

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——

白 塚 重 典

1. はじめに
 2. 消費者物価指数の作成方法と計測誤差の発生原因
 3. 指数算式の問題点と改善策
 4. 品質調整手法の改善策
 5. 調査サンプルの問題：「価格破壊」の取扱い
 6. 価格調査方法の問題
 7. ウェイト算出方法の問題
 8. 結び
- 補論

1. はじめに

本論文では、消費者物価指数（以下、CPI〈consumer price index〉と省略）における「計測誤差」（measurement error）の発生原因とその改善に向けての方策を、わが国CPIの作成方法に即して検討する。

物価指数は、「経済の体温計」としばしばとえられるように、経済状態の変化を測るバロメータとして、物価上昇圧力や景気動向を把握するために幅広く利用されているほか、名目金額を実質化するためのデフレータ

として、国民経済計算等でも重要な役割を果たしている。¹⁾しかし、その計数には「計測誤差」が不可避免的に混入している。

物価指数の計測誤差は、物価指数に上方バイアスをもたらすケースが多く、経済政策の運営、あるいはマクロ経済の分析に大きな影響を与えうる。まず、経済の体温計としての機能との関係では、金融政策運営への直接的な影響が指摘できる。物価の安定は、金融政策運営上の最終目標とされており、その政策判断や事後的なパフォーマンスの測定に当たって、CPIを含む各種の物価指数が重要な

本論文の作成に当たっては、太田 誠教授（筑波大学）、牧 厚志教授（慶應義塾大学）から有益なコメントを頂いた。

1) 物価指数の機能や利用方法の詳細については、日本銀行物価研究会[1992]第1章を参照。

役割を果たしている。²⁾ また、デフレーター機能との関係では、名目値の変動を価格と実質値の変動に分解する際に、物価変動を過大評価するため、実質値を過小評価し、国民経済全体としての生活水準や生産性の向上が適切に把握されないとの結果につながる。

こうした物価指数の「計測誤差」ないし「インフレ・バイアス」という問題については、このところ「価格破壊」との関連でCPIに対して風当たりが強い。ディスカウント・ストアやロードサイド店の増加、大手スーパーでのプライベート・ブランド製品の取扱い拡大など、「価格破壊」と呼ばれる動きが広範化している中で、CPI（生鮮食品を除く総合ベース）は1995年3月まで緩やかながら上昇を続けてきた。³⁾ このため、「CPIは、最近の価格低下の動きを適切に反映しておらず、生活実感との乖離が大きい」との批判が高まっており、CPIと「価格破壊」を巡って様々なレベルで議論が繰り広げられている。「価格破壊」はCPIの計測誤差について、包括的な問題を投げ掛けているとみることができよう。

以下、本論文の構成は次のとおりである。まず、2.では、以下の議論の前提としてわが

国CPIを概観する。そのうえで、米国等での議論を踏まえつつ、わが国でのCPI作成方法に即して、計測誤差の発生原因を整理する。続く3.から7.までは、2.で説明するわが国CPIの計測誤差の発生原因に沿って、指数算式、品質調整手法、調査サンプル、価格調査方法、ウェイト作成方法の具体的な問題点と改善策を考察する。最後の8.では、3.から7.で指摘したCPIの改善策を総括するとともに、今後の検討課題を整理する。なお、補論では、物価指数の理論的な問題点を考察する。

予め本論文で得られる主要な結論を要約しておくとして以下のとおりである。

- 1) CPIの計測誤差は、サンプル調査が採用されている結果として必然的に発生する。これは、市場経済のダイナミックな変動の中で、①相対価格の変動、②財・サービスの品質変化、③新製品の登場と既存製品の消滅等が生じているためである。
- 2) こうした計測誤差は、わが国のCPI作成方法に即して考えると、①指数算式（固定基準ラスパイレス方式）の影響、②品質調整手法の限界、③調査サンプル

2) 物価指数が金融政策に対して明示的な影響を与えているケースとして、ニュージーランド、カナダ、イギリス、スウェーデン等の国で導入されている「インフレーション・ターゲティング」がある。これらの国では、物価上昇率の目標を公にし、これを直接的なターゲットとして金融政策が運営されている。インフレーション・ターゲティングについての詳細は、日本銀行調査統計局[1994]、Ammer and Freeman[1994]を参照。なお、物価上昇率をターゲットに金融政策を運営する場合、物価指数の計測誤差に起因するバイアスを織り込んで考える必要があるほか、バイアスの水準自体も時系列的に変動している可能性が高いことを念頭においておくべきである。すなわち、後述のとおり、計測誤差の多くは市場経済の変動にその源泉を求めることができるため、計測誤差の水準自体も景気循環の局面や技術革新のテンポに大きく左右されている可能性が高いと考えられる。

3) CPI（生鮮食品を除く総合）・前年同月比は、1995年4月に-0.1%と1987年5月（-0.2%）以来約8年振りにマイナスに転じている。

の偏り、④価格調査方法の問題、⑤基準改定時の新製品取り込みのラグ、といったことから発生する。

- 3) これらの問題点解決には、①指数算式として連鎖基準・基準時ウェイト幾何平均物価指数を採用する、②品質調整にヘドニック・アプローチを活用する、③価格調査において、調査銘柄や調査店舗の見直しを進める、④ウェイト作成方法の見直しを検討する、といった方策が考えられる。

- 4) CPIの利用価値を高める上では、これら改善策と合わせて、①間接税を除いたベースの指数作成、②品目別の価格分散データの作成、③利用目的に応じた物価指数の作成と活用の促進などについて、検討していく必要がある。

2. 消費者物価指数の作成方法と計測誤差の発生原因

本節では、わが国CPIの概要をみたうえで、米国等での議論を踏まえつつ、わが国CPIにおける計測誤差の発生原因を整理する。

(1) わが国CPIの概要

CPIは、様々な物価指数の中でも最も代表的な指標の1つであり、家計が購入する商品・サービスの価格動向を捉えるものであ

る。CPIに関して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およ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。

わが国のCPI⁵⁾は、昭和21年8月に公表が開始され、現在は、総務庁統計局が、平成2年を基準時点とする指数を毎月作成し、公表している。調査の対象は、全国の消費世帯（農林漁家世帯および単身世帯を除く）が購入する商品・サービスの価格で、具体的な価格資料としては、総務庁統計局が実施している「小売物価統計調査」を利用しており、毎月、全国167の市町村（東京都区部を含む）で約23万件の価格を収集している。⁶⁾ こうして集められた価格情報は、「家計調査」から得られた平成2年平均の全世帯1カ月1世帯当たりの消費支出金額を基に算出された品目別の固定ウェイトで加重平均（ラスパイレス型指数算式）され、平成2年平均を100として指数化されている。⁷⁾

また、分類体系については、基本分類として、総合指数のほか、「家計調査」の調査項目に即して、食料、住居、教養・娯楽等の10大費目指数とその細分類である中分類指数が作成されている。また、特殊分類指数として、対象品目の供給者の属性に着目し、分類した

4) ターベエイ[1990]p.186

5) わが国のCPIに関する詳細は、総務庁[1992]を参照。

6) CPIの対象範囲から農林漁家世帯と単身世帯が除外されているのは、CPIのウェイト算出基礎資料である家計調査が、これらの世帯を調査対象外としているため、その消費支出の状況がウェイトに反映されていないことによる。CPIの価格調査は、日本各地において、その地域の主要な小売店での販売価格を調査している。

7) 指数算式については、本論文3.を参照。

商品・サービス分類指数や世帯の収入や世帯主の年齢、職業等により分類した世帯属性別指数、地域間の相対価格差を示した地域差指数なども公表されている。

(2) 計測誤差の発生原因

物価指数の計測誤差の発生原因としては、主として、①相対価格変動に伴う代替効果、②品質変化の影響、③新製品登場の影響の3点が指摘されている。⁸⁾

イ. 代替効果の影響

相 対 価 格 の 変 動 に 伴 う 代 替 効 果 (substitution effects) は、CPI がラスパイレス型指数算式 (基準時ウエイト算術平均指数) を採用していることを通じてバイアスをもたらしめている。⁹⁾ すなわち、消費者は、相対価格の変化にあわせて、自らの効用を最大化するよう購入する財・サービスの量を増減させていると考えられる。しかしながら、CPI では、基準年次に固定された消費バスケットに従って、特定の店舗で販売されている決められた製品の価格変動を調査しているため、こうした消費者の購買行動の変化が反映されにくい。その具体的な影響は、①調査品目間に生じる代替効果、②品目内での購入銘柄間の代替効果、③既存店舗間での代替効果、④ディスカウント・ストアの新規出店による代替効果 (outlet substitution effects)、の4段階にわけて考えると理解しやすい。

まず第1段階の品目間における代替効果については、CPI では、品目を加重平均するためのウエイトが基準時点に固定されているた

め、相対価格の変動に伴って、家計が財・サービスの購入量を変化させる効果を織り込むことができない。例えば、最近では、1993年の冷夏の影響を受けて米の小売価格が大幅に上昇したが、このとき、家計は米の購入を抑制する一方で、その代替財であるパン、麺類等の購入へシフトしたと考えられる。しかしながら、CPI における米のウエイトは、米価が上昇する前の基準時点のものが利用されるため、上昇バイアスが生じることになる。

第2段階の同一品目内での購入銘柄間の代替効果は、CPI を構成する品目には、調査対象銘柄以外にも、密接な代替製品が多数存在していることに起因する。カラーテレビを例に考えてみると、現行 CPI では、21型の音声多重受信装置内蔵タイプ (特定の商標と型番を指定) が調査対象銘柄となっているが、家電量販店やスーパー等の店頭には、大型で衛星放送受信チューナーを内蔵したタイプや横長画面タイプ、東南アジア諸国等で生産された安価な小型テレビ等、より多様なカラーテレビが展示・販売されている。カラーテレビを購入しようとする消費者は、これら多様な製品群の中から、それぞれのニーズに合ったものを選択している。CPI の調査価格は、商品の代表性を考慮して選定しているとはいえ、多くの品目で1銘柄についてだけ調査が行われているため、品目全体の価格変動を把握することが困難なケースも多いと考えられる。

第3段階の既存店舗間での代替効果については、消費者の価格探索行動を価格調査上、

8) 米国での議論は、例えば、Fixler[1993]、Gordon[1993]、Wynne and Sigalla[1994]を参照。

9) 指数算式に関する議論は、本論文3.および補論1.2.3.を参照。

把握しきれないことから生じる。多くの消費者は、新聞広告等をみたり、実際の店頭価格を比較したりして、近隣のスーパー、百貨店、専門店等の中から、その時々で一番安い製品を購入しようとすると考えられる。しかしながら、CPIは、特定の日時・店舗における販売価格を調査しているため、こうした動きを十分に捕捉できていない可能性が高い。

最後の第4段階は、最近の「価格破壊」との関連で注目を集めているディスカウント・ストアの新規出店といった小売サイドの構造変化に伴う影響である。すなわち、CPIの価格調査では、ディスカウント・ストアが殆どカバーされていないため、消費者の購買行動が、既存の小売店・百貨店等から価格低下幅の大きいディスカウント・ストアへシフトしている実態は、物価指数の変動にはなかなか反映されない。

なお、これら4段階の代替効果のうち、第1段階は指数算式の問題、第2から4段階までは価格調査上の問題と大きく分類できる。

このほか、基準改定からの時間の経過とともに、相対価格の変動を反映して、品目毎の物価指数水準に高低が生じる。こうした指数水準の相違は、ラスパイレス方式のような算術平均指数において、指数水準が高くなった品目を過大評価するとの問題があることも見逃せない（この点についての詳細は、補論1.を参照のこと）。

ロ. 品質変化の影響

物価指数の価格調査は、特定の商品を継続的に調査しているが、現実の経済はダイナ

ミックに変動しており、経済構造の変化や技術革新の進展等に伴って、調査対象銘柄が市場から消滅したり、代表性を失うなど、同一の調査銘柄を永続的に追いかけることは困難なケースが多い。したがって、精度の高い物価指数を作成するためには、調査銘柄の変遷にあわせて調査銘柄を入れ替える必要が生じる。その際、物価指数は、基準時点から品質を一定に保った場合の価格変動を捉えることを目的としているため、新旧調査銘柄間の品質差を適切な方法で調整し、品質変化を除去した純粹の価格変動を物価指数に反映させる必要が生じる。こうした調査銘柄の入れ替え作業は、一般に「銘柄変更」と呼ばれ、指数精度を維持していくうえで極めて重要な作業となっている。¹⁰⁾

わが国のCPIで、銘柄変更の手続きが具体的にどのような方法により行われているかを、●総務庁の公表資料（総務庁[1992]）からみると、①新旧調査銘柄間で品質・容量等に差がない場合、新旧銘柄の価格をそのまま接続する（直接接続法〈直接比較処理〉）、②新旧調査銘柄間で品質は同じであるが容量等に差があり、容量と価格が比例関係にあるとみなすことができる場合、容量比により価格を調整し接続する、③新旧調査銘柄間に品質向上と同時に価格も上昇していると明らかに認められる場合は、新旧銘柄の価格指数を不変として接続する（価格リンク法〈保合い処理〉）、との3種類の方法が主として採用されている。¹¹⁾

物価指数は品質を一定に保ったとした場合

10) こうした「銘柄変更」を含めた物価指数作成作業の概要は、日本銀行物価研究会[1992]第2章を参照。

11) 総務庁[1992]を参照。なお、WPIでは、これらの方法のほかに、生産コストを元に品質差を調整する「コスト比較法」が広く利用されているほか、後述の「ヘドニック・アプローチ」も一部品目で採用されている。

の価格変化を捕捉するものであるから、その上昇率は、表面価格の上昇率から品質向上率を控除した値と考えられる。したがって、これら3者の関係は、一般に、

(物価指数上昇率)

$$= (\text{表面価格上昇率}) - (\text{品質向上率})$$

とあらわすことができる。

前述した3とおりの品質調整手法を、この式に沿って整理すると、まず、直接接続法は「品質向上率=ゼロ」として処理するものであり、物価指数上昇率は表面価格上昇率と等しくなる。また、価格リンク法は「表面価格上昇率=品質向上率」とみなすため、物価指数上昇率はゼロとなる。したがって、多くの銘柄変更が属すると考えられる「価格差≠品質差」のケースが的確に処理されるのは、容量のみの変化時に限定される。

このようにCPIの銘柄変更時の品質調整には、かなり限定的な手法が採用されているため、品質変化の捕捉には自ずから限界が存在している。この結果、CPIは、技術革新の著しいマイクロエレクトロニクス製品を中心として価格調査対象の品質向上を過小評価し、上方バイアスを有しているのではないかと疑念が大きい。¹²⁾

ハ. 新製品登場の影響

CPIの計測誤差の発生原因としては、新製品が登場した後、これらが物価指数バスケット

トへ取り込まれるまでのラグが大きいとの点も無視しえない。¹³⁾新製品が普及する過程では、規模の経済性と学習効果を反映して生産コストが低下し、品質調整済みベースでみた価格が急速に下落する。こうした局面においては、CPIのウエイトが過小評価されていたり、そもそも物価指数対象品目に取り込まれていなかったりといった事情から、新製品登場の成果がCPIには適切に反映されないとの問題が指摘される。

これまでの基準改定時における新規採用品目をみると、新製品は必ずしも適切なタイミングで取り込まれてきたとは言えない。¹⁴⁾すなわち、乗用車、ピアノは1970年、全自動電気洗濯機、ステレオ、テープレコーダーは1975年、電子レンジ、小型電卓は1980年、冷暖房兼用ルームエアコンは1985年、ワープロ、ビデオカメラはようやく1990年からという具合に、一般家庭への普及からややラグをおいて取り込まれている。さらに、パソコンや電話機、ファックス、普通乗用車等は依然として指数対象範囲に取り込まれていない。また、新製品取り込みのラグは、サービスについても認められる。例えば、車庫借料や遊園地入園料等は1985年基準から取り込まれたほか、ハンバーガーの外出価格やビデオレンタル料が取り込まれたのは、1990年基準になってからである。このほか、新電電による通話料金やレンタカー代等は依然として取り込まれて

12) 太田[1980]では、品質変化の判断が困難な銘柄変更について、品質が不明な不確実性の下でのリスク最小化という観点から、価格差の半分は品質差、残りの半分は純粋な価格変化として扱う「50%ルール」を提唱している。

13) 登場した新製品が、既にCPIへ取り込まれている品目に含まれると判断される場合には、「銘柄変更」が適切に行われれば、バイアスを除去できる。

14) 過去の基準改定における新規採用品目の詳細は、総務庁[1993a]を参照のこと。

いないほか、クレジット・カードや口座振替手数料等の各種金融サービスについても、指数対象外の扱いとなっている。¹⁵⁾

なお、こうした新製品のCPIへの取り込みラグは、技術革新のテンポが速く、プロダクト・サイクルの短い製品において特に著しい。これは、これらの製品に関しては、品質調整が困難なことから、継続的に価格調査を行うことが難しく、このため、指数対象範囲への取り込みが先送りされやすい傾向があることによるようにうかがわれる。

