が³⁶に変化したとすると、経済状態 A と B の間のICLIは、

$$ICLI^{AB} = \frac{W^B}{W^A} = \frac{\sum_{t=1}^{\infty} \sum_{i=1}^n p_{it}^B x_{it}^B}{\sum_{t=1}^{\infty} \sum_{i=1}^n p_{it}^A x_{it}^A} = \frac{\sum_{j=1}^m q_j^B y_j^B}{\sum_{j=1}^m q_j^A y_j^A} \quad (\text{A-3})$$

と定式化される。

渋谷 [1991] では、さらに、1 財モデルの時間分離型コブ・ダグラス効用関数を想定した上で、資産の限界生産性が一定と仮定することにより、カレントな物価指数と資産価格の加重幾何平均として、DEPIを導出している。

補論 2. 回帰分析による物価指数の観測誤差の計測

補論 2.では、第 4 節でDEPI観測誤差のシミュレーションを行った際の基礎データとなった物価指数の観測誤差の推計方法、およびその推計結果を示す。以下では、まず、Selvanathan and Prasada Rao [1994] に従って、物価指数の個別銘柄データを利用して、ラスパイレス型物価指数およびその観測誤差を推計する方法を整理する。その上で、この手法をわが国CPIデータに適用し、10大費目ベースと中分類ベース、小分類ベース、品目分類ベースの四つのデータセットによる計測結果を示す。

35 各財・サービスの将来時点における価格を割引率によって現在価値に換算したもの。

今、 $p_{i0}x_{i0}$ を基準時点 0 期における第 i 財への消費支出額、 $p_{it}x_{it}$ を比較時点 (t) における価格で評価した基準時点における第 i 財への消費支出額とし、次式のような回帰式を考える。

$$p_{it}x_{it} = \gamma_t p_{i0}x_{i0} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (\text{A-4})$$

ただし、 γ_t は全ての財に共通の値をとり、また、 ε_{it} は攪乱項である。さらに、

$$E[\varepsilon_{it}] = 0, \quad \text{cov}[\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}] = \sigma_t^2 p_{i0}x_{i0} \delta_{ij} \quad (\text{A-5})$$

であると仮定する。なお、 δ_{ij} はクロネッカー・デルタである。

次に、(A-5) 式の両辺を $\sqrt{p_{i0}x_{i0}}$ で除すと、

$$p_{it}^* = \gamma_t p_{i0}^* + u_{it} \quad (\text{A-6})$$

となる。ただし、ここで、 $p_{it}^* = p_{it} \sqrt{x_{i0}/p_{i0}}$ 、 $u_{it} = \varepsilon_{it} / \sqrt{p_{i0}x_{i0}}$ である。さらに、(A-5) 式より、

$$\text{cov}[u_{it}, u_{jt}] = \text{cov}[\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}] / (p_{i0}x_{i0}) = \sigma_t^2 \delta_{ij} \quad (\text{A-7})$$

が得られる。従って、 γ_t の推計に最小二乗法を適用することができ、推計パラメータ $\hat{\gamma}_t$ は、

$$\hat{\gamma}_t = \frac{\sum_{i=1}^n p_{it}^* p_{i0}^*}{\sum_{i=1}^n (p_{i0}^*)^2} = \frac{\sum_{i=1}^n p_{it}x_{it}}{\sum_{i=1}^n p_{i0}x_{i0}} \quad (\text{A-8})$$

となり、ラスパイレス物価指数と一致する。このため、推計パラメータの標準誤差が物価指数の観測誤差となる。

わが国CPIデータについて、品目ベース、小分類ベース、中分類ベース、10大費目ベースの4種類のデータを使って推計した結果は、表A-1のとおりである³⁶。推計されたCPIの観測誤差の大きさをみると、最も細かい品目ベースでは年率0.1%であるのに対し、小分類ベース、中分類ベースと分類の肌理が粗くなるに連れ、その観測誤差は0.6%、0.8%と拡大し、最も肌理の粗い10大費目ベースでは年率1.1%と約10倍の値が得られている。これは、価格調査の精度が低下すると、それだけ物価指数の観測誤差が拡大することを示唆しているものと考えられる。

36 推計は平成2年基準指数で行っている。

表A-1 ラスパイレス指数・観測誤差の推計結果

	1991年	1992年	1993年	1994年	1995年	年率平均
品目分類ベース						
推計パラメータ	1.033	1.050	1.064	1.071	1.070	
標準誤差	0.002	0.002	0.003	0.004	0.005	0.001
決定係数	0.996	0.992	0.987	0.978	0.971	
小分類ベース						
推計パラメータ	1.032	1.050	1.063	1.071	1.070	
標準誤差	0.003	0.005	0.006	0.007	0.009	0.006
決定係数	0.997	0.994	0.992	0.986	0.981	
中分類ベース						
推計パラメータ	1.032	1.050	1.064	1.071	1.070	
標準誤差	0.005	0.006	0.008	0.011	0.013	0.008
決定係数	0.995	0.994	0.990	0.981	0.975	
10大費目ベース						
推計パラメータ	1.033	1.050	1.063	1.071	1.070	
標準誤差	0.005	0.007	0.010	0.014	0.017	0.011
決定係数	0.998	0.997	0.994	0.988	0.982	