(3) わが国CPIの作成方法と計測誤差の

混入経路

ここで、既に指摘した代替効果、品質変化、新製品登場の3つの計測誤差の発生原因が、物価指数の作成上、どのような経路を辿ってCPIにバイアスをもたらしているかを整理しておく。これら3つの要因は、主として、①指数算式、②品質調整手法、③調査サンプル、④価格調査手法、⑤ウエイトの作成方法、⑥基準改定時の採用品目見直し、との6つの経路からCPIへ計測誤差をもたらしている。なお、6種類の経路は、①と②が指数理論的な問題、③から⑥までは統計作成上の技術的な問題と大きく分けることができる。

イ. 指数理論的な問題

まず、指数算式の問題は、調査品目間の相対価格変動と消費者の購買行動の変化という代替効果と密接に関係している。また、補論1.で詳しく検討するとおり、算術平均によって

相対的に価格上昇率が高い品目の影響が過大評価されることも、指数算式と不可分の問題である。

また、品質調整手法については、直接的には、調査銘柄の変更時に品質変化の影響が十分控除されていないとの点が大きい。しかしながら、品質調整手法に不安があることは、特に技術進歩が速い製品について、調査対象銘柄の入れ替えや基準改定時の新製品取り込みのタイミングが後ずれしやすいとの間接的な経路からも、バイアスをもたらしていると考えられる。したがって、品質調整手法の問題は、代替効果や新製品登場といった要因にも関係している可能性が大きい。

ロ. 統計作成上の問題

次に、調査サンプルと価格調査方法の問題は、いずれも、CPI採用品目について、どの場所で売られている、どの製品を調査しているかが問題になる。これは、最終的に、調査対象がその品目の価格変動を的確に反映しているかという、調査価格の代表性の問題に帰着する。物価指数は、経済で取引されているすべての財・サービスの価格を調査している訳ではなく、その中の一部をサンプル調査しているに過ぎない。したがって、調査サンプルが、調査対象品目全体の価格動向を的確に反映していないとすれば、これを合成した物価指数全体の変動も、経済の実態と乖離していくことになる。5.で採り上げる「価格破壊」との関係も、こうした調査サンプルの代表性

15) CSPI(企業向けサービス価格指数)では、口座振替手数料等の各種手数料は既に取り込んでいる。なお、ウエイトの大きい金融マージンについては、指数対象外の扱いとしているため、金融関連サービスのカバレッジが低いとの指摘もみられているが、同サービスについては、適切な調査価格が存在しないなど、実際に物価指数を作成するためには解決しなければならない課題が多く、物価指数作成はかなり困難と考えられる。

に関する問題と考えられる。

また、ウェイト作成方法の問題は、家計消費支出の実態が、CPI ウェイトに、的確なたちで反映されていない結果、各種の代替効果が混入する大きな要因となっている。この問題は、ウェイト算出基礎資料となっている『家計調査』の統計作成方法の限界に起因する問題と、耐久消費財の支出金額の振れ、帰属家賃のウェイト推計上の問題の3つに分けられる。

最後に、基準改定の問題については、新製品の取り込みタイミングが遅れる結果、新製品登場の影響が反映されにくいとの点に直結している。

ハ. 計測誤差混入経路の整理

以上の議論を整理すると第1表のとおりとなる。以下、3.から7.までは、それぞれ、指数算式、品質調整手法、調査サンプル、価格調査手法、ウェイト算出方法について、より具体的な問題点を明らかにするとともに、これらの問題点を改善していく方策を検討す

る。¹⁶⁾

3. 指数算式の問題点と改善策

本節では、2.で指摘したわが国CPIの作成方法上の問題のうち、物価指数算式の問題について検討する。具体的には、まず、物価指数の代表的な算出方法を整理したうえで、固定基準ラスパイレス算式のもたらす上方バイアスの大きさを検証する。さらに、こうしたバイアスを少しでも小さくするために、物価指数作成作業上、現実的な代替物価指数算式として、どのようなものが考えられうるかを検討する。

(1) 基本的な物価指数算式

イ. 指数算式の種類

物価指数の算式は、加重平均するためのウェイトとしてどの時点のものを採用するか、また、加重平均の方法として算術平均をとるか、それとも幾何平均をとるかとの2つの観点から大きく分類することができる。以下で

第1表 計測誤差の要因とCPIへの混入経路

		計測誤差の要因		
		代替効果	品質変化	新製品登場
混入経路	指数算式	◎	—	—
	品質調整手法	○	◎	—
	調査サンプル	◎	○	◎
	価格調査手法	◎	○	○
	ウェイト作成方法	◎	—	◎
	基準改定	—	—	◎

(注) 表中の記号の意味は次のとおり。

◎…直接的な影響、○…間接的な影響、—…影響なし

16) 基準改定の問題については、新製品登場との関係での議論に尽きるため、以下の議論では取り扱わない。

は、代表的な4種類の物価指数算式（ラスパ
イレス物価指数〈Laspeyres Price Index〉、
パーシェ物価指数〈Paasche Price Index〉、
フィッシャー物価指数〈Fisher Price Index〉、
トゥルンクヴィスト物価指数〈Törnqvist
Price Index〉）について整理する。¹⁷⁾

今、品目*i*の*t*期における価格を p_{it} 、購入
数量を x_{it} 、また、物価指数の基準時点を0
期、比較時点を*t*期とすると、これら4種類
の物価指数算式は、それぞれ以下のとおり定
義される。

- ① ラスパイレス物価指数（基準時ウエイト
による算術平均指数）

$$P_{0t}^L = \frac{\sum_{i=1}^n p_{it} x_{i0}}{\sum_{i=1}^n p_{i0} x_{i0}} = \sum_{i=1}^n w_{i0} \times \frac{p_{it}}{p_{i0}} \quad (1)$$

- ② パーシェ物価指数（比較時ウエイトによ
る算術平均指数）

$$P_{0t}^P = \frac{\sum_{i=1}^n p_{it} x_{it}}{\sum_{i=1}^n p_{i0} x_{it}} = \sum_{i=1}^n \frac{1}{w_{it}} \times \frac{p_{it}}{p_{i0}} \quad (2)$$

- ③ フィッシャー物価指数（①と②の幾何平
均指数）

$$P_{0t}^F = \sqrt{P_{0t}^L \times P_{0t}^P} \quad (3)$$

- ④ トゥルンクヴィスト物価指数（基準時・
比較時平均ウエイトによる幾何平均指数）

$$P_{0t}^T = \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_{it}}{p_{i0}} \right)^{\frac{w_{i0} + w_{it}}{2}} \quad (4)$$

ただし、(1)~(4)式において、

$$w_{is} = p_{is} x_{is} \Big/ \sum_{i=1}^n p_{is} x_{is}$$

である。

ロ. 固定基準方式と連鎖基準方式

上記の指数算式は固定基準方式と呼ばれ、
基準時点をある1時点に固定して算出される
が、これを毎期に変更し、比較時点の前期を
基準とする指数をリンクしていく連鎖基準方
式と呼ばれる算出方法も存在する。¹⁸⁾

連鎖基準ベースの物価指数を一般的なかた
ちであらわすと、

$$CP_{0t}^k = P_{01}^k \times P_{12}^k \times \cdots \times P_{t-1,t}^k, t = \prod_{s=0}^{t-1} P_{s,s+1}^k \quad (5)$$

ただし、 $k=L, P, F, T$

となるが、ここで、具体的な算式をラスパ
イレス物価指数を例にとって考えてみる。今、
基準時点を*s*期、比較時点を*s+1*期とするラ
スパイレス物価指数 $P_{s,s+1}^L$ は、

$$P_{s,s+1}^L = \frac{\sum_{i=1}^n p_{i,s+1} x_{is}}{\sum_{i=1}^n p_{is} x_{is}} = \sum_{i=1}^n w_{is} \times \frac{p_{i,s+1}}{p_{is}} \quad (6)$$

と書くことができる。これを利用して、基準
時点を0期、比較時点を*t*期とする連鎖基準
ベースのラスパイレス物価指数 CI_{0t}^L は、

$$CP_{0t}^L = P_{01}^L \times P_{12}^L \times \cdots \times P_{t-1,t}^L, t = \prod_{s=0}^{t-1} P_{s,s+1}^L \quad (7)$$

17) 物価指数算式には、これら4種類のほかにも多数の算式が存在する。詳細については、Selvanathan and Prassada Rao[1994]、森田[1989]等を参照。

18) 通常、物価指数は月次ベースで作成されているため、厳密な意味での連鎖指数を作成するためには、ウエイトを毎月変更する必要があるが、これは統計作成上、現実的な方法ではない。このため、慣例的に、1年以内の短い間隔でウエイトを変更していく方式が連鎖基準方式と呼ばれている。詳細は、森田[1989]第11章を参照。

と定義される。また、同様に、パーシェ物価指数、フィッシャー物価指数、トゥルンクヴィスト物価指数の連鎖基準ベース指数算式は、

$$CP_{0t}^P = \prod_{s=0}^{t-1} P_{s,s+1}^P \quad (8)$$

$$CP_{0t}^F = \sqrt{\prod_{s=0}^{t-1} P_{s,s+1}^L \times P_{s,s+1}^P} = \sqrt{CP_{0t}^L \times CP_{0t}^P} \quad (9)$$

$$CP_{0t}^T = \prod_{s=0}^{t-1} P_{s,s+1}^T = \prod_{s=0}^{t-1} \prod_{i=1}^n \left\{ \frac{p_{i,s+1}}{p_{is}} \right\}^{\frac{w_{i,s+1} + w_{is}}{2}} \quad (10)$$

となる。

(2) 固定基準ラスパイレス物価指数の 上方バイアス

固定基準ラスパイレス物価指数の上方バイアスの大きさについて、米国では既に多数の推計が行われている。例えば、Aizcorbe and Jackman [1993] は、米国の CPI について、207品目、44地域別の最も細分化されたレベルのデータ約8千系列を利用して、トゥルンクヴィスト指数、フィッシャー指数を合成し、

ラスパイレス指数との指数変動の相違を比較・検討している。¹⁹⁾これによると、品目間の代替効果に伴って、米国の CPI は、1982年から1991年までの間に、年率0.2%の上方バイアスがみられたと結論付けられている。²⁰⁾

そこで、わが国における指数算式間における変動の相違をチェックするため、小分類ベース（108分類）のウェイトを『家計調査』から各年毎に計算し、²¹⁾固定基準ベースのラスパイレス物価指数（CPIに相当）と連鎖基準ベースのトゥルンクヴィスト物価指数、フィッシャー物価指数を合成した。結果は第1図に示している。

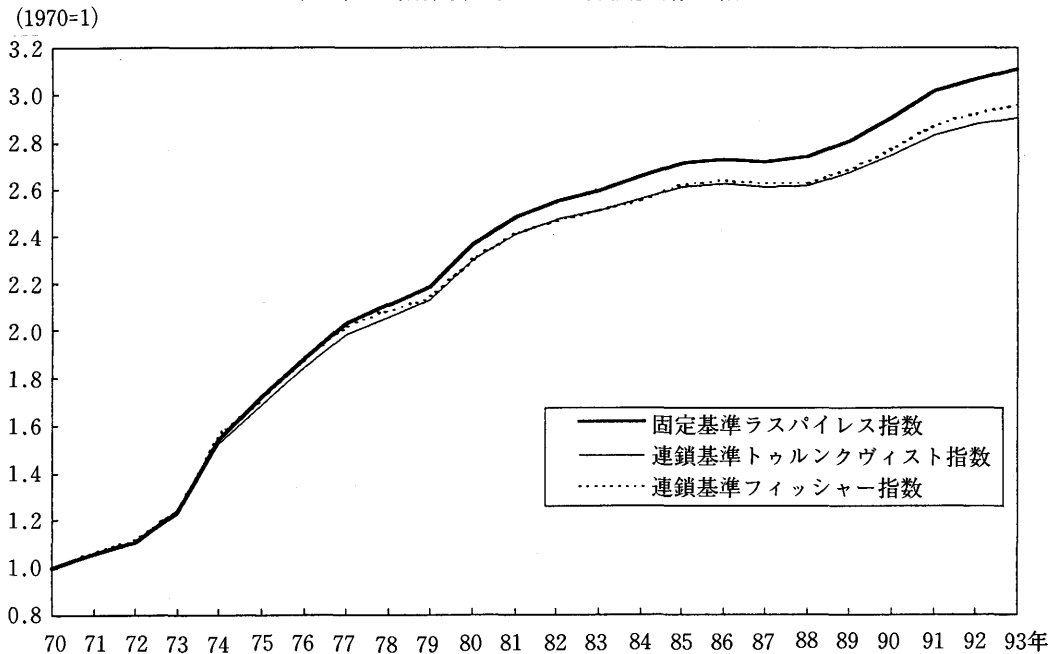
これをみると固定基準ラスパイレス物価指数と連鎖基準トゥルンクヴィスト・フィッシャー物価指数の間には、かなり大きな乖離が観察される。各算式の1993年の指数水準は、1970年を1として、固定基準ラスパイレス物価指数が3.108、連鎖基準トゥルンクヴィスト物価指数が2.898、連鎖基準フィッシャー物価指数が2.966となっている。これは、固定基準ラスパイレス物価指数は、連鎖基準トゥルンクヴィスト・フィッシャー物価指数

19) 代替効果の大きさをみるためにラスパイレス物価指数と比較すべきなのは、基準時点から効用水準を一定に維持した場合の消費支出額の比率として定義される「生計費指数」であると考えられる。ラスパイレス物価指数、パーシェ物価指数と生計費指数の関係については、補論2.を参照。また、ここで、具体的に比較の対象としているトゥルンクヴィスト物価指数、フィッシャー物価指数は、いずれも、ミクロ経済学的基础付けに立脚する関数論的指数論の観点から望ましい物価指数とされる「最良物価指数」(superlative price index)となっている。この点に関する議論の詳細は、補論3.を参照。

20) このほか、Braithwait [1980]、Manser and McDonald [1988] 等でもバイアスの推計が行われており、年率0.1～0.2%程度の上方バイアスが存在するとの結果を得ている。ただし、これらの推計は、Aizcorbe and Jackman [1993] に比べ、対象年次が古く、かつ分類基準も粗いものである。

21) 具体的には、総務庁 [1992] に示されている1990年基準指数の家計調査調査項目と CPI 品目分類の対応関係に基づいて、小分類ベースの CPI ウェイトを各年毎に算出し、このウェイトを使って、CPI 小分類指数を加重平均して総合指数を作成した。ただし、各年毎のウェイト算出が困難な帰属家賃については、対象外としている。

第1図 指数算式による物価変動の相違



(資料) 総務庁『消費者物価指数』および『家計調査』より推計。

に対して、それぞれ年率換算で0.30%、0.20%の上方バイアスを有している計算となり、前述の Aizcorbe and Jackman [1993] が示した0.2%程度との米国での推計結果を若干上回っている。また、Aizcorbe and Jackman [1993] では品目分割を細分化して推計するとバイアスは大きくなるとの可能性も示されており、対象をより細分化して試算すると上方バイアスが拡大すること考えられる。

(3) 指数算式改善の方向性

CPI のバイアスを検証するために利用したトルンクヴィスト物価指数とフィッシャー物価指数を作成するためには、比較時点のウェイトが必要である。しかしながら、ウェイト算出のための基礎資料となる『家計調査』

の公表までのタイム・ラグを勘案すると、これらの指数算式を実際の物価指数作成作業に適用することは困難と考えられる。ただ、その一方で、既にみたとおり、指数算式に起因する上方バイアスが無視しえないのも事実である。したがって、よりバイアスが小さく、かつ現実的な指数算式としてどのようなものがありうるかを検討しておく必要がある。

イ. 固定基準ラスパイレス物価指数の代替的な指数算式

固定基準ラスパイレス物価指数のバイアスを縮小するためには、品目間の代替効果と上昇品目の過大評価という2つの問題点を改善する必要がある。したがって、指数算式の改善策は、連鎖基準方式と幾何平均指数の採用が大きなポイントとなる。以下で検討する指

数算式は、連鎖基準方式による基準時ウエイト幾何平均物価指数で、その具体的な指数算式を示せば次のとおりである。

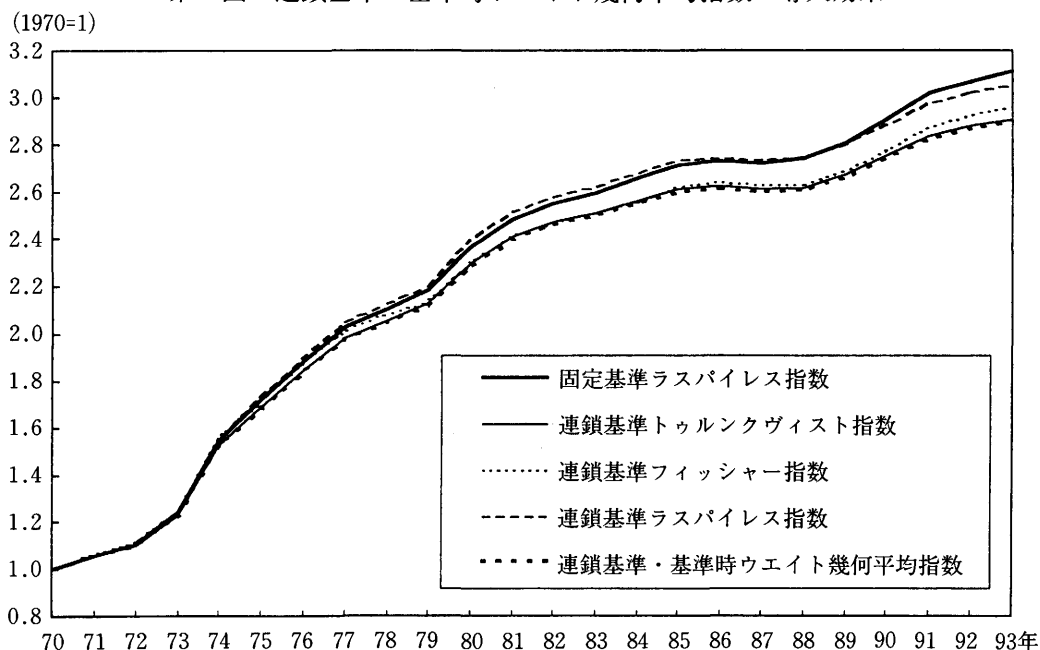
$$CP_{0t}^A = \prod_{s=0}^{t-1} \prod_{i=1}^n \left\{ \frac{p_{i,s+1}}{P_{is}} \right\}^{w_{is}} \quad (11)$$

この連鎖基準方式による基準時ウエイト幾何平均物価指数は、前年の消費支出額を基準として毎年ウエイトを算出し、これによって幾何平均方式によって加重平均を行うものである。したがって、ウエイト算出の手間は増加するが、品目自体の見直しは、これまでどおり5年に1回の基準改定時に行うこととすれば、実現可能性は高いと考えられる。²²⁾

ロ. 指数算式変更の具体的な効果

前出の第1図で利用した価格・ウエイトデータによって、連鎖基準・基準時ウエイト幾何平均物価指数を試算した結果を第2図に示した。これをみると、同指数は、連鎖基準トゥルンクヴィスト物価指数とほぼ同水準で推移しており、上方バイアスは解消している。念のために、連鎖基準ラスパイレス物価指数も合わせてプロットしているが、これは、固定基準ラスパイレス物価指数にかなり近い水準で推移しており、連鎖基準トゥルンクヴィスト物価指数に対して年率約0.22%の上方バイアスが残る結果となる。

第2図 連鎖基準・基準時ウエイト幾何平均指数の導入効果



(資料) 総務庁『消費者物価指数』および『家計調査』より推計。

22) この指数算式についても、CPIが家計調査に先行して公表されるため、家計調査の12月調査結果が公表されるまでの年初数カ月分については、家計調査が公表になった段階でウエイトを修正し、遡及訂正する必要がある。ただし、CPI、家計調査は、いずれも総務庁が作成している統計であるため、ウエイトの改定作業は、ある程度、短縮することができると考えられる。

このことは、基準時ウェイトによる加重平均であっても、毎年、ウェイトを改定したうえで、幾何平均によって加重する連鎖基準・幾何平均方式を採用することで、指数算式自体に起因するバイアスがほぼ解消できることを示している。

ただし、ラスパイレス物価指数は、指数理論上、生計費指数の上限を示すものであるため、消費者に及ぼす最大限の影響をみるとの観点から、生計費指数の近似値としては、ラスパイレス物価指数がふさわしいとの考え方もありうる。また、統計の連続性を考慮すれば、即座に、ラスパイレス算式による物価指数作成を中止するのは得策ではない。したがって、現実的な対応策としては、ラスパイレス物価指数と幾何平均指数を並行的に作成・公表していくことが考えられる。なお、この場合、複数の指数算式を公表することで、ユーザーに無用の混乱を与えないよう、それぞれの指数算式の意味合いを明確にしておくことが必要であろう。

4. 品質調整手法の改善策

2. でみたとおり、わが国の CPI において適用されている品質調整手法は、極めて限定的なものであり、その価格変動の中には、本来、品質変化分として控除されるべき部分が混入している可能性が極めて大きい。本節では、まず、財・サービスの品質変化を計測するための代表的な手法であるヘドニック・アプローチについて、その基本的な考え方とこれまでの実証研究例を概観する。続いて、このアプローチを、CPI のような銘柄特定方式

による物価指数作成方式へどうやって取り込むかとの枠組みを提示する。

(1) ヘドニック・アプローチによる品質変化の計測

イ. ヘドニック・アプローチの基本的な考え方

様々な財・サービスの品質変化を定量的に捕捉する手法としては、ヘドニック・アプローチが広く知られている。²³⁾ヘドニック・アプローチでは、製品の品質は、その製品を構成する機能や性能に分解することができると考え、機能や性能を代表する指標を利用して、統合的な品質を個別指標の総和として評価しようとする。現実のデータを利用したの実証分析は、観察された財・サービスの価格を被説明変数、財・サービスの品質に影響を与える諸特性を示す機能・性能データを説明変数として回帰分析を行う。

この手法については、適用範囲が機能・性能に関する情報を集めることのできる一部の製品・サービスに限定されることや、指数作成に要するコストが嵩むといった問題点が指摘されている。しかしながら、その最大のメリットは、品質という主観的な評価に関して、恣意性を極力排除し、機能・性能をあらわす客観的な指標に判断基準を求める点にある。また、一旦、ヘドニック関数の推計を行ってしまえば、価格と必要な機能・性能指標さえ収集すれば、品質変化に対する評価は容易に可能となる等、品質変化が激しくプロダクト・サイクルの短い製品についてヘドニック・アプローチを適用するメリットは大き

23) ヘドニック・アプローチの詳細については、白塚[1994]、太田[1980]を参照。

い。²⁴⁾

ロ. これまでの実証研究例

わが国では、これまで、ヘドニック・アプローチを適用して品質変化の影響を計測した実証研究はあまりみられていないが、近年の主要な研究事例を第2表として整理している。同表に示した研究のうち、パソコン（白塚[1994]）、乗用車（白塚[1995]）、²⁵⁾ビデオカメラ（白塚・黒田[1995]）の耐久消費財については、いずれも品質調整済みの物価変動を示すヘドニック物価指数がマイナスと

なっており、品質調整を行ったペースでみれば、価格は下落傾向を辿っている。しかしながら、CPIでは、品質調整が不十分であることから、こうした品質向上が、物価上昇率から十分除去されておらず、この結果、耐久消費財を中心として、上方バイアスがもたらされていることを確認できる。なお、サービスについて、佐和ほか[1989]が宿泊料のヘドニック物価指数を推計し、CPI上昇率がヘドニック物価指数上昇率を上回る結果を得ている。²⁶⁾

第2表 わが国における最近のヘドニック物価指数の推計

	ウエイト(万分比)		推計期間	ヘドニック (%)	CPI(%)		乖離(%ポイント)		寄与度(%ポイント)	
	全国	東京			全国	東京	全国	東京	全国	東京
乗用車	178	115	90-94	-0.377	0.125	0.125	-0.502	-0.502	-0.009	-0.006
ビデオカメラ	9	10	90-94	-9.649	-4.010	-5.249	-5.639	-4.400	-0.005	-0.004
パソコン	—	—	90-94	-24.438	—	—	—	—	—	—
宿泊料	126	170	83-87	0.228	2.679	2.679	-2.451	-2.451	-0.031	-0.042

(資料) ヘドニック物価指数…乗用車：白塚[1995]、ビデオカメラ：白塚・黒田[1995]、パソコン：白塚[1994]、宿泊費：佐和ほか[1989]

CPI…総務庁、『消費者物価指数』

(注) 寄与度の計算は、各資料において試算されているヘドニック物価指数の変化率と同一期間におけるCPIの変化率との差に当該品目のCPIウエイトを乗じて算出。

24) このほか、ヘドニック・アプローチでは、物価上昇率の標準偏差が得られるため、物価指数の信頼性を示すことができるとのメリットも指摘できる。

25) 乗用車については、太田[1978,1980]、Ohta[1987]の一連の研究がある。そこでは、1970年から82年までの13年間のデータを利用してヘドニック物価指数を推計し、CPIとヘドニック物価指数の間に大きな相違はみられないとの結果が示されている。

26) サービス価格にヘドニック・アプローチを適用した研究としては、伊藤・廣野[1992]の家賃、南部ほか[1994]の医療費等があるが、残念ながら、いずれの研究もCPIへの影響を検討するために推計結果を流用することには問題があると考えられる。すなわち、伊藤・廣野[1992]の推計は、住宅情報誌から価格・特性データを作成しているため、新規契約家賃を分析対象としており、本来、CPIで捕捉すべき平均家賃を過大評価していると判断される。また、南部ほか[1994]では、その中で示されている推計結果の評価として、ヘドニック関数の説明変数だけでは、技術進歩等にもなう品質変化が調整されておらず、年次ダミーの推計パラメータに、品質変化の影響がかなり混入しているとしている。

以上のこれまでの研究は、品質変化に起因する上方バイアスがCPIに生じている可能性を示唆するものであった。しかしながら、例えば、被服関連製品²⁷⁾等では、耐久消費財同様に品質変化が適切に評価されていない可能性が高いが、品質変化の方向が向上・低下のいずれに向いているかは必ずしも明らかでない点には注意が必要である。事実、Liegey [1993] は、米国の被服製品価格データにヘドニック・アプローチを適用し、婦人コート・ジャケットで3.9%、婦人スーツで0.7%の下方バイアスが生じているとの結果を得ている。米国のCPIでは、この研究成果を踏まえて、1991年より被服製品の品質調整にヘドニック・アプローチを取り入れている。

このほか、サービスの品質をどう考えるかとの点について、娯楽、教育、医療等の個人向けサービスでは、そもそも「標準的なサービス1単位」とは何かとの点を特定することが困難なことも多いなど、未解決の問題が多い分野であり、今後、研究の蓄積が進むことが期待される。²⁸⁾

(2) ヘドニック・アプローチ活用の方策

次に、CPIの品質調整手法を改善するために、その作成方法にヘドニック・アプローチを活用する基本的な考え方を提示する。一般に、ヘドニック関数の推計結果から物価指数を算出する方法としては、年次ダミーにかかる推計パラメータを利用するケースが多い。²⁹⁾しかしながら、ヘドニック・アプローチをCPIで利用する場合、他の品目との平仄をとるためには、物価指数作成方法として銘柄特定方式の枠組みを維持する必要がある。そこで、両者の折衷策として、予め推計しておいたヘドニック関数を利用して新旧調査銘柄間の品質変化の評価を行い、ここで求める品質変化率によって、表面価格変化率をデフレートするとの方法が考えられる。

具体的に、第3図として、特性が1つのケースにおけるこの手法の概念図を示した。³⁰⁾この図では、横軸に特性値(X)、縦軸に価格($\ln P$ 、対数変換値)をとっており、ヘドニック関数は、切片 a 、傾き b の直線として表現されている。また、新旧製品の特性値をそれぞれ X_i 、 X_j とすると、理論価格(当該製品

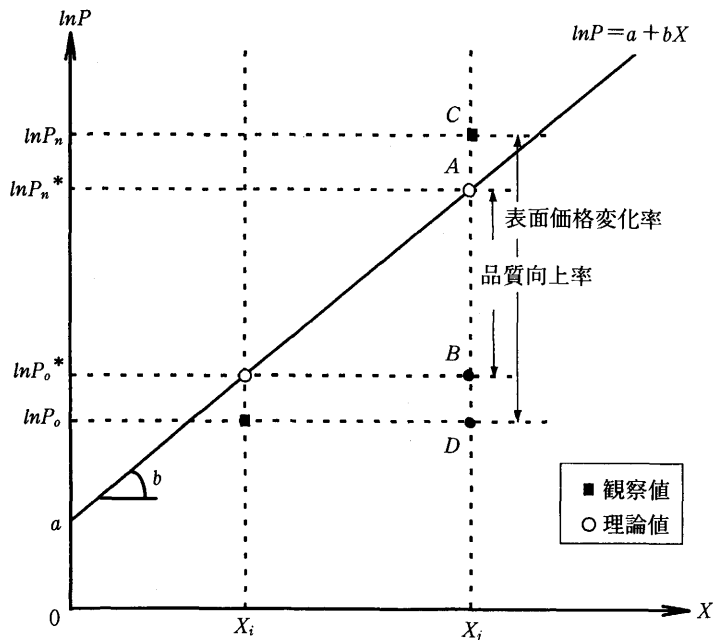
27) 被服製品の銘柄特定化の基準は、例えば、「ワンピース(冬物)」では、「長袖、毛100%、無地、中級品」といった程度にとどまっており、調査銘柄の品質要件は粗いものとなっている。また、これは、同時に、被服のように多様性が求められる商品について、こうした狭い範囲の製品のみを対象に価格調査を行うだけで、調査価格の代表性が十分確保されうるかとの点も問題になる可能性を示唆している。

28) 米国でも、Kroch [1991]、Griliches [1992] 等で、サービス物価の品質調整に関する問題点が指摘されている。

29) 推計したヘドニック関数から、どのようなかたちで品質調整済み物価指数を計算するかは、白塚 [1994] 補論3. を参照。

30) 同図では、ヘドニック関数として、被説明変数のみを対数変換した半対数線形のを想定しているが、半対数線形以外の形式でも、同様の議論が可能である。なお、ヘドニック関数の関数形については、Rosen [1974] で示されているとおり、理論的・先験的な制約は存在しないため、実証的な観点から、適宜の形式を選択してかまわない。これらの点については、白塚 [1994] も参照。

第3図 銘柄特定方式でのヘドニック・アプローチの利用 (概念図)



の特性値を推計したヘドニック関数に代入して求めた推計値)は、特性値から直線までの高さ(図中に「○」として示した点までの高さ)として求まる。ここで品質変化率を、新旧製品間の理論価格の比率と定義すると、新旧製品の理論価格(対数変換値)の差(AB)が、品質変化率に相当する。また、実際に観察された新旧製品価格を、図中に「■」として示した点とすると、やはり、その高さの差(CD)が表面価格変化率となる。したがって、この両者の差が品質調整済み価格の変化率ということになる。因みに、このケースでは、表面価格の上昇幅が品質向上幅を上回っているため、品質調整済み価格は上昇することになる。

以上の考え方に基づくと、表面価格、品質、品質調整済み価格の変化率の間に、

- (品質変化率) < (表面価格変化率)
=> 品質調整済み価格 上昇
- (品質変化率) = (表面価格変化率)
=> 品質調整済み価格 保合い
- (品質変化率) > (表面価格変化率)
=> 品質調整済み価格 下落

との関係が成立していることがわかる。

白塚[1995]では、このフレームワークを乗用車に適用し、代表的な13車種について銘柄変更のシミュレーションを行っている。これによると、1990年から1994年までの間に、27件のケースで品質変化が有意にゼロと異なるモデル・チェンジが行われており、現行CPIの品質調整手法では、適切な評価は困難であることが示されている。なお、品質調整済み価格の変動は、27件のうち11件が上昇、16件が下落となっており、下落の件数が上回って

いる。

5. 調査サンプルの問題：「価格破壊」の取扱い

5.から7.までは、CPIの統計作成方法上の問題を採り上げる。この節では、まず、最近、わが国で関心を集めている「価格破壊」の物価指数上の取扱いを検討することを通じ、CPIの調査サンプルの問題点について考察する。³¹⁾

具体的には、まず、「CPIの動向は価格破壊の実態を適切に反映しておらず、生活実感と乖離している」³²⁾との論点を巡るこれまでの議論について、こうした議論を支持するサイド、反論するサイドの両者の議論を紹介する。次に、物価指数作成の理念に照らし合わせて、「価格破壊」現象を物価指数上でどう取り扱うべきかとの点に関する概念整理を行ったうえで、CPIと価格破壊に関する議論を評価する。最後に、ディスカウント・ストア普及がCPIにどの程度の影響を与えるかとの点について、神戸震災前後の物価指数変動をケーススタディとして採り上げ、調査サンプルの影響を類推する材料を提示する。

(1) 「価格破壊」との関連で指摘されるCPIの問題点

「CPIは価格破壊の実態を適切に反映しておらず、生活実感と乖離している」との主張を支持する論拠としてしばしば引用される調査結果に、①通商産業省による「最近の小売物価の状況に関する調査結果」と②大手スーパーの西友による「西友物価指数」の2つの調査がある。これまでの議論を評価する手がかりとして、最初に、この2つの小売価格調査の概要を整理する（両調査の概要については第3表を参照）。