参考文献

- 浅子和美、「資産価格のメカニズム」、伊藤隆敏・野口悠紀雄（編）、『分析・日本経済のストック化』所収、日本経済新聞社、1992年
- ・加納 悟・佐野尚史、「株価とバブル」、西村清彦・三輪芳朗（編）『日本の株価・地価』、東京大学出版会、1990年
- 石川経夫、『所得と富』、岩波書店、1991年
- 伊藤隆敏・廣野桂子、「住宅市場の効率性：マイクロデータによる計測」、『金融研究』第11巻第3号、日本銀行金融研究所、1992年
- 岩田一政、「ストック経済と税制」、伊藤隆敏・野口悠紀雄（編）、『分析・日本経済のストック化』所収、日本経済新聞社、1992年
- 翁 邦雄、『期待と投機の経済分析——「バブル」現象と為替レート——』、東洋経済新報社、1985年
- 、『金融政策』、東洋経済新報社、1993年
- 春日義之、「首都圏における住宅問題の考察——マイクロデータによる住宅市場の検証——」、『調査』211号、日本開発銀行、1996年
- 小林孝雄、「株式のファンダメンタルズ・バリュウ」、西村清彦・三輪芳朗（編）『日本の株価・地価』、東京大学出版会、1990年
- 重原久美春、「資産価格の変動とインフレーションについて」、『金融研究』第9巻第2号、日本銀行金融研究所、1990年
- 渋谷 浩、「動学的均衡価格指数の理論と応用——資産価格とインフレーション」、『金融研究』第10巻第4号、日本銀行金融研究所、1991年
- 白塚重典、「消費者物価指数と計測誤差——その問題点と改善に向けての方策——」、『金融研究』第14巻第2号、日本銀行金融研究所、1995年
- 、「インフレーション・ターゲティング対象物価指標を巡る論点整理」、IMES Discussion Paper 96-J-15、日本銀行金融研究所、1996年
- 鈴木淑夫、『円デフレとドルインフレ』、東洋経済新報社、1995年
- ターベイ ラルフ、日本統計協会（訳）、『消費者物価指数 ILOマニュアル』、日本統計協会、1990年、（原著、Turvey, Ralph, *Consumer Price Indices, An ILO Manual*, International Labor Organization, 1989）
- 高山憲之（編著）、『ストック・エコノミー』、東洋経済新報社、1992年
- ・有田富美子、「可処分所得の世代間分配」、『経済研究』第46巻第1号、一橋大学経済研究所、1995年
- 西村清彦、「日本の地価決定メカニズム」、西村清彦・三輪芳朗（編）『日本の株価・地価』、東京大学出版会、1990年
- 日本銀行調査統計局、「諸外国におけるインフレーション・ターゲティングの動向」、『日本銀行月報』、日本銀行、1994年12月号
- 野口悠紀雄、『バブルの経済学』、日本経済新聞社、1992年
- 羽森茂之、『消費者行動と日本の資産市場』、東洋経済新報社、1996年

- 星 岳雄、「資本市場の不完全性と金融政策の波及効果——最近の研究成果の展望——」、IMES Discussion Paper 96-J-14、日本銀行金融研究所、1996年
- 松下康雄、「資本市場の役割と課題」、『日本銀行月報』、日本銀行、1995年7月号
- 森田優三、『物価指数理論の展開』、東洋経済新報社、1989年
- Alchian, Armen A. and Benjamin Klein, "On a Correct Measure of Inflation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 5(1), 1973, pp. 173-191.
- Ball, Laurence and N. Gregory Mankiw, "Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks," *Quarterly Journal of Economics*, 110(1), 1995, pp. 161-193.
- Barro, Robert J. and Xavier Sala-i-Martin, *Economic Growth*, McGraw-Hill, 1995.
- Borio, C. E. V., N. Kennedy, and S. D. Prowse, "Exploring Aggregate Asset Price Fluctuations Across Countries: Measurement, Determinants and Monetary Policy Implications," *BIS Economic Papers*, No. 40, 1994.
- Carlson, Keith M., "Do Price Indexes Tell Us About Inflation? A Review of the Issues," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 71(6), 1989, pp. 12-30.
- Kindleberger, Charles P., "Asset Inflation and Monetary Policy," *BNL Quarterly Review*, No. 192, 1995, pp. 17-37.
- Leiderman, Leonard and Lars E. O. Svensson, eds., *Inflation Targets*, CEPR, 1995.
- Maki, Atsushi and Shigeru Nishiyama, "Consistency between Macro and Micro-Data Sets in the Japanese Household Sector," *Review of Income and Wealth*, 39(2), 1993.
- Pollak, Robert A., *The Theory of the Cost-of-Living Index*, Oxford University Press, 1989.
- Santoni, G. J. and H. Brian Moehring, "Asset Return and Measured Inflation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 26(2), 1994, pp. 232-248.
- Selvanathan, E. A. and D. S. Prasada Rao, *Index Numbers: A Stochastic Approach*, Macmillan, 1994.
- Shibuya, Hiroshi, "Monetary Policy, Banking Crisis, and Disequilibrium Dynamics: Business Cycles with Capital Price Overshooting," Mimeo, 1995.
- Shiller, Robert J., *Macro Markets*, Oxford University Press, 1993.
- Suzuki, Kenji and Makoto Ohta, "A Hedonic Analysis of Land Prices and Rents in the Bubble: Kanagawa Prefecture in Japan for 1986-1988," *Economic Studies Quarterly*, 45(1), 1994.