まず、通商産業省[1994]による「最近の小売物価の状況に関する調査結果」では、店舗形態別の小売価格差の把握と「小売物価統計調査」とディスカウント・ストア等を含めた店舗形態別価格水準の比較の2点を目的として、CPI対象品目からウエイトの大きい25品目をピックアップし、1994年2月時点における東京都区部の店頭価格の見取り調査³³⁾を行った。CPIの価格調査との相違は、調査店舗にディスカウント・ストアを多数取り込んでいることのほか、①調査日に土日を含んでいること、②7日以内の短期の安売りや東売り³⁴⁾商品の価格を含んでいること、の2点

31) 「価格破壊」現象については、その経済的な影響も興味深い問題であるが、本論文では物価指数上の問題に限定して議論を行う。この点については、例えば、伊藤ほか[1995]を参照。

32) CPIと生活実感との乖離については、経済団体や流通業界から批判の声があがっている。例えば、毎日新聞[1994年7月5日付]によると、経団連では、経済の実態を適切に反映していない統計として家計調査と消費者物価指数を挙げ、政府に対して見直しを働きかけていく方針を示している。また、大手スーパー西友では、後述の「西友指数」の下落を材料に、消費者の低価格志向の高まりがCPIには反映されていないとの批判を行っている。

33) 店頭の値段札に表示されている価格を調査員が実地調査するもの。

34) 例えば、ビデオテープ3巻1000円といったかたちで、同一商品のまとまった数量について割安な価格で販売する方法。なお、CPIでは、1995年1月に銘柄変更を行い、ビデオテープについては、3本1パックの東売り価格を調査するかたちに変更されている。

第 3 表 通商産業省・西友の小売価格調査の概要

	通 商 産 業 省 調 査	西 友 物 価 指 数
調査の目的	①店舗形態別の小売価格差の把握。 ②「小売物価統計調査」とディスカウント・ストア等を含めた価格水準の比較。	①消費者の嗜好変化に伴う消費者の購入商品価格の変化を把握。
調査の概要	①対象品目…CPI 対象品目のうち、ウエイトの高い25品目（CPI カバレッジは4.5%）。 ②調査銘柄…原則として「小売物価統計調査」と同一。 ③調査時点…1994年2月。 ④調査対象店舗…東京都区部のデパート、スーパー、コンビニエンスストア、専門店、ディスカウントストア。 ⑤調査対象価格…現金販売小売価格で、7日以内の安売りや束売り、土日の価格も含む。	①対象品目…CPI 対象品目のうち、135品目（CPI カバレッジは13%）。 ②調査銘柄…西友の店頭販売価格 ③調査時点…1992年度下期、1993年度下期。 ④調査店舗…全国の西友 ⑤調査対象価格…対象品目の販売総額を販売数量で除した平均単価。
必要な結果	①25品目中23品目において「小売物価統計調査」が割高。 ②店舗形態別には、ディスカウントストア、スーパー、専門店、コンビニエンスストア、デパートの順で低価格（ディスカウントとデパートの間には約4割の価格差が存在）。 ③店舗形態間で価格差の大きい品目は、男子ブリーフ、ティッシュペーパー、ビデオテープ、背広服等。逆に、小さい品目は、口紅、ドリンク剤、紙おむつ等。	①家計調査の支出シェアにより加重平均した総合指数は－6%の下落。 ②下落幅の大きいものは、紳士服、菓子、飲料。

（資料） 通商産業省[1994]、西友[1994]をともに作成。

が大きく異なっている。

この調査結果として、①「小売物価統計調査」との比較では、25品目の調査対象品目中23品目において「小売物価統計調査」が割高となっていたこと、②店舗形態を低価格のものから並べると、ディスカウント・ストア、スーパー、専門店、コンビニエンスストア、百貨店の順となっており、平均すると百貨店はディスカウント・ストアに対して4割程度割高となっていたこと、③店舗形態別の価格差は、品目によってかなり異なるが、価格差の大きい品目として、男子ブリーフ、ティッシュペーパー、ビデオテープ、背広服、逆に、小さい品目として、口紅、ドリンク剤、紙おむつが挙げられること、が指摘されている。したがって、ある程度調査銘柄の品質を揃えたベースでみても、品目によっては、百貨店・専門店等とディスカウント・ストアとの間に、かなりの価格差が存在していることになる。

ただし、ここで注意すべきなのは、CPIとの価格調査方法の相違や、調査銘柄の品質差といった要因が、調査結果にどの程度影響しているかが必ずしも明らかではないとの点である。具体的には、価格差の大きい上位3品目は、男子ブリーフ、ティッシュペーパー、ビデオテープとなっているが、これらの製品はスーパーやディスカウント・ストア等では、「束売り」で販売されているケースが多いため、販売形態の相違が絶対的な価格水準にかなり影響していると推測される。また、

第4位の紳士服については、調査銘柄の特定化条件がかなり緩いため、価格差の中には品質差の影響が相当程度混入している可能性が高い。このほか、後述6.で検討する被服製品などのように調査日により価格が大きく変動する品目も含まれているため、土日や7日以内の安売り商品の調査価格の影響も予想される。したがって、具体的にどの品目でどの程度の影響が生じているかは、この調査結果からだけでは推測しがたい。

次に、大手スーパーの西友[1994]による「西友物価指数」は、CPIの調査対象銘柄が、価格調査の継続性を重視しているために、消費者の急激な嗜好変化に対応しきれていないとの問題意識に基づいて作成された。³⁵⁾ 算出方法としては、CPI対象品目の中からウエイトの大きい135品目を抽出し、これらの品目について販売POSデータの販売金額を販売数量で除した品目別の平均価格を算出、家計調査の支出シェアにより加重平均する方法を採用している。この調査結果によると、1993年度下期の総合指数は、1992年度下期に対して-6%下落しており、品目別には、紳士衣料(背広、セーター)、菓子(ビスケット、アイスクリーム等)、飲料(コーラ、果実飲料等)で下落幅が大きい。³⁶⁾ ここで示された、消費者の購入単価の低下は、いわゆる「売れ筋商品」が、より低価格帯の商品へ移行していることを示唆しており、これまでの価格調査銘柄では、品目全体の価格変動を把握することは困難になっている可能性が考えられる。

35) 西友指数の目的や調査結果に対する西友の見解については、坂本[1994]も参照(同氏は西友専務)。

36) その後、1994年度上期の指数が公表されており、対象品目は217品目(CPIカバレッジ25%)に拡充され調査が行われ、引き続き-6.2%下落している。

こうした調査結果に基づくCPIへの批判に対する反論として、日本経済新聞（8月2日付）に、CPI作成当局である総務庁の古田消費統計課長による論文（古田[1994]）が掲載された。同論文では、「CPIが『価格破壊』の実態を反映していないのではないかと批判は誤解に基づくもの」であるとして、①WPI（卸売物価指数）動向とCPI動向の乖離をどう考えるか、②ディスカウント・ストアやプライベート・ブランド商品等の価格動向を十分に反映しているか、との2点を中心に議論を展開し、CPIは適切に作成されているとの見解を示している。

まず、WPIの動向との乖離については、CPIとWPIの相違は、基本的には、CPIにはサービス価格が含まれているが、WPIには含まれていないといったカバレッジの問題であるとして、これを概ね揃えたベースで両者の前年比の動きを比較してみれば、ほぼ同様の低下を示しており、「範囲を合わせてみると、CPIも最近の価格下落等の実態を十分に反映していることが理解される」と指摘している。

CPIとWPIのカバレッジの相違の影響を確認するため、第4図として、CPI全国と国内WPIについて、3段階の異なる集計レベルで前年比の動きを比較したものを示した。まず、上段には、指数トータルとしての動きを示すCPI全国・「総合（除く生鮮食品）」と国内WPI・「総平均」をプロットしたが、両者の変動はやや異なっているだけでなく、その乖離幅も大きい。すなわち、両者の乖離幅は、1994年後半にかけて若干縮小し、最近時点では1.5%程度となっているが、1991年後半から94年前半にかけては、2.5%から3%

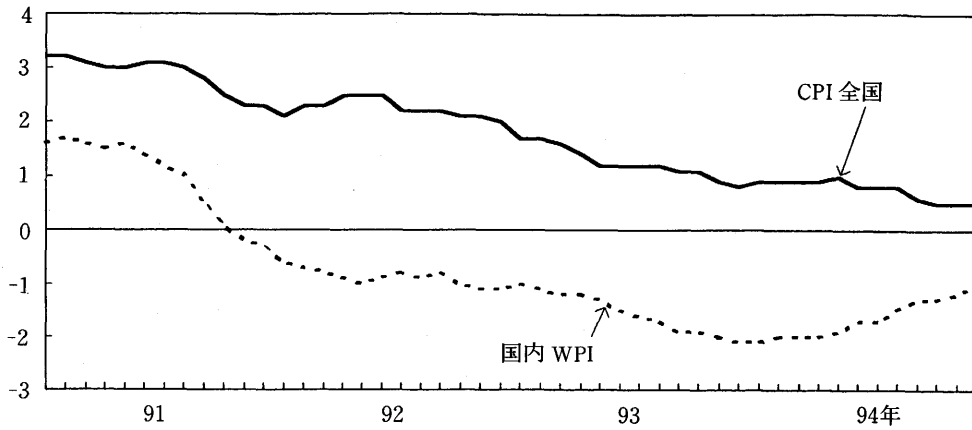
程度も乖離した。しかしながら、このベースでは、カバレッジ面でCPIはサービスを含んでいるが、WPIは含んでいないとの違いが存在する。次に、中段にプロットしたCPI全国・総合（除く生鮮食品）からサービスを除いた「商品（除く生鮮食品）」と国内WPI・「最終消費財」をみると、このベースでは、CPIとWPIの変動は、平行に近くなっているほか、乖離もかなり縮小している。さらに、下段に示したCPI全国・「耐久消費財」と国内WPI・「耐久消費財」においては、前年比の水準が大きく接近し、最近時点においては、CPIの前年比がWPIを下回っている。

以上の事実は、CPIとWPIの指数トータルとしての変動の相違には、カバレッジの違いが大きく影響していることを示している。ただし、ベースをある程度揃えたうえでCPIとWPIの変動を比較し、両者が概ね同様の傾向を示していることをもって、CPIは価格低下の動きを反映していると結論付けるのはやや短絡的と言わざるをえない。すなわち、CPIがフォローしている小売価格は、小売店の仕入れ価格とみなすことのできるWPIのほか、小売店の人件費や販売管理費、利益等が含まれる小売マージンの動きにも左右される。小売マージンの時系列的な変動については、西村・坪内[1991]が、小売マージンを含む流通マージンの分析を行っており、これによると流通マージンは、賃金や生産性の変化につれて時系列的に変動していることが示されている。したがって、CPIがWPIと平行であればよいと結論付けるためには、最近時点では小売マージンが一定であることを確認しなければならないが、こうした点は分

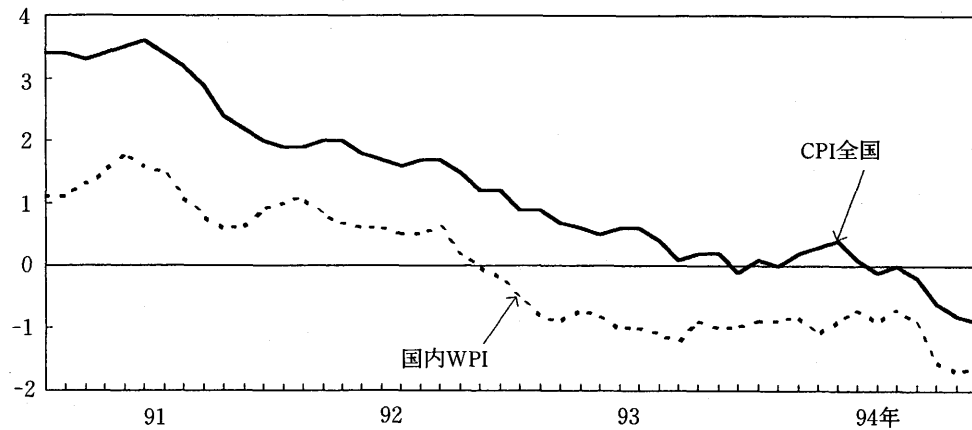
消費者物価指数と計測誤差

第4図 CPIとWPIの指数変動の比較

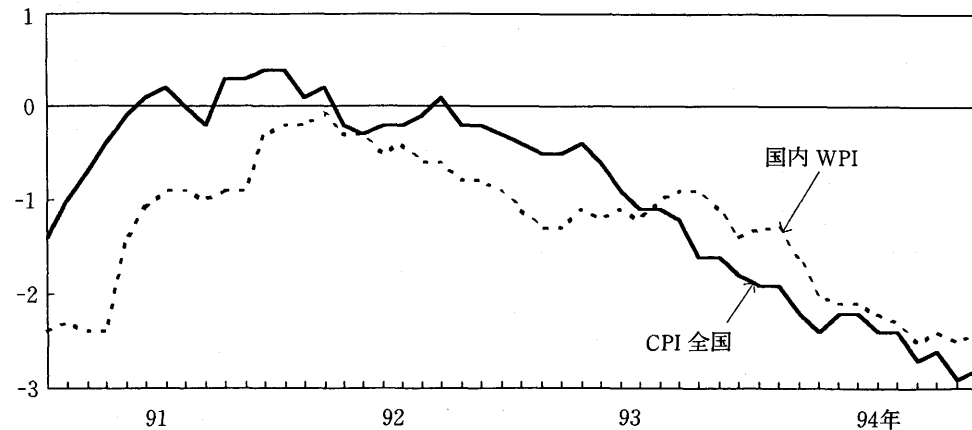
(前年比,%) (1) CPI 総合 (除生鮮食品) と国内 WPI 総平均



(前年比,%) (2) CPI 商品 (除生鮮食品) と国内 WPI 最終消費財



(前年比,%) (3) CPI 耐久消費財と国内 WPI 耐久消費財



(資料) 日本銀行『卸売物価指数』, 総務庁『消費者物価指数』

析されていない。

次に、ディスカウント・ストアやプライベート・ブランド商品等の価格動向を十分に反映しているかとの点について、「小売物価統計調査の調査店舗や銘柄は固定的で硬直的なものではない」として、「消費者の購買行動の変化や商品の売れ筋の対応して、随時見直しが行われるしくみとなっている」と主張している。また、この点に関連して、「小売物価統計調査」の調査価格が高めであるとの批判に対し、「CPIは価格の変化をとらえるものであるから、平均価格水準が仮に若干高めであったとしても問題にするには及ばない」との見方も示している。

確かに、CPIは価格変動の方向性を捉えるもので、価格の絶対水準での高低を問題にしている訳ではない。したがって、調査価格の絶対水準が高いからといって、それだけで価格サンプルとして不適切であるとは判断できない。ただし、こうしたサンプルが調査価格として適当であることを主張するためには、調査サンプルの割高な価格が品質差を適切に反映したものであることと、価格変化の方向性が品目全体の動きを反映した代表性の高いものであることの2点を示す必要がある。しかしながら、小売物価統計調査の調査店舗や銘柄が、どのような基準に基づき、どの程度の頻度で改定されているかについては、具体的に公表されていないため、「小売物価統計調査」に対し、どのような評価が下しえるかは明らかでない。

さらに、古田論文では、以上のような論点を踏まえた結論部分において、「『価格破壊』現象による）変化のうち、CPIに反映させるもの、させるべきでないものは当然CPIの

目的に従って区分される」として、暗にCPIには必要な変化が反映されていることを主張しているように読める。しかしながら、本論文では、紙面の制約等もあってか、「CPIに反映させるべき変化」と「CPIに反映させるべきでない変化」との区分が十分明確にされていない。

(2) 「価格破壊」とCPIの関係に関する概念整理

このように価格破壊とCPIの関係を巡る議論においては、「CPIが価格破壊現象を適切に反映している」とは、どのような状態を意味しているかとの点について、概念整理が必ずしも十分とは言えない。ここで重要な点は、CPIの現行作成方法の下で、価格破壊がバイアスをもたらしているか否かを点検するポイントは何かを明確にすることである。こうしたチェックポイントとして、具体的には、以下の3点が挙げられる（チェック・ポイントの概念図を第5図として示してある）。

i) 品質差と価格差の関係

密接な代替製品が複数の店舗形態で並行的に販売されている場合、店舗形態間での価格差はその品質差に見合ったものであるか（第5図において、A、C間の価格差がその品質差に見合っているか）。

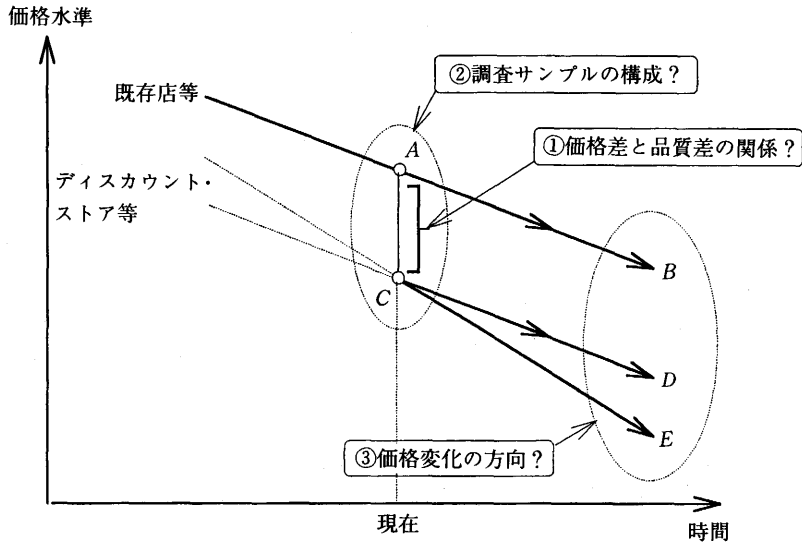
ii) 調査サンプルの構成

調査価格のサンプルは消費者の購入行動を適切に反映しているか（同、価格サンプルが、A、Cを適切な比率で含んでいるか）。

iii) 価格変化の方向と変化率の大きさ

同じく、密接な代替関係にある製品が複数の店舗形態で並行的に販売されている場合、両者の（品質調整済みベースでの）価

第5図 価格破壊とCPIの関係の概念図



格変動の方向性は平行であるか（同、Cからの価格変化の方向は、Aと平行的なDへ向かっているか、それとも平行的でないE等へ向かっているか）。

ここで、3つのチェック・ポイントについてやや詳しくみておくと、まず第1のチェック・ポイントは、既存店舗とディスカウント・ストア間における製品の価格差が、既存店舗とディスカウント・ストアで販売されている製品間の品質差に見合ったものであるかということにある。ただし、ここでの品質差は、正確には、「製品そのものの品質差」だけでなく、買い物のしやすさ、レジや駐車場の混雑度、アフターサービスの充実度といった「販売サービスの品質差」も含む点に注意が必要である。もし、ここでの価格差が品質差に等しいのであれば、品質を一定とした場合の価格変動を捉えるCPIでは、価格は不変とみなされる。しかしながら、既存店舗からディスカウント・ストアへ客が流れている

とみられる実状を考え合わせると、両者の品質差を考慮したうえでもディスカウント・ストアが割安であると判断する消費者が増加していると推測される。

すなわち、消費者にとって、既存店舗とディスカウント・ストアのいずれでも密接な代替関係にある商品が購入可能だとすると、両者の小売価格を品質差によって調整したベースでの価格を比較したうえで、割安な方で購入していると考えられる。このことは、次式

(既存店舗での販売価格)

$\geq$ (ディスカウント・ストアでの販売価格)

+ (製品そのものの品質差)

+ (販売サービスの品質差)

において、(左辺) > (右辺) が成立していることを意味しており、この品質差を調整したベースでの価格差については、CPI上にも指数水準の下落として反映させる必要がある。

また、第2のチェック・ポイントとなる調査サンプルの構成は、ディスカウント・ストアでの商品購入やプライベート・ブランド商品の購入が、消費者の間でどの程度一般化しているかということである。第1のチェック・ポイントからは、ディスカウント・ストアの方が品質調整済みの価格が安いと判断する消費者が増加しているとみられるが、こうした消費者がどの程度大勢を占めるようになっていくかと言換えることができる。この点、各種製品のディスカウント・ストアが次々にオープンし、業績を伸ばしている現状を眺めると、ディスカウント・ストアでの販売シェアが拡大傾向にあることは間違いないと判断され、こうした店舗での販売価格も、物価動向をみるうえで、無視しえなくなっていると考えられる（無論、こうした消費者の購入手動の変化については、どのような製品で、どのような店舗形態へシフトしているかとの実態調査が必要であることは言うまでもない）。³⁷⁾

最後に、第3のチェック・ポイントの既存店とディスカウント店の価格変動が平行に推移しているかとの点であるが、これが重要な意味を持つのは、CPIは価格の絶対水準を測定するものではなく、価格変動の方向性を捉えることを目的としているためである。すなわち、価格変動の方向性を捉えるためには、価格の絶対水準を問題にする必要はなく、調査対象銘柄が、その属する品目全体の価格変動と平行に推移してさえいれば、物価指数にバイアスは生じない。ただし、価格変

動の方向性については、最近時点での動きが平行であったとしても、今後も永続的に安定した関係が維持される保証のないことに注意すべきであろう。

(3) 「価格破壊」とCPIを巡る議論の評価

「価格破壊」とCPIを巡る議論は、最近のディスカウント・ストアの進出拡大やプライベート・ブランド商品の増加といった消費者の購入手動の変化を勘案すると、直感的なレベルでは、現行のCPI価格調査方法に問題があるのではないかという指摘に分があるように見える。しかしながら、この議論をより厳密に論証するためには、前述の3つのチェック・ポイントを1つずつ吟味していく必要がある。既に紹介したCPIを巡る論争をこうした観点から眺めると、CPIを批判するサイド、これに反論するサイドのいずれの側からも決定的な論証は行われていない。

まず、通商産業省の「最近の小売物価の状況に関する調査結果」からは、品目によって、既存店舗とディスカウント・ストア等の間に品質差のみでは説明しえない価格差が存在している可能性が推測される。しかしながら、1時点におけるクロスセクション調査であるため、価格変動の方向性について実態を把握することはできない。また、「西友物価指数」においては、平均単価の低下から、消費者の購入手動がより低価格帯の商品へ移行していることが確認され、調査サンプル見直しの必要性が示唆されているが、こうした平均単価の低下のうち、どの程度、品質変化が寄与し

37) なお、この点について、総務庁は1994年に実施された「消費実態調査」において、ディスカウント・ストア、通信販売等を含む販売形態に関する消費者の利用状況を調査している（1995年12月頃公表の予定）。

ており、実質的な価格の下落がどの程度のものかは識別できない。

実際、総務庁が指摘するように、既存店舗とディスカウント・ストアの価格差が概ね品質差に相当しており、両者の価格変動の方向と変化率がほぼ等しく推移しているのであれば、既存店舗の価格のみを調査していても、バイアスの問題は軽微であると言える。価格調査の継続性や調査費用といった点を考慮すれば、現行のCPI作成方法を支持する議論も成立しうることになる。しかしながら、総務庁サイドからは、これらの点についての十分な論拠は示されていない。

(4) ディスカウント・ストアの影響：

神戸震災のケーススタディ

では、ディスカウント・ストア進出による物価指数の押し下げ効果は、どの程度大きなものであろうか。この点について、米国では、Reinsdorf[1993]が、食料品とガソリンについて推計を行っており、年率0.25%から2%程度の上方バイアスをもたらしているとの結果を得ている。わが国でこれと同様の研究を行うことはデータの制約上、困難である。しかし、神戸震災前後での兵庫県のCPIの変動は極めて特異な変動を示しており、これを見ることにより、ディスカウント・ストア普及がどの程度の影響を与えうるかを考える手がかりが得られる。

兵庫県の2月のCPIは、前月比で-2.3%と、東京都区部（同-0.4%）を大きく上回る下落となった。これには、①火を通して調理する必要のある生鮮食品が値下がりした、②

店舗に被害を受けた商店の在庫一掃セールなど値下げの動きがみられたといった要因が働いているほか、③休業中の百貨店や一般商店に替えて比較的価格の安いスーパーなどが調査対象に加えられた、といった事情があったと報道されている。³⁸⁾

そこで、兵庫県と東京都区部における震災前後でのCPI変動の相違を比較するため、1995年2月の前月比について、兵庫県が東京都区部を2%ポイント以上下回っている19中分類を乖離幅の大きいものから順に並べてみた（第4表）。これをみると、生鮮食品関連よりも酒類（ビール、洋酒等）、教養娯楽用品（玩具、スポーツ用品等）、その他の被服（ネクタイ、ベルト等）といった元来ディスカウント・ストアでの値引き販売の大きいと考えられる品目が上位に並んでいる。また、その前月比下落幅の大きさは、過去3年間の変動と比べると、際立って大きいことも確認される。

さらに、表に示した19中分類から生鮮食品関連と考えられる魚介類、肉類、乳卵類の3中分類を除いて、兵庫県と東京都区部の前月比の乖離幅を東京都区部のウェイトで加重平均すると、総合指数を約1.6%ポイントも押し下げるとの計算になる。無論、兵庫県と東京都区部の前月比の乖離には、前述のとおり店舗に被害を受けた商店の在庫一掃セールなど、兵庫県個々の事情が影響を及ぼしている部分もあり、この点を割り引いて考える必要がある。しかしながら、乖離の大きい分類は、調査対象としてディスカウント・ストアが追加されたことによる影響が大きいと考えられ

38) 例えば、日本経済新聞[1995年3月3日付：夕刊]を参照。

金 融 研 究

第4表 兵庫県・東京都区部のCPI前年比(2月)の比較

	92年	93年	94年	92-94年 (a)	95年 (b)	92-94年平均との乖離 (b)-(a)	備 考
酒 類	-0.1	0.0	0.2	0.0	-15.1 (-0.208)	-15.1 (-0.209)	ビール、洋酒等
下 着 類	-0.2	-0.6	3.1	0.8	-14.0 (-0.077)	-14.8 (-0.081)	
和 服	1.1	0.0	-2.3	-0.4	-11.4 (-0.051)	-11.0 (-0.049)	
教育娯楽用品	0.9	2.0	5.4	2.8	-10.8 (-0.275)	-13.6 (-0.345)	玩具、スポーツ用品等
補習教育	0.0	0.0	0.0	0.0	-7.9 (-0.111)	-7.9 (-0.111)	
外 食	0.3	-0.1	-0.5	-0.1	-6.2 (-0.484)	-6.1 (-0.476)	
その他の被服	-0.8	-0.5	-0.7	-0.7	-5.8 (-0.037)	-5.1 (-0.033)	ネクタイ、ベルト等
書籍・他の印刷物	1.6	0.0	-10.7	-3.0	-5.5 (-0.079)	-2.5 (-0.036)	新聞、雑誌、書籍
菓 子 類	-0.3	0.0	-0.4	-0.2	-4.8 (-0.105)	-4.6 (-0.100)	
家事雑貨	-0.4	0.2	0.1	0.0	-4.6 (-0.040)	-4.6 (-0.040)	食器類、台所用品等
魚 介 類	0.5	0.8	-1.5	-0.1	-3.8 (-0.122)	-3.7 (-0.120)	
身の回り品	0.5	0.8	0.3	0.5	-3.4 (-0.049)	-3.9 (-0.057)	かばん、時計、指輪等
保健医療用品・器具	1.1	0.0	-1.8	-0.2	-3.3 (-0.019)	-3.1 (-0.018)	紙おむつ、生理用品等
理美容サービス	0.2	-0.1	-0.6	-0.2	-3.3 (-0.041)	-3.1 (-0.039)	入浴料、理髪料
医 療 品	-0.3	-0.1	-0.1	-0.2	-2.9 (-0.024)	-2.7 (-0.023)	
通 信	0.0	0.0	0.0	0.0	-2.7 (-0.056)	-2.7 (-0.056)	郵便、通話、運送
肉 類	-0.6	-0.4	-1.0	-0.7	-2.6 (-0.059)	-1.9 (-0.044)	
乳 卵 類	0.3	0.1	1.4	0.6	-2.5 (-0.027)	-3.1 (-0.033)	
設備修繕・維持	-0.2	-0.4	0.0	-0.2	-2.3 (-0.038)	-2.1 (-0.035)	家屋設備、修繕サービス
合 計					(-1.903)	(-1.904)	
除く生鮮食品関連					(-1.695)	(-1.706)	

(資料) 総務庁『消費者物価指数』、兵庫県『兵庫県の消費者物価指数速報』

- (注) 1. 東京区部と兵庫県のCPI(中分類ベース)前月比(2月)の乖離幅。ただし、()内は東京都区部のウェイトで合成した寄与度。
2. 表には、1995年について、神戸が東京を2%ポイント以上下回っている中分類を掲示。
3. 生鮮食品関連を除くベースは、魚介類、肉類、乳卵類の3中分類を除外。

るものが多いことを考え合わせると、調査先変更に伴う押し下げ効果は無視しえないと推測される。

6. 価格調査方法の問題

本節では、CPIに代替効果が混入する原因の1つとなっている価格調査方法の問題点について検討する。現行CPIの価格調査方法には、①特定日の価格を調査しているため、特殊要因が混入しやすい、②帰属家賃に民営家賃の調査価格を流用するにあたっては、両者の居住環境の相違が大きく異なる点が十分考慮されていない、といった問題点が指摘できる。

(1) 調査日の影響

CPIの価格調査は、原則として毎月12日を含む週の水・木・金のいずれかに実施されている。³⁹⁾したがって、曜日構成の違いにより実際の調査日は最大8日間前後することになるため、ある月の中の特定の期間に調査日が重なるか否かにより、価格変動が大きく異なる品目がみられる。

調査日の影響が顕著にあらわれる例として、バーゲンセール期の被服製品が挙げられる。CPIでは、消費者が一般的に購入している価格を調査するとの観点から、特価品を価格調査の対象外としているが、調査時点で8日間以上連続して特価で販売されている製品については、価格調査対象に組み入れる扱い

となっている。例えば、夏のバーゲンセール初期の7月については、調査日が最大で8日間前後するため、調査日時点におけるバーゲン開始からの経過日数が大きく異なり、年によって、バーゲン価格がCPIに反映されたり、されなかったりする。第6図には、被服製品を代表して婦人物ワンピースと半袖ワイシャツについて、7月の価格指数の前月比と調査日の関係をプロットしているが、この図をみると、価格指数の下落幅と調査日の間に負の相関関係が観察される。

なお、被服製品同様に、調査日が指数変動に影響を及ぼす例として、宿泊料等の季節料金が挙げられる。⁴⁰⁾

(2) 家賃の価格調査

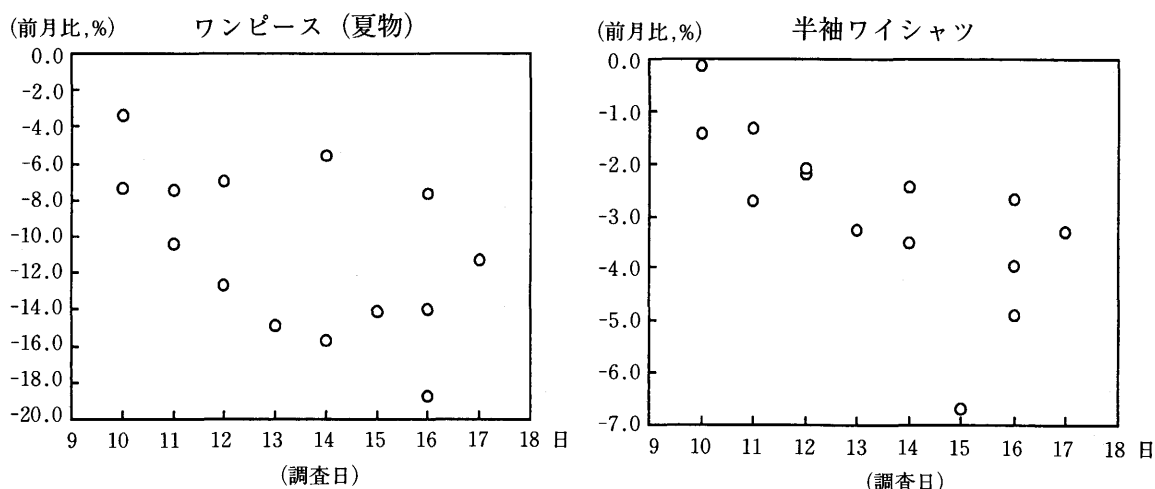
イ. 民営家賃の価格調査

CPIの民営家賃については、価格調査方法とサンプル数の問題から、月々の指数変動が、年によって大きく振れやすいとの特徴が指摘される。すなわち、民営家賃の価格調査方法については、全調査サンプルを3分割し、3カ月に1回の調査を行っているため、価格変動は最大2カ月のラグをおいてCPIへ反映される。また、家賃のサンプル数が少ない一方で、家賃改定は数年に1回程度の頻度で生じるため、3分割されたサンプルの中で家賃が上昇した調査先が均等に散らばっている可能性は低い。この結果、家賃指数の変動パターンは年毎にかなり大きく変化する。

39) 例外的な扱いとなっているものとして、宿泊料（毎月5日を含む週の水・土の宿泊料金）、家賃（3カ月に1回の調査、後述）、生鮮食品（毎月3回調査）が挙げられる。なお、生鮮食品が月3回の調査となっているのは、天候要因等によって、価格が大きく変動しやすいためである。

40) 宿泊料については、正月、ゴールデンウィーク等が調査期間に含まれるか否かで、料金は大きく異なる。

第6図 7月の被服製品の価格変動と価格調査日



(資料) 総務庁『消費者物価指数』

(注) 調査日は3日間の中央日。

この点を確認するため、第7図として、民営家賃（木造中住宅）の前月比変化率を年毎にプロットしてみた。この図からは、入居者の入れ替わりや家賃の改定が生じやすい年度替わりの4月から6月頃にかけて前月比が大きく上昇するとの大まかな季節性が見受けられる。ただし、こうした季節性も価格調査が3カ月に1回で、CPIへ反映されるタイミングに幅が生じるため、4月から6月のうちの月に上昇するかは、年毎にバラツキがみられ、前年比ベースでみた家賃価格の変動の攪乱要因になりやすい。

ロ. 民営家賃価格の持ち家の帰属家賃価格への流用

CPIの家賃ウェイトは、民営・公営の各種の貸家に入居している家庭の賃貸料のほか、

持ち家取得者についても、自己保有の住居から住居サービスを受けていると擬制する帰属家賃のかたちで算入されている。

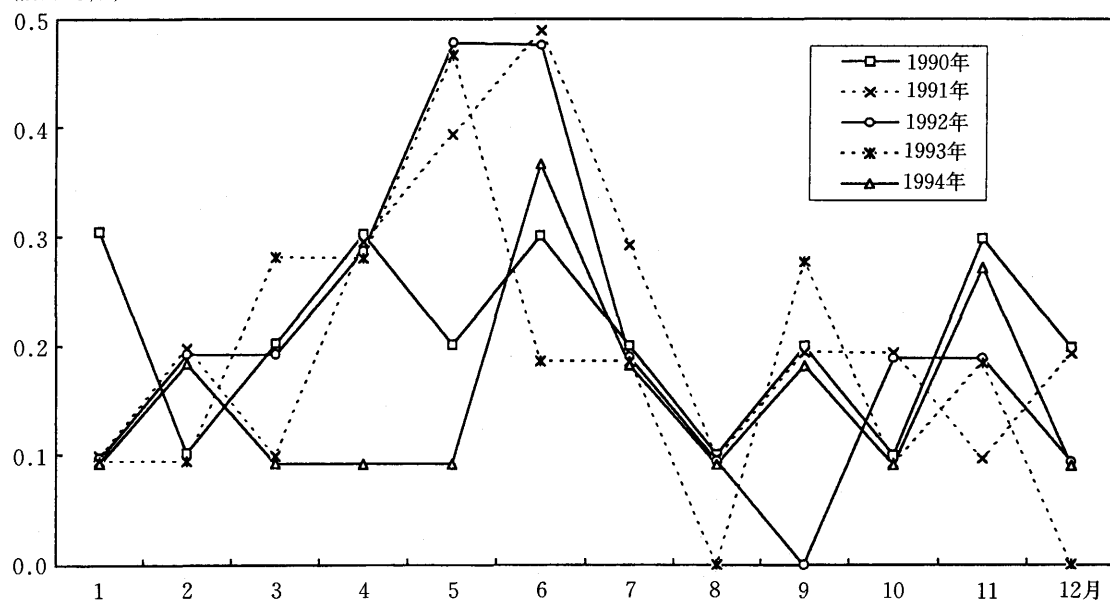
持ち家の帰属家賃の調査価格については、民営家賃の調査価格を流用する方式が採用されている⁴¹⁾が、この流用に当たって、借家と持ち家の品質差が十分考慮されていないとの問題が指摘される。すなわち、民営家賃の品目分類をみると、木造小住宅、木造中住宅、非木造住宅の3品目に分割されており、それぞれの定義は、第5表に示したとおりであるが、一見してわかるとおり、かなり大まかな分類となっている。

このようにかなり大まかな品目分割の下で、民営家賃の調査価格を持ち家の帰属家賃へ流用している結果、持ち家の帰属家賃は、

41) 持ち家の帰属家賃は、昭和45年基準より作成が開始されている（昭和44年以前については不遑及）。

第7図 民営家賃（木造中住宅）前月比の変動

(前月比,%)



(資料) 総務庁『消費者物価指数』

第5表 CPI・民営家賃の品目定義

品 目	定 義
木造小住宅	30㎡未満の木造住宅の3.3㎡当たり家賃の変化率
木造中住宅	30㎡以上の木造住宅の3.3㎡当たり家賃の変化率
非木造住宅	木造以外の住宅の3.3㎡当たり家賃の変化率

(資料) 総務庁『平成2年基準消費者物価指数の概要』

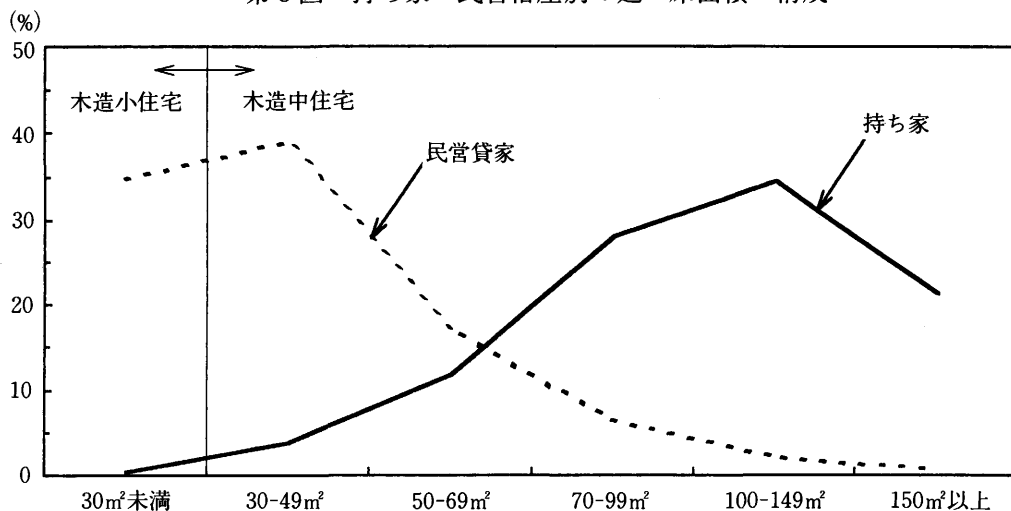
居住水準の相当程度異なる住居の家賃が調査価格として採用されている可能性が高い。第8図に住宅の延べ床面積別の住宅数の分布を示しているが、その分布からは、持ち家と貸家で大きく異なっていることが明らかである。すなわち、持ち家については、CPIの品目分類で木造小住宅に対応する30㎡未満の住宅数はわずか0.4%しか存在しないほか、木造中住宅に対応する30㎡以上の住宅でも、30～69㎡の住宅は全体の約15%を占めているにすぎず、全体の約84%は70㎡以上の住宅となっている。⁴²⁾これに対し民間借家は、30㎡以下の住宅が全体の35%を占めているほか、30㎡以上の住宅でも70㎡未満の住宅が大宗を占めており、70㎡未満の住宅で全体の約9割が占められている。持ち家と民間借家では、

住宅の延べ床面積の分布に大きな違いのあることは、この統計調査結果から明らかである。したがって、民間家賃の調査価格を持ち家の帰属家賃として流用する場合、比較的居住面積の広い住宅の賃貸料に関する調査サンプルが少なく、実勢を十分反映しているかとの点に大きな疑問が残ることになる。

7. ウェイト算出方法の問題

CPIのウェイトは、「家計調査」⁴³⁾を基に算出されているが、同調査は、これまでも統計作成方法について種々の問題点が指摘されている。また、個別品目の取り扱いについても、耐久消費財の取り扱いの基本的な考え方や帰属家賃のウェイト算出方法等の問題点が指摘される。

第8図 持ち家・民間借屋別の延べ床面積の構成



(資料) 総務庁『平成5年住宅統計調査・速報集計結果』

42) 総務庁では、持ち家・民間借家別、住宅延べ床面積別の住宅数について、さらに木造・非木造別にブレイクダウンした計数の集計を行っていないため、ここでの計数は、木造住宅のほか、非木造住宅の計数を含むベースである点に留意が必要である。

43) 家計調査の詳細については、総務庁[1993b]を参照。

(1) 算出基礎資料となる家計調査の問題

CPI ウエイトの算出基礎資料となっている家計調査の内包している問題点については、溝口[1992]がこれまでの議論を概観している。⁴⁴⁾ここで指摘されている問題点は、①調査対象とする家庭の標本抽出作業上の問題、②回答内容の家計全体としての消費支出把握度の問題、の2つに大きく分類できる。

まず、標本抽出作業上の問題点については、家計調査では、正確な数字を入手するために「家計簿方式」を採用していることから、調査負担が重い。その一方で、調査協力謝礼が少ないため、「拒否世帯」が多数発生し、標本抽出時にバイアスが生じる可能性が指摘されている。こうした拒否世帯は、職業別には、労務者、商人・職人、自由業者、無職世帯に、また、年齢別には高齢者世帯、所得階層別には低所得世帯に多い。⁴⁵⁾

次に、回答内容の問題として、調査に対して主として主婦が回答を行っていることの影響が挙げられる。すなわち、家計内の有業者数が増加すると、主婦による消費支出把握の度合いが低下し、特に、両親と同居している若年有業者の消費支出について、十分捕捉されていない可能性が高い。また、単身世帯の調査が行われていないことも、この点への影響を増幅している可能性がある。

調査サンプルと回答内容に関する問題は、

品目によって消費支出水準が過小評価されているのではないかと疑念につながっている。具体的には、耐久消費財や酒・たばこ等の嗜好品への支出金額が、生産統計等と比較して少ないことが指摘されている。

(2) 耐久消費財の取り扱い

次に、耐久消費財の取り扱いについて検討する。まず、消費支出を把握するタイミングに関する問題であるが、これについては、①取得時、②使用時、③支払い時の3者のどの時点で消費支出を計上しているかを区別する必要がある。非耐久消費財を現金で購入した場合は、3者がすべてほぼ同時であるケースが多く、その区別は問題にはならない。しかしながら、耐久消費財については、取得後、一定の期間にわたって使用することになるほか、クレジット・カードや分割払いを利用した場合には、支払い時点も異なってくるため、これら3者の区別が重要となる。ウエイト算出の基礎資料となっている「家計調査」では、各種の消費支出は①の取得時のタイミングで把握されており、⁴⁶⁾このため、耐久消費財のウエイトは、CPIの基準年次おける支出額から算出されている。これに対して、持ち家の取得費用は、前述のとおり帰属家賃としてCPIに算入されていることから、②の使用時のタイミングで取り扱われていると理解され

44) 最近では、日本経済新聞[平成6年9月8日付：夕刊]にも、「家計調査に4つの問題」と題して、①記入に手間がかかる一方で、謝礼が少なく、記入漏れが生じやすい、②調査対象から単身世帯が抜けている、③調査サンプル数が少ない、④小遣いや付き合い費等、不透明な支出が増加している、との問題点を指摘する記事が掲載されている。

45) 家計調査のサンプルの問題は、前田[1995]でも指摘されている。

46) クレジット・カード、分割払い等による支出は、一旦、借入を行った上で支出したとして計上する扱いとなっている。

る。この結果、耐久消費財と持ち家の取得費用の間では、CPI への計上の考え方に整合性がとれないかたちになっている。

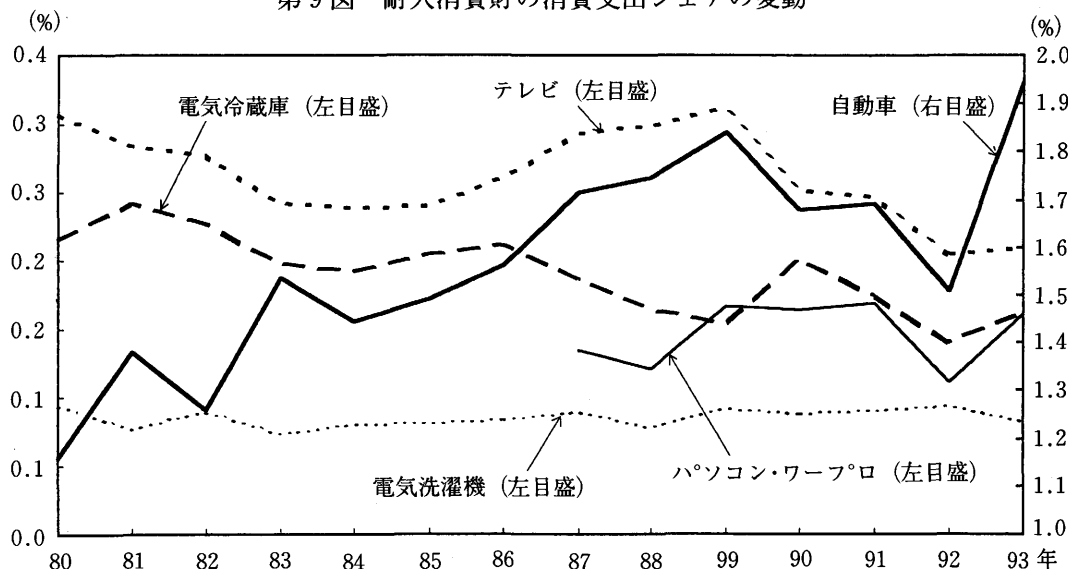
また、耐久消費財のウエイトには、基準年次がどこにとられるかによって振れやすいとの問題点も指摘される。すなわち、そもそも耐久消費財の消費支出に占めるシェアは、家計のストック・サイクルの影響を受けて変動しやすいことに加え、前述のとおりウエイト算出基礎データである家計調査についても、調査サンプルが少ないことやこの分野での支出が大きいと推測される若年有業者や単身世帯の消費行動が捕捉されていないため、カバレッジが低く、調査結果が不安定化しやすいと考えられる。事実、第9図に示した主要な耐久消費財の消費支出に占めるシェアの推移をみると、電気洗濯機のように支出シェアの比較的安定している品目もみられるが、自動車、テレビ、パソコン・ワープロ等、多くの

品目の支出シェアがかなり上下しており、耐久消費財のウエイトは、基準時点の取り方によって大きく振れうることが確認される。

(3) 帰属家賃のウエイト算出方法

帰属家賃のウエイトは、平成元年に実施された『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2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されている。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

第9図 耐久消費財の消費支出シェアの変動



(資料) 総務庁『家計調査年報』

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、地域的に家賃は異なっており、CPI 帰属家賃の推計式においてこうした効果を捕捉しているのは、都市規模に関する変数である。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が、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]では、『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大きく異なっていることが示されている。この問題を改善するため、高山[1992]、高山・有田[1995]では、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、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ている。それによると、『全国消費実態調査』の帰属家賃額は、1984年、1989年の時点において、それぞれ推計結果の43%、39%の水準にとどまるとの結果が得られている。

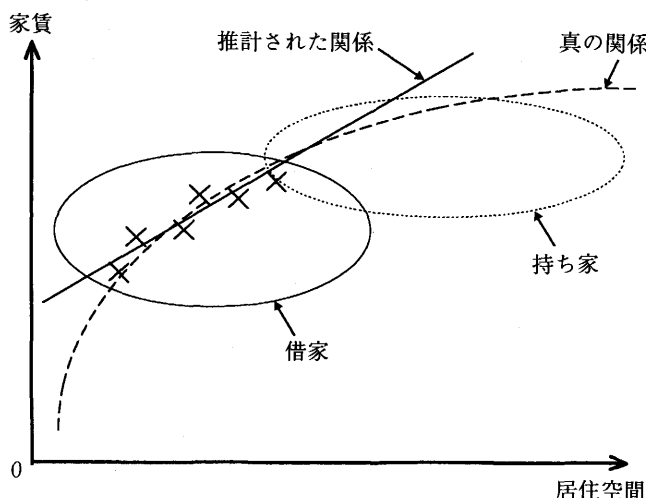
これに対し、Maki and Nishiyama[1993]では、過大評価の可能性が示唆されている。彼らは、1984年から88年までの『家計調査』と『国民経済計算』の消費支出額を財・サービスタイプ別、目的別に比較し、両者の消費支出額の比率（『家計調査』／『国民経済計算』）を推計している。両者の比率は平均すると約

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結果と考えることができる。『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、この結果からは、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が示唆されている。

こうした過大評価が生じる理由としては、前出の第8図に示したとおり、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、第10図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はなく、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。なお、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]の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。

第10図 帰属家賃推計上の問題（概念図）



8. 結 び

本論文では、CPIの「計測誤差」の問題について、物価指数理論、物価指数作成方法論の両者の側面から考察するとともに、計測誤差の問題を改善するための方策を検討してきた。そこで示された具体的な改善策を整理し直すと以下のとおりである。

まず第1は、連鎖基準方式による基準時ウエイト幾何平均指数算式の導入である。現行CPIで採用されている固定基準ラスパイレ指数算式は、品目間の代替効果と指数水準の高い品目の過大評価という2つの問題を抱えている。これらの問題を解決するためには、指数算式として、①連鎖基準方式の採用により、できるだけ最新時点の家計の支出行動に関する情報をウエイトに反映させること、②幾何平均指数によって、指数水準の高低にかかわらず、価格変動を均等に評価させること、の2点を考慮することが極めて重要である。3.で示したとおり、連鎖基準・基準時ウ

エイト幾何平均指数によって、固定基準ラスパイレ指数の算式上の問題に起因する上方バイアスをほぼ解消できる。

第2に、銘柄変更時の品質調整手法として、ヘドニック・アプローチを導入することである。確かに、ヘドニック・アプローチを導入したとしても、品質変化の影響を完全に除去することはできない。しかしながら、品質変化にともなうバイアスを十分小さくすることはできる。また、4.で示した枠組みを採用すれば、現行の銘柄特定方式にヘドニック・アプローチを取り込むことは比較的容易であり、実現可能性も高いと考えられる。事実、卸売物価指数においては、コンピュータ関連製品の一部について、この枠組みを採用し、ヘドニック・アプローチによる物価指数作成を行っている。

第3に、調査サンプル見直しの実施である。「価格破壊」の動きが、CPIに的確に反映されているかを巡って展開されてきた論争は、CPIを批判するサイド、支持するサイドのい

ずれのサイドからも、決定的な論証は行われていない。しかしながら、神戸震災のケーススタディから類推されるように、ディスカウント・ストア普及の影響は、価格調査上、無視しえないと判断される。

第4は、価格調査方法の見直しである。ここには、2つの論点がある。まず、調査日が、原則として、毎月12日を含む週の水曜日から金曜日という3日間限定されているため、特に、季節的に価格が変動する品目は、調査日の影響を大きくうける傾向がある。また、民営家賃は、年度替わりによって入居者が入れ替わったり、家賃契約の更改が行われたりといった事情で価格が変動するケースが多いが、その際、価格調査が3カ月に1回となっているため、年によって4月から6月のいずれの月に大きく上昇するかは一定していない。次に、民営家賃の調査価格を持ち家の帰属家賃に流用する問題として、わが国の居住環境は、持ち家と貸家で大きく異なることが指摘できる。このため、民営家賃を持ち家の帰属家賃として流用した場合、価格の代表性が確保されうるかが大きな問題となる。

最後に第5として、ウェイト算出方法の再検討の必要性が指摘される。CPIのウェイトは、「家計調査」を基に算出されているが、

同調査は、これまでも統計作成方法について種々の問題点が指摘されている。また、個別品目の取扱いについても、耐久消費財の取扱いと帰属家賃のウェイト算出方法との整合性といった問題点が挙げられる。これらの問題は、必ずしもCPI単独のものではなく、わが国の家計部門に関わる統計調査全体の問題として、喫緊に見直しを要しよう。

ところで、CPIを含む物価指数全体の計測誤差の問題については、米国では、品質変化や相対価格変動が物価指数に与える影響を中心に、多数の研究蓄積が存在している。⁴⁷⁾こうした研究成果を基に、CPI全体としてのバイアスの大きさは、年率で1%前後との推計がみられている。⁴⁸⁾また、最近では、CPIの上方バイアスが、税制・政府支出上の物価スライド制度を通じて、財政赤字を拡大させる要因になっているとの議論が高まっている。⁴⁹⁾こうした問題点の指摘に対し、CPI作成当局であるBLS (Bureau of Labor Statistics) では、問題点を真摯に受けとめ、計測誤差を縮小するための前向きな努力を続けており、これまでの研究成果を1993年12月号の *Monthly Labor Review* に特集として掲載している。⁵⁰⁾

わが国における研究状況を振り返ってみる

47) こうした努力に対しても、Wynne and Sigalla [1994] は、「物価指数の計測誤差の問題については、ここ20年間で極わずかな研究しかみられていない」との厳しい評価を与えている。

48) 例えば、Wynne and Sigalla [1994] では、米国CPIの上方バイアスの大きさは、1%未満から最大1.8%と試算しているほか、Lebow, Roberts and Stockton [1994] では、0.5%から1.5%程度との試算結果を示している。

49) 例えば、毎日新聞[1995年3月15日付]を参照。

50) この特集では、まず、Fixler [1993] がCPIの計測誤差に関する問題点を包括的にサーベイした後、Moulton [1993] がラスパイレス型物価指数の指数算式上の問題を検討しているほか、Aizcorbe and Jackman [1993] が相対価格変動に伴う代替効果の大きさに関する推計結果を、また、Kokoski [1993] が食パン、菓子、果物等、食品全般についてのヘドニック関数の推計結果を示している。

と、品質変化が物価指数に与える影響について、太田[1980]の先駆的な研究成果が公表された後、この分野における研究成果は極めて少ない。また、計測誤差を縮小する努力についても、統計作成当局と学界の交流も含め、かなり限定的なものにとどまっている。無論、各種の経済統計作成機関では、より精度の高い統計を作成するための努力を続けていると考えられるが、経済統計には、その性格上、計測誤差が存在することは否定しがたい。したがって、ここで問題になるのは、計測誤差の影響が、統計を利用するうえで無視しうる程度の軽微なものか、それとも深刻な影響を及ぼす水準に達しているのかを明らかにすることである。わが国でも、今後、こうした分野での研究活動が活発化することが期待される。⁵¹⁾

最後に、計測誤差の問題とは直接的には関係しないが、CPIの利用価値を高めるうえで、今後検討していくべきと考えられる改善策を示すことで、本論文の結びとしたい。⁵²⁾

まず第1は、間接税を除いたベースの指数作成である。最近では、消費税が導入された1989年4月からの1年間は、前年比の水準が消費税導入に関連する税制改革の影響で嵩上げされ、基調的な物価変動の動向を評価するうえで大きな支障が生じた。今後、消費税の税率変更や間接税体系の見直しといった税制改革が実施される可能性は大きく、こうした

際に、基調的な物価の動きをみるためにも、間接税の影響を除いたベースでの指数を並行的に作成していくことが望まれる。

第2に、品目別の価格分散データの作成・提供である。物価指数の信頼性という観点からみると、価格情報の精度が極めて重要である。どのような品目で価格の散らばりが大きく、逆に、どのような品目で小さいのか、との情報は、物価の基調判断を行う上で、品目別の価格変動にまでおりて、特殊要因の影響をみる場合、有用性が高いと考えられる。

最後に、第3として、利用目的に応じた物価指数の作成と活用を促進することである。CPIの総合指数は、あらゆる家計を平均したバスケットを基準として、マクロ的な物価変動を把握しようとするものであり、個々の家計の支出パターンとは必ずしも同一ではない。例えば、年金支給額の物価スライド制度を考えた場合、単純にCPI総合の上昇率を算定基準するのではなく、高齢者の消費行動パターンに見合ったバスケットによって物価上昇を評価するといった方策は、十分検討に値しよう。こうした観点から、所得階層別指数や地域差指数等を積極的に活用すべきであるし、また、ウエイトをどのように作成するかとの大きな課題があるものの、単身世帯や年齢別、扶養家族数別のCPIといった新たな物価指数の構築も、積極的に検討していくべきであると考えられる。

51) 現時点までの研究蓄積では、わが国CPIの計測誤差の大きさについて、米国のように試算することは困難である。そのためには、本論文で指摘した問題点や改善策について、指数理論面および統計作成技術面からの検討が不可欠と考えられる。

52) 以下で列挙する物価指数の改善策は、CPIを念頭においたものであるが、そのうちの一部については、日本銀行で作成している卸売物価指数(WPI)や企業向けサービス価格指数(CSPI)等でもあてはまるものがあると考えられる。

補論 1. 算術平均指数と幾何平均指数： 指数水準の影響

ラスパイレス型物価指数は、加重算術平均により指数の合成を行っているが、算術平均方式は、物価上昇率をみるうえで、傾向的に下落している品目（指数水準の高い品目）よりも傾向的に上昇している品目（指数水準の高い品目）を大きく評価するとの欠点がある。

第 A-1 表は、算術平均指数と幾何平均指数の変動パターンの相違を示した数値例である。この例で物価指数は、品目 A と品目 B の 2 品目によって構成され、ウエイトはそれぞれ均等に配分されている。また、各品目の価格変動は、品目 A が時点 0 から時点 1、2 に 2 倍ずつ上昇した後、時点 3、4 と 50% ずつ

下落し、品目 B は逆の動きになると想定している。したがって、各品目の前期比変化率は、品目 A、B で、時点 1、2 と時点 2、3 の間で対称的なかたちとなる。

この間の総合指数の動きをみると、算術平均方式は、指数水準の高い品目 A の動きをより大きく反映して変動している一方で、幾何平均方式は、両者の動きを等しく評価し、指数水準は横這いの動きとなっている。算術平均方式について、特に、時点 1 と 2、3 と 4 の変動を比較してみると、それぞれの品目の変動率は同じながら、相対的に指数水準の高い時点 2、3 において品目 A の変動が大きく反映されることが確認できる。

この点を、数式を使って、整理しておく。
今、一般に t 期におけるラスパイレス物価指

第 A-1 表 算術平均指数と幾何平均指数の試算例

	時点 0	時点 1	時点 2	時点 3	時点 4
価格 (円)					
品目 A	4,000	8,000	16,000	8,000	4,000
品目 B	4,000	2,000	1,000	2,000	4,000
算術平均	4,000	5,000	8,500	5,000	4,000
幾何平均	4,000	4,000	4,000	4,000	4,000
指数 (時点 0 = 100)					
品目 A	100.0	200.0	400.0	200.0	100.0
品目 B	100.0	50.0	25.0	50.0	100.0
算術平均	100.0	125.0	212.5	125.0	100.0
幾何平均	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
変化率 (%)					
品目 A		100.0	100.0	-50.0	-50.0
品目 B		-50.0	-50.0	100.0	100.0
算術平均		25.0	70.0	-41.2	-20.0
幾何平均		0.0	0.0	0.0	0.0

数（総合） P_t は、

$$P_t = \sum_{i=1}^n w_{i0} P_{it} \quad \text{ただし、} \sum_{i=1}^n w_{i0} = 1 \quad (\text{A-1})$$

と定式化できる。ここで、 w_{i0} は i 財（ $i = 1, 2, \dots, n$ ）のウェイト、 P_{it} は t 期における i 財の個別物価指数を意味している。このとき、物価指数の前期変化率は、

$$\begin{aligned} \pi_t &= \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} = \frac{\sum_{i=1}^n W_{i0} (P_{it} - P_{i,t-1})}{P_{t-1}} \\ &= \sum_{i=1}^n \frac{W_{i0} P_{i,t-1}}{P_{t-1}} \cdot \frac{P_{it} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}} = \sum_{i=1}^n w_{it} P_{it} \quad (\text{A-2}) \\ \text{ただし、} w_{it} &\equiv \frac{w_{i0} P_{i,t-1}}{P_{t-1}} \end{aligned}$$

と表すことができる。これは、総合物価指数の変化率が、基準時ウェイトを前期の総合指数と個別指数の比率で調整したウェイトによる加重平均となることを意味している。

補論2. ラスパイレス物価指数と生計費指数

CPIは、指数論的には、消費者選択理論の上に立脚する「生計費指数」をラスパイレス型物価指数により近似していると解釈できる。⁵³⁾

生計費指数とは、物価水準の変動をある時点と等価な財・サービス（マーケット・バスケット）を家計が購入するために必要な消費支出金額によって測定しようとするものである。この場合、価格変動に伴う生計費の変化は、消費者の厚生にどのような影響が生じたかによって評価され、消費者選好の理論に基

づき、同一無差別曲線上の財・サービスを購入するために必要な消費支出金額の比率として定義される。すなわち、消費者の一定の効用水準を u^R 、時点 t においてこの効用水準を実現するために必要な消費支出額を $C(p^t, u^R)$ とすると、時点0を基準時点とする時点1の生計費指数は、次式のとおり定式化される。

$$P(p^1, p^0; u^R) = \frac{C(p^1, u^R)}{C(p^0, u^R)} \quad (\text{A-3})$$

また、ある時点の消費数量を固定するかたちの物価指数は、 q^R を時点 j における価格ベクトル p^j の下で効用を最大化する消費数量ベクトルとすると、一般的なかたちとして次式のように表すことができる。

$$P(p^1, p^0; q^R) = \frac{p^1 q^R}{p^0 q^R} \quad (\text{A-4})$$

したがって、ラスパイレス指数、パーシェ指数は、それぞれ

$$P(p^1, p^0; q^0) = \frac{p^1 q^0}{p^0 q^0} \quad (\text{A-5})$$

$$P(p^1, p^0; q^1) = \frac{p^1 q^1}{p^0 q^1} \quad (\text{A-6})$$

と表されることになる。

以上の定式をもとに、ラスパイレス指数、パーシェ指数と生計費指数の関係を整理しておくと、まずラスパイレス指数と生計費指数の間には、次式の関係が成立する。

$$\begin{aligned} P(p^1, p^0; q^0) &= \frac{p^1 q^0}{p^0 q^0} \geq \frac{C(p^1, u^0)}{C(p^0, u^0)} \\ &= P(p^1, p^0; u^0) \quad (\text{A-7}) \end{aligned}$$

53) 物価指数の指数論としての議論については、例えば、Diewert[1987]、Pollak[1989]、森田[1989]等を参照。

すなわち、まず、分子同士を比較すると、消費ベクトル q^0 は効用水準 u^0 を実現するが、価格ベクトル p^1 の下で必ずしも支出金額を最小化している訳ではないため、価格ベクトル p^1 に対する消費ベクトル q^0 の支出金額である $p^1 q^0$ は、価格ベクトル p^1 、効用水準 u^0 の下で支出金額を最小にする $C(p^1, u^0)$ を上回ることになる。一方、分母については、定義から $p^0 q^0$ と $C(p^0, u^0)$ が等しくなる。

さらに、パーシェ指数と生計費指数の関係は、同様の議論により、

$$\begin{aligned} P(p^1, p^0; q^1) &= \frac{p^1 q^1}{p^0 q^1} \leq \frac{C(p^1, u^1)}{C(p^0, u^1)} \\ &= P(p^1, p^0; u^1) \end{aligned} \quad (\text{A-8})$$

となる。

以上の関係を図解で確認しておく、まず、第 A-1 図において時点 0 の消費者均衡は、当初の予算制約線 AB と効用水準 u^0 に対応する無差別曲線の接点 E で実現する。ここで第 1 財の価格が上昇すると、予算制約線が

AC へシフトし、消費者の均衡は F に移行する。この相対価格の下で、時点 0 における効用水準 u^0 を保証するためには、 G が実現される必要がある。新しい相対価格の下で E 、 G を実現するために必要な予算制約線は、それぞれ K 、 J で縦軸と交差するが、ここでは第 2 財の価格は不変であると仮定しているため、原点からの距離の比が必要な支出金額の比になる。したがって、ラスパイレス指数、生計費指数、

$$P(p^1, p^0; p^0) = \frac{p^1 q^0}{p^0 q^0} = \frac{OK}{OA} \quad (\text{A-9})$$

$$P(p^1, p^0; p^0) = \frac{C(p^1, u^0)}{C(p^0, u^0)} = \frac{OJ}{OA} \quad (\text{A-10})$$

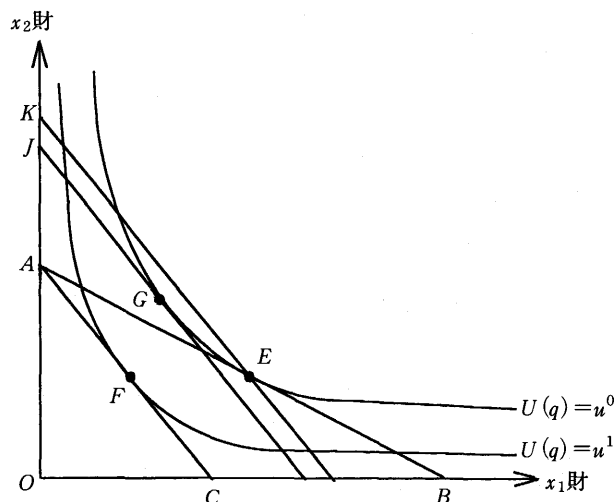
について、

$$\frac{OK}{OA} > \frac{OJ}{OA} \quad (\text{A-11})$$

となり、ラスパイレス指数が生計費指数よりも大きくなることが確認される。

また、パーシェ指数と生計費指数の関係に

第 A-1 図 生計費指数とラスパイレス指数



についても、同様に第A-2図から、

$$P(p^1, p^0; q^1) = \frac{p^1 q^1}{p^0 q^1} = \frac{OA}{OM} \quad (A-12)$$

$$P(p^1, p^0; u^1) = \frac{C(p^1, u^1)}{C(p^0, u^1)} = \frac{OA}{OL} \quad (A-13)$$

から、

$$\frac{OA}{OM} > \frac{OA}{OL} \quad (A-14)$$

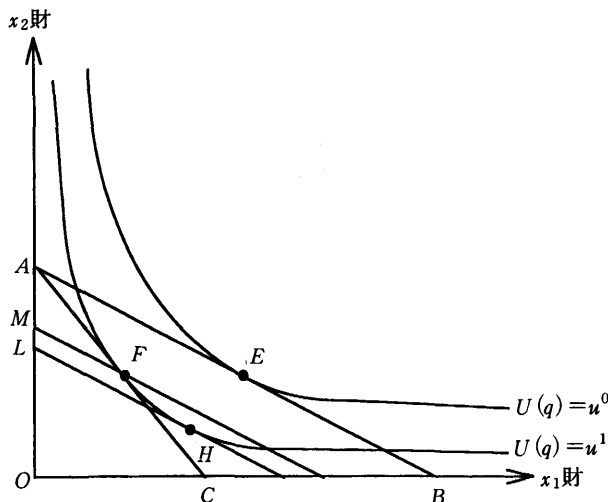
となることが分かり、生計費指数がパーシェ指数を上回ることが示される。

ただし、ここで導かれた(A-11)式と(A-14)式の不等式は、生計費指数がパーシェ指数とラスパイレス指数の間に必ず位置することを意味する訳ではない。すなわち、生計費指数は、どの時点の効用水準を基準として測るかに依存するため、一般に、同一の効用関数を有していたとしても、所得水準が異なれば、

相対価格変化の影響が異なってくる。したがって、時点0、1の効用水準を基準とする生計費指数、 $P(p^1, p^0; u^0)$ 、 $P(p^1, p^0; u^1)$ の大小関係は一般的には不定である。

生計費指数がパーシェ指数とラスパイレス指数の間に位置するためには、効用関数が「相似拡大的」(ホモセティック(homothetic))な形状で、所得・消費曲線が原点からの直線となり、所得水準が変化しても支出パターンが不変であることが必要となる。相似拡大的な効用関数を仮定すると、支出関数を $C(p, u) = a(p) \times b(u)$ というかたちに価格と効用水準に関して分離可能になることが知られており、⁵⁴⁾このため、生計費指数は価格ベクトルにのみ依存することになる。すなわち、

第A-2図 生計費指数とパーシェ指数



54) 例えば、Deaton and Muellbauer [1980] 第5章を参照。

$$\begin{aligned}
 P(p^1, p^0; u^0) &= \frac{C(p^1, u^0)}{C(p^0, u^0)} \\
 &= \frac{a(p^1) \times b(u^0)}{a(p^0) \times b(u^0)} = \frac{a(p^1)}{a(p^0)} \\
 &= \frac{a(p^1) \times b(u^1)}{a(p^0) \times b(u^1)} = \frac{C(p^1, u^1)}{C(p^0, u^1)} \\
 &= P(p^1, p^0; u^1) \quad (A-15)
 \end{aligned}$$

となり、

$$\begin{aligned}
 P(p^1, p^0; q^1) &\leq P(p^1, p^0; u^1) \\
 &= P(p^1, p^0; u^0) \leq P(p^1, p^0; q^0) \quad (A-16)
 \end{aligned}$$

との関係が成立する。

補論3. 連鎖基準トゥルンクヴィスト物価指数について

ここでは、本文中でラスパイレス物価指数と対比し、相対価格変動に伴うバイアスの目安とした連鎖基準トゥルンクヴィスト物価指数について、理論的な基礎付けを整理する。以下では、連鎖基準トゥルンクヴィスト物価指数は、ディビジア物価指数の離散近似と理解できること、そして、Diewert[1976]が最良指数と呼んだ望ましい物価指数の性格を備えていることが示される。

イ. 離散ディビジア指数としての解釈

ディビジア指数は、名目値を数量指数と価格指数に分解し、経済成長の要因分解を行うケースなどにしばしば利用されており、⁵⁵⁾ 評価の高い指数算式の1つである。ここでは、物価指数に焦点を当てるため、ディビジア物

価指数を一般的なかたちとして表現しておく

$$P(t) = P(0) \times \exp \left\{ \int_0^t \frac{\sum_{i=1}^n \dot{p}_i(t) q_i(t)}{\sum_{i=1}^n p_i(t) q_i(t)} dt \right\} \quad (A-17)$$

と定義される。ここで $p_i(t)$ 、 $q_i(t)$ は t 期における第 i 財 ($i=1, 2, \dots, n$) の価格と消費数量、 $\dot{p}_i(t)$ は $p_i(t)$ の時間に関する導関数 $dp_i(t)/dt$ を意味している。さらに、 t 期における第 i 財の支出シェアを

$$w_i(t) = \frac{p_i(t) q_i(t)}{\sum_{i=1}^n p_i(t) q_i(t)} \quad (A-18)$$

とすると、ディビジア物価指数は、

$$P(t) = P(0) \times \exp \left\{ \int_0^t \sum_{i=1}^n w_i(t) \left(\frac{\dot{p}_i(t)}{p_i(t)} \right) dt \right\} \quad (A-19)$$

と表現することもできる。この式から明らかとなり、ディビジア物価指数は、時間に関する連続関数として定義されるとの特徴を有している。

ただし、ディビジア物価指数を実際のデータに適用するためには、連続型ではなく、離散型に近似する必要がある。支出シェアを利用したかたちのディビジア物価指数を離散近似すると、支出シェアをウェイトとする加重幾何平均による連鎖基準指数

$$P(t) = P(0) \prod_{s=0}^{t-1} \left\{ \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_i(s+1)}{p_i(s)} \right)^{w_i(s)} \right\} \quad (A-20)$$

55) 詳しくは、黒田[1984]第12章、黒田[1989]第6、7章を参照。

に帰着する。このとき、ウエイトを当期と前期の平均値 $(\bar{w}_i(t) = \{w_i(t) + w_i(t-1)\} / 2)$ とするならば、

$$P(t) = P(0) \prod_{s=0}^{t-1} \prod_{i=1}^n \left\{ \frac{p_i(s+1)}{p_i(s)} \right\}^{\frac{w_i(s+1) + w_i(s)}{2}} \\ = CP_{0t}^T \quad (\text{A-21})$$

となり、2.で定義したトゥルンクヴィスト物価指数と等しくなる（ただし、本文中では、 $P(0) = 1$ として基準化している）。⁵⁶⁾

ロ. 最良指数 (superlative index number)

としての位置付け

次に、関数論的指数論 (functional index number approach) の観点から、トゥルンクヴィスト物価指数の特徴を整理しておこう。一般に、物価指数、数量指数といった指数の算出は、個別情報を集約・評価するという集計問題と理解することができる。このため、関数論的指数論では、指数算式とそれに対応する集計関数を求め、指数算式の性質を検討していくことになる。

この立場から、Diewert[1976]は、指数算式の望ましさを基準として、ある指数算式が特定の集計関数と理論的に整合的な関係にあるかとの考え方を示し、これを満足する指数算式を「関数整合的指数」(exact index

number) と呼んだ。そして、この関数整合的指数群の中で、指数と整合的な集計関数が任意の2階微分可能な関数の近似式を与える場合、その指数算式を特に「最良指数」(superlative index number) と定義した。

Diewert[1976]では、さらに、ディビジア指数の離散近似として定式化されるトゥルンクヴィスト指数が、トランス・ログ型集計関数 (trans-log aggregation function) と整合的な最良指数であることを示している。⁵⁷⁾

今、0期と1期の間の物価指数、数量指数を、

$$P(p_0, p_1, q_0, q_1) \quad (\text{A-22})$$

$$Q(p_0, p_1, q_0, q_1) \quad (\text{A-23})$$

と表す。ただし、 p_t 、 q_t は、それぞれ第 t 期の価格ベクトル、数量ベクトルである。

ここで、物価指数、数量指数に対応する集計関数を $c(p_t)$ 、 $u(q_t)$ とするときに、指数算式と集計関数との間に、

$$P(p_0, p_1, q_0, q_1) = c(p_1) / c(p_0) \quad (\text{A-24})$$

$$Q(p_0, p_1, q_0, q_1) = u(q_1) / u(q_0) \quad (\text{A-25})$$

との関係が一意的に成立する場合、この指数算式は集計関数と整合的 (exact) であると定義し、こうした集計関数と一意的な対応関

56) ディビジア指数について指摘されている問題としては、 $I_{rs} \times I_{st} = I_{rt}$ ($r \neq t$) と定式化される循環テストに、一般には合格しないとの点が挙げられる。これは、ディビジア指数の経路依存性 (path dependence) に起因するものである。ディビジア物価指数が経路独立となるのは、効用関数が相似拡大的 (homothetic) である場合であることが知られている。効用関数の相似拡大性は、指数論の中でしばしば仮定されるが、その現実的妥当性には議論の余地があると考えられる。

57) なお、フィッシャー物価指数についても、Diewert[1976]が、

$$c(p) = (\sum \sum a_{ij} p_i p_j)^{\frac{1}{2}} \quad \text{ただし、} a_{ij} = a_{ji}$$

との2次形式の価格関数と整合的であることを示している。

係を有する指数算式を関数整合的指数と呼んだ。

ここで、トランス・ログ型価格関数は、

$$\ln c(p) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n \alpha_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (\text{A-26})$$

$$\text{ただし、} \sum_{i=1}^n \alpha_i = 1, \quad \alpha_{ij} = \alpha_{ji},$$

$$\sum_{j=1}^n \alpha_{ij} = 0$$

$$(i=1, 2, \dots, n)$$

と定式化される。ここで、Diewert [1976] で示されている 2 次近似の定理 (quadratic approximation lemma)⁵⁸⁾ を利用すると、

$$\ln c(p_1) - \ln c(p_0)$$

$$= \frac{1}{2} \left\{ \frac{\partial \ln c(p_1)}{\ln p_1} + \frac{\partial \ln c(p_0)}{\ln p_0} \right\} (\ln p_1 - \ln p_0)$$

$$= \frac{1}{2} \left\{ \frac{p_1}{c(p_1)} \frac{\partial \ln c(p_1)}{\ln p_1} + \frac{p_0}{c(p_0)} \frac{\partial \ln c(p_0)}{\ln p_0} \right\} (\ln p_1 - \ln p_0)$$

$$= \frac{1}{2} \left\{ \frac{p^1 q^1}{c(p_1)} + \frac{p^0 q^0}{c(p_0)} \right\} (\ln p_1 - \ln p_0)$$

(∵ Shephard's lemma)

$$= \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (w_{i1} + w_{i0}) \ln \left(\frac{p_1}{p_0} \right) \quad (\text{A-27})$$

となることが導かれ、トゥルンクヴィスト物価指数がトランス・ログ価格指数と整合的であることが示される。

なお、トランス・ログ効用関数は、

$$\ln u(q) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln q_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} \ln q_i \ln q_j \quad (\text{A-28})$$

と定式化されるが、トランス・ログ価格関数とトランス・ログ効用関数は、お互いに双対関係にはないことに注意する必要がある。このため、トゥルンクヴィスト物価指数とトゥルンクヴィスト数量指数の間では、 $PQ=V$ との要素逆転テストが成立しないことになる。

以上

[日本銀行金融研究所研究第 1 課]

58) 2 次近似の定理 (quadratic approximation lemma) は以下のとおりである。今、2 次関数 $F(z)$ が、

$$F(z_t) = a_0 + \sum_{i=1}^n a_{1i} z_i + \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n a_{2ij} z_i z_j$$

と定義され、パラメータについて、 $a_{2ij} = a_{2ji}$ が満たされるとき、かつそのときのみ、

$$F(z_1) - F(z_0) = \frac{1}{2} \{ \nabla F(z_1) + \nabla F(z_0) \} (z_1 - z_0)$$

ただし、 $\nabla F(z_t)$ ($t=1, 2$) は、で評価した関数 $F(z_t)$ の微係数ベクトルが成立する。

【参考文献】

- 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
- 伊藤元重・伊藤研究室『日本の物価はなぜ高いのか』、NTT出版、1995年
- 太田 誠、「ヘドニック・アプローチの理論的基礎、方法および日本の乗用車価格への応用」、『季刊理論経済学』、1978年
- 、『品質と価格』、創文社、1980年
- 黒田昌裕、『実証経済学入門』、日本評論社、1984年
- 、『一般均衡の数量分析』、岩波書店、1989年
- 経済企画庁、「店舗形態別価格実態調査結果」、1994年
- 坂本春生、「物価指数、工夫で感度向上」、日本経済新聞（9月14日付）、1994年
- 白塚重典、「物価指数に与える品質変化の影響—ヘドニック・アプローチの適用による品質調整済みパソコン物価指数の推計—」、『金融研究』第13巻第4号、日本銀行金融研究所、1994年
- 、「乗用車価格の変動と品質変化」、未定稿、日本銀行金融研究所、1995年
- ・黒田祥子、「ビデオカメラ価格のヘドニック分析」、未定稿、日本銀行金融研究所、1995年
- 西友、「『西友物価指数』の調査結果について」、1994年
- 総務庁、『平成2年基準消費者物価指数の解説』、1992年
- 、『消費者物価指数・基準時改定資料集成（第1次～第10次）』、1993年a
- 、『家計調査のしくみと見方』、1993年b
- ターヴェイ、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）、『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』、一橋大学、第46巻第1号、1995年
- 通商産業省、「最近の小売物価の状況に関する調査結果」、1994年
- 南部鶴彦・杉原弘恭・荒井信幸・池田正雄・津本肇・三田村忠芳・佐藤晃嘉・田代尚機・米谷信行・上西晃、「サービスの質の計測（Ⅱ）—病院サービスの品質変化率の計測—」、『ファイナンシャル・レビュー』第31号、大蔵省財政金融研究所、1994年
- 西村清彦・坪内 浩、「日本の流通マージン：マクロ分析」、三輪芳郎・西村清彦（編）『日本の流通』、東京大学出版会、1991年
- 日本銀行、「諸外国におけるインフレーション・ターゲッティングの動向」、『日本銀行月報』12月号、日本銀行、1994年
- 日本銀行物価研究会、『物価の知識』、日経文庫、日本経済新聞社、1992年
- 古田裕繁、「誤解される『消費者物価』」、日本経済新聞（8月2日付）、1994年
- 前田芳昭、「『国民経済計算』と『家計調査』の家計貯蓄率乖離について：『家計調査』のバイアスの検証とその修正」、『日本経済研究』第28号、日本経済研究センター、1995年
- 溝口敏行、『わが国統計調査の現代的課題』、岩波書店、1992年
- 森田優三、『物価指数理論の展開』、東洋経済新報社、1989年
- Aizcorbe, Ana M., and Patrick C. Jackman, "The Commodity Substitution Effect in CPI Data, 1982-91," *Monthly Labor Review*, December, 1993.
- Ammer, John, and Richard T. Freeman, "Inflation Targeting in the 1990s: The Experiences of New Zealand, Canada, and the United Kingdom," *Board of Governors of the Federal Reserve System International Discussion Papers* No.473, 1994.
- Braithwait, Steve D., "The Substitution Bias of the Laspeyres Price Index," *American Economic Review*, 70(1),

1980.

- Deaton, Angus, and John Muellbauer, *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press, 1980.
- Diewert, W. Erwin, "Exact and Superlative Index Numbers," *Journal of Econometrics* 4(2), pp.114-145, 1976
- , "Index Numbers." in John Eatwell, Murray Milgate, and Pete Newman eds., *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, Vol.2, pp.767-780, 1987.
- Fixler, Dennis, "The Consumer Price Index: Underlying Concepts and Caveats," *Monthly Labor Review*, December, 1993.
- Gordon, Robert J., "The Measurement of the Aggregate Price Level: Implications for Economic Performance and Policy," in Kumiharu Shigehara ed., *Price Stabilization in the 1990s*, 1993.
- Griliches, Zvi. ed., *Output Measurement in the Service Sector*, Studies in Income and Wealth, Vol.56. University of Chicago Press, 1992.
- Kokoski, Mary F., "Quality Adjustment of Price Indexes," *Monthly Labor Review*, December, 1993.
- Kroch, Eugene, "Tracking Inflation in the Service Sector," *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, 16 (2), 1991.
- Lebow, David E., John N. Roberts, and David J. Stockton, "Monetary Policy and 'The Price Level'," mimeo, Board of Governors of the Federal Reserve System, August, 1994.
- Liegey, Paul R. Jr., "Adjusting Apparel Indexes in the Consumer Price Index for Quality Difference," Chapter 6 in M. F. Foss, M. E. Manser, and A. H. Young, eds., *Price Measurements and Their Uses*, 1993.
- 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.
- Manser, Marilyn E., and Richard McDonald, "An Analysis of Substitution Bias in Measuring Inflation, 1959-85," *Econometrica*, 56, pp.909-30, 1988.
- Moulton, Brent R., "Basic Components of the CPI: Estimation of Price Changes." *Monthly Labor Review*, December, 1993.
- Ohta, Makoto, "Hedonic Price Indexes of Japanese Passenger Cars Over 1970-83: A Note," *Economic Studies Quarterly* (『季刊理論経済学』) 38(3), pp.264-274, September 1987.
- Pollak, Robert A., *The Theory of the Cost-of-Living Index*, Oxford University Press, 1989.
- Reinsdorf, Marshall, "The Effect of Outlet Price Differentials on the U. S. Consumer Price Index," Chapter 7 in M. F. Foss, M. E. Manser, and A. H. Young, eds., *Price Measurements and Their Uses*, 1993.
- Rosen, Sherwin, "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy*, 82(1), 1974.
- Selvanathan, E. A., and D. S. Prasada Rao, *Index Number: A Stochastic Approach*, The University of Michigan Press, 1994.
- Wynne, Mark A., and Fiona D. Sigalla, "The Consumer Price Index," *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, 1994.